

# 아동기 사회경제적 위기와 노년기 삶의 만족도: 국민연금 소득액의 조절효과를 중심으로

이혜연\* · 김민정\*\*

## 요약

본 연구는 생애과정관점에 기반하여 아동기 사회경제적 위기 경험이 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향을 확인하고 이에 대한 국민연금 소득액의 조절효과를 살펴보는 데 목적을 둔다. 이를 위해 한국복지패널 1-16차 자료를 활용, 2021년 기준 만 65세 이상 3,224명을 두 코호트로 구분하여 잠재계층분석 및 회귀분석 등을 실시하였다.

분석결과, 아동기 사회경제적 위기는 아동기 주거주지, 경제적생활상태, 학업중단경험, 원가족해체경험, 부(모)학력의 위기 정도 및 양상에 따라, 저위험형, 고위험형, 경계형의 3개 유형으로 구분되며, 한국전쟁시기 아동기를 겪은 코호트1이 코호트2에 비해 저위험형이 적고 고위험형이 많게 나타나는 등 아동기 사회경제적 위기 정도가 높게 나타났다. 둘째, 두 코호트 모두에서 아동기 사회경제적 위기 유형이 노년기 삶의 만족도에 부적 영향을 미쳤으며, 저위험형 대비 고위험형일 때 노년기 삶의 만족도가 더 낮게 나타났다. 셋째, 아동기 사회경제적 위기가 노년기 삶의 만족도에 미치는 부적 효과는 국민연금 소득액에 의해 완화되었으며, 특히 저위험형 대비 경계형(코호트2) 및 고위험형(코호트1,2)에서 국민연금 소득액이 높을수록 조절효과가 강화되고 있음이 확인되었다.

이를 통해 생애초기인 아동기에 겪은 위험 경험이 노년기에도 영향을 미치는 위험축적모델의 작동을 실증하였으며, 이에 아동기 사회경제적 위기에 대한 조기개입과 더불어 특정시점의 위험이 생애후기경험으로 이어지지 않도록 전생애적 접근방식을 제안하였다. 또한, 노년기 삶의 만족도를 조절해주는 국민연금의 영향력이 아동기 사회경제적 위기 정도가 클수록, 그리고 최근 코호트에서 더 확대됨을 고려하여, 연금 수급 시기 지연 및 소득대체를 하향의 개혁방향에 대한 보다 신중하고 세밀한 접근과 국민연금 사각지대에 대한 적극적인 논의를 제안하였다.

**주요어:** 아동기 사회경제적 위기, 노년기 삶의 만족도, 국민연금, 잠재계층분석, 조절효과

\* 주저자, 서울여자대학교 사회복지학과 박사수료(leehy@swu.ac.kr)

\*\* 교신저자, 서울여자대학교 사회복지학과 박사수료(maria.jeong1465@gmail.com)

## 1. 서론

평균수명의 증가와 저출생고령화사회로의 급속한 진입은 노인의 삶에 대한 개인적, 사회적 차원의 관심을 증대시키고 이에 대한 논의를 확장시켰다. 다양한 층위에서 노인의 삶을 설명하고 답하기 위한 질문이 제기되었으며, 자신의 삶에 대한 주관적 평가인 삶의 만족도에 대한 논의도 축적되었다. 노년기에 만족스러운 삶을 영위한다는 것은 성공적인 노화의 과정을 거치며 노년의 삶에 잘 적응하게 되었음을 의미하므로(Gutiérrez et al., 2013), 만족도의 양상과 그 영향 요인을 살펴보는 것은 노년기에 발생 가능한 문제들을 이해하고 예방하여 노년기 삶의 질을 향상시키기 위한 선제 질문이 된다.

이상의 관점을 견지하며 노년기 삶의 만족도를 살펴본 선행연구들은 어떠한 상황과 요인들이 삶의 만족도에 영향을 미치는지 확인하고 이에 대한 실천적, 제도적 함의를 설명하는데 집중하였다. 주로 인구학적 특성과 다양한 사회경제적 요인 등을 탐색하고 검증하며, 노인의 경제적 요인(Ribeiro et al., 2018)과 교육수준(박순미, 2011; Ng, Tey & Asadullah, 2017), 가족요인 및 가정환경(나예원·김형수, 2016; 정재훈, 2013; 최해경·김정은, 2018), 지역사회요인(조원지·이서연, 2022; Berg et al., 2006; Dumitrache, Rubio & Rubio-Herrera, 2017) 등이 노년기 삶의 만족도에 영향을 미치며 일정한 설명값을 가지고 있음을 보고하였다. 상기 연구들은 노년기 삶의 만족도와 관계 맺는 다양한 요인들을 확인하고 검증함으로써 실천현장과 제도적 차원에서의 적극적인 지원과 논의의 장을 마련하는데 성과를 내었다. 그러나 노년기 삶의 만족도에 영향을 미치는 제반 변수들과의 관련성 규명에도 불구하고, 주로 특정시점의 자료에 집중하여 변수 간 관계를 설명함에 따라 인간의 삶을 구성하는 시간성은 적극적으로 고려하지 못했다는 한계를 가진다. 즉, 노년기라는 동시간대의 변수 관계에 주목함에 따라, 노년기 삶의 만족도가 생애 경험이 축적되어 누적 구성된 경험의 산물임은 충분히 전제되지 못하였다.

생애과정관점은 인간의 삶이 연속적이고 누적적인 경험의 축적을 통해 구성되었으며, 따라서 특정시기의 삶을 이해하기 위해서는 당시의 경험 뿐 아니라 이전의 삶을 총체적으로 바라보아야 함을 전제하고 있다(Elder, 1998). 즉, 특정 시기의 생애경험 및 성과를 온전히 이해하기 위해서는 개인의 이전 경험을 살펴보아야 하며(Dannefer, 2003; Elder, 1998; O’Rand, 1996), 따라서 노년기 삶의 만족도를 설명하기 위해 동시간대의 설명 요인 뿐 아니라 이전 생애경험에 대한 탐색이 필요함을 제공받는다.

이에, 본 연구에서는 노년기 삶의 만족도에 대한 생애과정관점에 기반하여 생애 초기 경험인 아동기 경험에 주목하고자 한다. 이는 축적의 경로의존성에 따른 초기 경험의 중요성에 기반하며(Elder, 1998), 아동기의 경험이 성인기 및 노년기의 경험에 영향을 미치고 있음을 보고

한 선행연구에 의해 지지된다. 특히, 생애과정관점에서 설명되고 있는 위험의 누적효과에 기반하여, 아동기의 사회경제적 위기 경험이 노년기의 삶의 만족도에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하고자 하였으며, 아동기의 사회경제적 위기가 단일 요인이 아닌 복합적 요인에 의해 구성됨에 따라 잠재계층분석을 활용하여 아동기의 복합적 경험을 유형화하여 설명하고자 하였다. 또한 해당 논의의 연장선으로 아동기의 사회경제적 위기가 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향이 고착되는 것이 아니라 사회적 지원 노력인 국민연금에 의해 조절될 수 있는지 함께 논의하였다. 이상의 문제의식에 따라, 본 연구의 연구문제를 정리하면 다음과 같다.

1. 아동기 사회경제적 위기는 어떻게 유형화되며 각 유형의 특징은 무엇인가.
2. 아동기 사회경제적 위기 유형은 노년기 삶의 만족도에 어떤 영향을 미치는가.
3. 국민연금 소득액은 아동기 사회경제적 위기 유형과 노년기 삶의 만족도와 어떤 관계를 조절하는가.

## 2. 이론적 논의 및 선행연구 검토

### 1) 생애과정관점에서의 아동기 및 노년기 경험의 조망

본 연구는 노년기의 삶을 생애과정관점(life course perspective)에서 조망한다. 생애과정관점은 인간의 삶이 연속적이고 누적적인 경험의 축적을 통해 구성되었으며, 따라서 특정시기의 삶을 이해하기 위해서는 당시의 경험 뿐 아니라 삶 전체를 총체적(holistic)으로 바라보아야 함을 전제한다(Elder, 1998). 이에 시간성(temporality)을 투영한 선행 경험은 후행의 경험과 성과를 설명하는 주요 변수가 되며(Elder, 1998), 그가 밟아온 단계별 경험을 통합적으로 분석하는 과정 안에서 개인의 삶이 어떻게 구성되었는지를 제대로 파악할 수 있게 된다(김수영·오혜인, 2022). 특히 생애초기 경험의 결핍에 중점을 두어 생애경험을 통찰하고자 하는 시도가 지속 검증되었으며 이는 위험축적모델로 확장되었다.

위험축적모델(accumulation of risk model)은 초기에 발생한 다양한 이익과 불이익의 결과로 후기의 생애경험을 이해하는 것으로, 같은 코호트라도 누적된 이익 또는 불이익에 의해 개인의 삶이 어떻게 다른지를 확인하는 것에 집중한다(정세정 외, 2019). 즉, 생애를 통해 확보 또는 결핍된 자원에 따라 인간의 삶이 달라지며(DiPrete & Eirich, 2006), 개인이 겪는 신체적, 심리적, 사회경제적 불평등이 생애주기를 통해서 지속 축적되어진다고 강조한다(Dannefer, 2003; O'Rand, 1996). 생애과정관점에서의 위험축적모델의 적용은 노년기의 경험을 조망함에

있어 보다 장기적인 관점의 연구문제 설정과 해석이 필요함을 제시하였다. 이에 노년기 경험을 동시간대의 변인으로 설명하는 것에서 확장하여, 아동기의 사회경제적 요인과 연계하여 이해하고자 하는 연구들이 다소나마 확인된다. 특히 경험의 경로의존성에 따라 생애초기인 아동기 경험의 중요성에 기반하여(Elder, 1998), 아동기의 사회경제적 위기와 노년기의 건강 및 우울의 관계를 밝힌 연구들(Elo & Preston 1992; Galobardes, Lynch & Smith, 2004; Palloni, 2006; Schafer & Ferraro, 2012)과 아동기의 결핍된 경험들이 성인기 이후의 교육, 직업 및 소득수준, 결혼지위에 위험요소가 됨을 밝힌 연구들(Khang, 2006; Kuh, 2007; Lanza et al., 2010)은 노년기 삶의 만족도에 아동기의 사회경제적 위험이 영향을 줄 것이라는 본 연구의 가설 설정에 주요한 시사점을 제공한다.

## 2) 노년기 삶의 만족도

삶의 만족도는 학자에 따라 다양하게 개념 정의되고 있으나 일반적으로 ‘자신의 삶의 질에 대한 주관적 평가’를 의미하며(권중돈·조주연, 2000), 개인의 주관적 인식 또는 경험의 상태를 측정하는데 있어 대표적인 도구로 이해된다. 삶의 만족도는 자신의 삶에 대한 인지적 평가와 감정적 평가를 의미하며(Gilligan & Huebner, 2007), 일상생활의 활동에서 느끼는 기쁨, 생활에 대한 의미와 책임감, 목표성취, 낙천적 태도와 감정 등 자신을 가치 있는 존재로 여기는 태도 등을 포함한다(조원지·이서연, 2022). 특히 노년기 삶의 만족도는 현재 상황에 대한 기대와 현실적인 충족 여부에 영향을 받으며, 현재 지위와 활동에 대한 정서적 만족감으로 정의될 수 있다(Havighurst, 1977). 이에 노인이 느끼는 삶의 만족도는 생활의 역사를 통해 영향을 받은 행복감과 만족감 등의 포괄적인 심리적 감정(유지연, 2016)이며, 생활에 대한 기대와 현실 충족의 간극에 영향을 받는 주관적 감정으로 노인의 삶의 질을 조망하는 주요한 복지 지표가 된다(Pavot & Diener, 2008).

노년기 삶의 만족도가 가지는 지표의 중요성 만큼, 노년기 삶의 만족도에 대한 다양한 연구가 축적되어 왔으며, 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 규명하려는 시도가 꾸준히 이어져 왔다. 노년기의 삶의 만족도에 영향을 미치는 변수에 대한 선행연구는 인구사회학적 특성을 비롯하여 경제적 요인, 건강, 인지 기능, 사회적지지, 생산적 활동 등 다양한 요인들을 제시하였다(박순미, 2011; Baltes & Baltes 1990; Crosnoe & Elder 2002; Fisher 1995). 구체적으로 노인의 경제적 수준이 높고(Ribeiro et al., 2018), 교육수준이 높을수록(Ng, Tey & Asadullah, 2017), 주관적 건강상태와 일상생활활동능력이 좋을수록(윤현숙·허소영, 2007; 이중섭, 2010), 자원봉사활동과 여가활동을 포함한 사회활동이 많고(문재우·유연웅, 2013; 한상미, 2011; 허

성호·김종대, 2011), 노인에 우호적인 지역사회환경과 사회적 지지정도가 높을수록(조원지·이서연, 2022; Berg et al., 2006; Dumitrache, Rubio & Rubio-Herrera, 2017) 노인이 인지하는 삶의 만족도가 높은 것으로 보고 된다. 상기 연구들은 노년기 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인들을 개인과 가족, 지역사회환경 등 다양한 층위에서 확인하고 검증함으로써, 노년기 삶의 만족도 향상을 위한 다각적인 지원의 필요와 향상을 논의하는데 기여하였다. 그러나 이상의 설명은 노년기 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인을 노인이 현재 처해있거나 인식하고 있는 변수로 한정하여 설정함에 따라 과거의 경험에 의한 영향을 충분히 고려하지 못했다는 시각의 한계를 갖는다.

### 3) 아동기 사회경제적 위기와 노년기 삶의 만족도

노년기의 경험을 설명하고자 하는 다수의 논의들이 해당 시기의 변수 관계에 집중되어 있는 가운데, 축적된 양이 많지는 않으나 시간성을 투여하여 생애과정관점으로 논의를 시도한 연구들(김진현·한지나, 2014; 윤수경, 2019; 이수인·유지영, 2018; 장은하·박하은·홍석호, 2021; 전해정·김명용, 2013; Crystal & Shea, 1990; Dannefer, 2003; Kuh & Shlomo, 2004; Mirowsky & Ross, 2008; O'Rand, 1996)도 눈에 띈다. 특히, 김진현·한지나(2014), 이수인·유지영(2018), 전해정·김명용(2013), Kuh & Shlomo(2004), Mirowsky & Ross(2008), O'Rand(1996)는 생애 초기인 아동기의 경험에 주목하였다.

O'Rand(1996)는 은퇴 이후 노인들의 경제적 불평등이 아동기, 즉 생애초기의 불이익 경험에 의해 영향을 받고 있음을 밝히며, 생애과정관점에 기반한 위험축적모델을 실증하였다. 김진현·한지나(2014), 전해정·김명용(2013), Kuh & Shlomo(2004)와 Mirowsky & Ross(2008) 역시 아동기의 불이익 경험, 특히 사회경제적 위기 정도가 후기경험인 노년기의 정신건강 및 우울과 정적관계임을 밝히며 위기요인에 노출된 아동에 대한 조기 개입과 전생애적 지원을 제안하였다. 또한, 이수인·유지영(2018)은 종속변수의 범위를 확장하여 아동기 사회경제적 지위가 노년기 삶의 질에도 영향을 미치고 있으며 현재의 사회경제적 지위가 두 경험을 매개하는 변수로써 효용될 수 있음을 보고하였다. 해당 연구는 앞선 연구들이 그간 정신건강 및 우울 등 건강불평등을 설명하는데 집중되었던 위험축적모델 등의 생애과정관점 논의를 특정 영역에서 삶의 질로 확장함으로써, 아동기 사회경제적 지위가 노년기에 삶에 미치는 영향정도를 보다 통합적으로 설명하는데 기여하였다. 그러나, 상기 성과에도 불구하고 아동기 경험과 노년기 삶의 질을 매개하는 변수로써 개인의 지위변수를 주로 활용함에 따라, 노인의 삶의 질을 높이기 위한 사회적 지원 노력이 충분히 고려되지 못한 것은 과제로 남는다.

#### 4) 국민연금과 노년기 삶의 만족도

본 연구에서는 앞선 선행연구 및 이론적 논의를 토대로, 노년기 삶의 만족도의 설명변수로써 생애 초기 경험인 아동기 사회경제적 지위에 주목하였다. 그리고 해당 영향관계가 개인적 지위변수(이수인·유지영, 2018) 이외 사회적 지원노력으로써의 사회정책, 특히 국민연금에 의해 조절되는지 살펴보고자 하였다. 본 연구에서 국민연금에 주목하는 이유는 국민연금의 본래적 기능과 노년기 삶에 미치는 영향력, 그리고 노후준비방법으로써의 국민연금에 대한 의존성에 기인한다.

국민연금은 보험가입이 강제되고 가입자(및 사용자)에게 보험료가 부과되는 사회보험제도가 공적연금제도로, 노후소득보장을 위한 제도로 설계되었다(국민연금 홈페이지, 2023.6.30. 인출; 임완섭·김태완·이아영, 2017). 실제, 은퇴이후 상당수의 노인들이 근로소득의 감소 및 중단으로 인해 국민연금과 기초연금을 노후소득보장의 주요소득원으로 삼고 있음이 보고된다(금현섭·백승주, 2014). 더욱이, 기초연금보다 국민연금이 빈곤감소효과와 불평등감소효과가 더 큰 것으로 보고 되고 있어(임완섭·김태완·이아영, 2017), 국민연금 논의의 당위성을 제고한다. 둘째, 노년기 삶을 위한 대비, 즉 노후준비방법으로써의 국민연금에 대한 의존성을 고려하였다. 통계청 발표에 따르면, 국민연금을 통해 노후 준비를 하는 60세 이상 가구주의 비율은 2009년 35.8%에서 2021년 57.1%로 20% 이상 증가하였다(통계청, 2021). 노후준비방법으로써 국민연금에 대한 기대 및 의존성의 증가는 국민연금 수급여부 및 수급액이 가지는 영향력이 지속 가증될 수 있음을 유추케 한다. 마지막으로 국민연금의 본래적 기능인 노후소득보장 정도가 노년기의 삶의 만족도에 미치는 영향력을 고려하였다. 많은 선행연구들은 노년기의 경제적 상실 경험이 우울, 불안 등 부정적 정서 경험, 사회적 관계 유지의 어려움 등으로 이어져 결국 삶의 만족도가 저하될 가능성이 높아짐을 지적하고 있으며(원경혜·이상혁, 2015; 유지연, 2016; 하춘광, 2007; Cummins, 2000), 실제 국민연금이 노년기 삶의 만족도에 유의한 영향을 미침을 실증한 연구들에 의해 이는 지지된다(권혁창·김지현, 2020; 권혁창·조혜정, 2019; 유지연, 2016; 최현석·하정철, 2012).

다만, 국민연금과 노년기 삶의 만족도와 관계에 대해 일부 연구에서는 유의한 영향이 검증되지 않는다는 상반된 결과를 보고하였는데(권혁창·이은영, 2012; 양재진·이호연·이정주, 2016), 권혁창·이은영(2012)과 유지연(2016)은 연구결과 불일치 원인으로 연금의 수급여부만을 고려했거나 연금 외의 변수들의 통제 여부 등을 지적하였다. 또한, 국민연금 첫 수급 시기와 연구시기와의 간격이 국민연금의 효과성이 검증될 만큼 충분하지 않았다는 점도 지적된다. 즉, 완전노령연금 수급자가 발생하기 시작하지 충분히 경과되지 않은 시점<sup>1)</sup>에 국민연금의 효과성

1) 1988년 1월 국민연금제도가 시행된 후, 가입 기간이 20년 이상 경과 된 2008년 1월부터 연금 급여 지급이 개시되었고, 국민연금제도 최초 시행 당시 가입한 특례노령연금 대상자는 1993년부터 연금 지급이 개시되었다(국민연금 홈페이지, 2023.6.30. 인출).

을 검증함으로써(권혁창·이은영, 2012; 양재진·이호연·이정주, 2016), 충분한 자료(수급자 수, 수급액)가 확보되지 못했기 때문이다.

이에, 본 연구에서는 노년기 삶의 만족도에 대한 국민연금 논의의 연장선으로, 아동기 사회경제적 위기가 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향력을 확인하고 국민연금이 이를 어떻게 조절하는지 검증하고자 하였다. 특히 국민연금을 수급여부가 아닌, 수급액으로 직접 투입하여 수급 집단 내 차이를 고려하고자 하였다. 이는 국민연금 급여 시점의 충분한 경과가 이뤄진 현재 시점에서 국민연금 영향정도를 재검증할 수 있는 기회가 될 것으로 기대된다.

### 3. 연구방법

#### 1) 연구자료 및 연구대상

본 연구에서는 아동기 경험에 대한 정보와 노년기 삶의 만족도 등의 관련 변인을 모두 포함하며, 전국 단위 표집을 통해 대표성이 확보된 한국복지패널을 분석자료로 하였다. 한국복지패널은 연령, 소득계층, 경제활동상태 등에 따른 다양한 인구집단별 생활실태와 복지욕구 등을 파악하기 위한 목적으로 2006년부터 1년 주기로 조사·수집되고 있는 중단 패널자료이다(한국보건사회연구원, 2022).

패널 최초 진입시에만 조사하는 아동기 회고정보를 활용하기 위해 1차부터 16차 데이터를 사용하였으며, 삶의 만족도와 국민연금 수급액, 인구사회학적 배경 등은 16차 정보를 기준으로 활용하였다. 분석대상으로는 2021년 기준 만 65세(1956년생) 이상 노인 중, 전국민 대상 국민연금제도가 확대되기 전 세대인 1938년 이전 출생자를 제외한 후(보건복지부, 2007), 아동기 사회경제적 위기 문항에 모두 응답한 3,224명을 최종 포함하였다. 또한, 아동기 사회경제적 위기 요인으로 고려한 원가족해체경험, 학업중단경험, 경제적생활상태 등이 주요한 사회적, 경제적 사건 등에 따라 이질적으로 구성될 수 있음을 고려하여, 전체 집단을 비교적 동질한 경험을 공유한 두 개의 코호트로 구분하여 분석하였다. 구체적으로 코호트1은 1939년~48년생으로, 한국전쟁 발발 및 전후 복구시기<sup>2)</sup>가 학령기와 중첩되어 학업중단경험의 직접적 대상이 된다. 또한, 50대에 국제금융위기를 겪으며 비자발적인 노동시장 이탈 경험을 다수 겪은 세대로, 현재 73~82세의 후기 노인에 해당된다. 반면, 1949~56년에 태어난 코호트2는 전후 복구가 완료된

2) 1950년에 발발한 한국전쟁의 피해 복구를 위해 1953~1956년 한국전쟁 복구 사업이 진행되었으며, 1956년 한국전쟁 복구는 대체로 완료되었다. 1957년에는 전쟁 전의 생산량을 모두 회복하고 증가추세(전쟁 전 대비 농업 14.9%, 제조업 17.0%, 건설업 60.3%, 운수업 56.2%의 성장)를 보였다.

1956년 이후 취학하였으며 40대에 국제금융위기를 겪은 세대로, 현재 65~72세의 전기노인에 해당된다. 해당 기준에 따라 코호트1은 1,925명, 코호트2에는 1,299명이 포함되었다.

**[표 1] 분석대상의 코호트 구분 및 사례수**

	출생년도	한국전쟁('50)~'56]	국제금융위기('97)	현재 연령('21 기준)	사례수
코호트1	1939~1948	2(8)세~11(17)세	49세~58세	73~82세	1,925명
코호트2	1949~1956	미출생~1(7)세	41세~48세	65~72세	1,299명

## 2) 변수측정

### (1) 종속변수: 노년기 삶의 만족도

삶의 만족도는 개인의 주관적 판단을 가정하고 있기 때문에 주관적 평가 척도를 활용하는 것이 더 직접적이고 정확하며(Sousa & Lyubomirsky, 2001), 측정시 단일문항보다 다문항 척도를 사용하는 것이 신뢰도와 타당도가 높다고 보고된다(Diener, 1984). 특히, 다문항 척도로의 삶의 만족도 측정방식은 삶의 다차원성과 시간성을 반영한 노인의 생애사적 복잡성을 잘 담아내는데 적합하다. 본 연구에서는 관련 선행연구(이수인·유지영, 2018)와 복지패널의 측정방식 등을 고려하여, 건강, 가족의 수입, 주거환경, 가족관계, 직업(일), 사회적 친분관계, 여가생활, 전반적 삶의 만족도 등 8개 문항을 모두 사용하였으며, 해당 문항의 평균값을 분석에 투입하였다. 점수가 높을수록 삶의 만족도가 높은 것을 의미하고, 변수의 Cronbach's alpha는 .801이다.

### (2) 독립변수: 아동기 사회경제적 위기 유형

아동기 사회경제적 지위 혹은 불평등을 무엇으로 정의할 것인가는 연구자마다 다소 정의되는 방식이 상이하나, 관련 선행연구에서는 공통적으로 경제적생활상태, 학업중단경험, 친척집성장경험, 가족경험, 부모의 사회경제적 지위 등이 포함된다.

**[표 2] 선행연구에서의 아동기 사회경제적 지위 측정 변수**

연구자	아동기 사회경제적 지위 측정 변수
서제희·김호·신영전(2010)	아동기주거주지, 부(모)학력
전혜정·김명용(2013)	경제적생활상태, 학업중단경험, 친척집성장경험, 부(모)학력
김진현·한지나(2014)	경제적생활상태, 상속여부, 학업중단경험, 친척집성장경험, 부(모)학력
이수인·유지영(2018)	경제적생활상태, 부(모)학력
윤수경(2019)	경제적생활상태, 학업중단경험, 부(모)학력
윤명숙·석소원·노엽(2021)	경제적생활상태, 부모사별, 이별경험, 학업중단경험, 친척집성장경험



본 연구에서는 관련 선행연구에 근거하여 아동기 사회경제적 위기를 아동기 주거주지, 경제적생활상태, 원가족해체경험, 학업중단경험, 부(모)학력으로 측정하였다. 구체적으로, 아동기 주거주지는 도시(0)와 농어촌(1)<sup>3)</sup>으로, 아동기 경제적생활상태는 매우가난과 가난을 가난(1)으로, 보통부터 매우부유까지를 가난하지 않음(0)으로 코딩하였다. 아동기 때의 원가족해체경험은 부모님 중 한 분 이상이 일찍 돌아가신 경험, 부모님 이혼 경험, 친척 집에서 성장한 경험 중 모름(3)에 응답한 경우를 제외하고, 모두 경험하지 않았다면 해체경험없음(0)으로, 하나라도 경험한 적이 있으면 해체경험있음(1)으로 코딩하였다. 아동기 학업중단경험은 모름(3)을 제외하고, 학업중단경험없음(0)과 있음(1)으로, 부(모)의 학력은 무학부터 초등학교 졸업까지를 초졸이하(1)로, 중학교 졸업부터 대학원 졸업까지를 중졸 이상(0)으로 각각 코딩한 후, 부의 학력을 기본값으로 투입하였다.<sup>4)</sup>

### (3) 조절변수: 국민연금 소득액

국민연금 소득액은 2020년 기준, 1년 간 받은 가구의 국민연금 소득액을 균등화한 후 로그 값을 분석에 투입하였다.

### (4) 통제변수

통제변수는 노년기 삶의 만족도와 의 영향관계가 기 보고된 성별, 연령, 교육수준, 배우자유무, 건강상태, 경제활동상태와 개인 및 현재 거주지역의 소득을 투입하였다. 구체적으로 성별은 남(0), 여(1)로, 연령은 만 나이로, 교육수준은 무학(1)부터 박사(8)로 코딩하였다. 배우자유무는 배우자 있음(1), 이외는 모두 배우자 없음(0)으로, 건강상태는 아주 안좋다(1)-아주 건강하다(5)로 역코딩하였다. 경제활동상태는 임금근로자, 자영업·고용주, 무급가족종사자는 취업(1)으로 미취업자는 (0)으로 코딩하였다. 개인소득은 가구의 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 사적 및 공적이전소득의 합에서 세금 및 사회보장부담금을 뺀 가처분소득(여유진, 2020)을 균등화한 값을, 거주지역 소득은 한국복지패널에서 제공하고 있는 7개 권역권 코드<sup>5)</sup>를 활용하여 동일 방식으로 계산 후 투입하였다.

3) 1차년도 조사에 포함되지 않은 외국은 제외하였다.

4) 부의 학력값이 없을 경우, 모의 학력값으로 대체하였다.

5) 1. 서울, 2. 수도권(인천/경기), 3. 부산/경남/울산, 4. 대구/경북, 5. 대전/충남(세종 포함), 6. 강원/충북, 7. 광주/전남/전북/제주도

[표 3] 주요 변수 측정방법

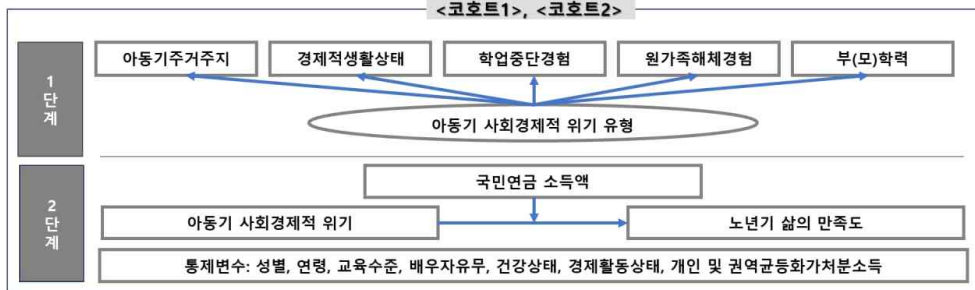
구분		측정 내용
노년기 삶의 만족도		[16차] 건강, 가족 수입, 주거환경, 가족관계, 직업(일), 사회적 친분관계, 여가생활, 전반적 삶의 만족도 8개 문항의 평균값(Cronbach's alpha = .801)
아동기 사회 경제적 위기	거주지	[1-16차] 아동기 때 거주지: 농어촌(1), 도시(0)
	경제적생활상태	[1-16차] 아동기 때 경제 상태: 가난(1), 가난하지 않음(0)
	원가족해체경험	[1-16차] 아동기 때 부모님 사별, 이혼, 친척 집 성장 경험: 있음(1), 없음(0)
	학업중단경험	[1-16차] 아동기 때 학업 중단 경험: 있음(1), 없음(0)
	부(또는 모) 학력	[1-16차] 아동기 때 부(모) 학력: 초졸 이하(1), 중졸 이상(0)
국민연금 소득액		[16차] $\log(\text{균등화한 국민연금 소득액} + 1) / \text{단위:연간, 만원}$
통제 변수	성별	[16차] 여자(1), 남자(0)
	연령	[16차] 2021년 기준, 만 나이
	교육수준	[16차] 무학(1), 초(2), 중(3), 고(4), 전문대(5), 대(6), 석사(7), 박사(8)
	배우자유무	[16차] 배우자 있음(1), 배우자 없음(0)
	건강상태	[16차] 건강이 아주 안좋다(1)-아주 건강하다(5)
	경제활동상태	[16차] 취업(1), 미취업(0)
	가처분 소득	개인 [16차] 개인균등화가처분소득 /단위:연간, 만원 권역 [16차] 응답자 거주지 기준 7개 권역별 균등화가처분소득 /단위:연간, 만원

### 3) 분석방법

본 연구의 분석은 크게 2단계로 진행하였다. 우선, 코호트별 아동기 사회경제적 위기를 유형화하기 위해, 아동기 주거지, 경제적생활상태, 원가족해체경험, 학업중단경험, 부(모)학력을 기준으로 잠재계층분석을 시행하였다. 잠재계층분석은 동일 하위집단 내 개인은 동질하되 집단 외 개인과는 이질적임을 가정하여, 하위집단별 특성을 확인하는데 유용한 분석법이다(Bauer & Curran, 2004). 하위집단 유형 수를 결정하기 위해 우선, AIC와 BIC, saBIC 지수를 확인하고 모형 간 지수의 감소폭이 완만해지는 구간을 검토하였다(Nylund, Asparouhov & Muthén, 2007). 또한, 우도비 기반 모형적합도 지수를 비교하는 LMR-LRT와 BLRT를 고려하였는데, 이는 K개 집단 모형과 K-1개 집단 모형 간 비교 검증을 위한 것으로 P값이 통계적으로 유의할 경우 K개 집단 모형이 더 적합함을 의미한다(Tein, Coxe & Cham, 2013). 셋째, 집단 분류의 적절성 판단을 위해 Entropy지수를 확인하였으며, 일반적으로 지수가 0.6을 초과할 때 적합한 분류로 보고된다(Nylund, Asparouhov & Muthén, 2007). 마지막으로 해석의 적절성을 위해 하위집단 사례수가 전체의 5% 이상인 경우(Tein, Coxe & Cham, 2013)를 고려하여 최종 집단 수를 결정하였다. 이후, 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향과 국민연금 소득액의 조절효과 검증을 위해 회귀분석을 시행하였다. 우선, 투입 변수 간 상관분석을 시행한 후, 독립변수인

아동기 사회경제적 위기 유형과 통제변수, 아동기 사회경제적 위기 유형과 국민연금 소득액의 상호작용항을 순차적으로 투입하였다. 자료분석은 MPLUS 7.2와 STATA 15ver을 활용하였다.

[그림 1] 연구모형



## 4. 연구결과

### 1) 연구 대상자 특징 및 주요 변수의 기술통계

전체 대상자의 61.9%가 여성이며 평균 연령은 73.96세, 대상자의 62.5%는 배우자가 있다고 답하였다. 대상자의 과반(50.4%)이 초졸 이하이며, 고등교육 이상을 받은 비율은 7.0%에 그친다. 자신의 건강상태가 좋지 않다고 답한 비율이 71.6%로 월등히 높다. 55.7%가 현재 경제활동을 하지 않는다고 답하였으며, 개인균등화가처분소득 기준, 연간소득은 2476.96만 원으로 확인되었다.

코호트별로는 연령대가 높은 코호트1(77.65세)이 코호트2(68.48세)에 비해 여성의 비율이 다소 높고, 초졸이하가 60.0%로 코호트2에 비해 저학력자가 더 많음을 알 수 있다. 건강하지않음과 미취업상태의 응답 비율 역시 코호트2에 비해 각각 13.9%, 16.5% 더 많으며, 연간소득은 555만 원 정도 더 적은 것으로 나타나, 코호트1의 건강 및 경제상태 등이 코호트2에 비해 취약한 것으로 확인된다.

[표 4] 코호트1,2 연구 대상자의 일반적 특징

변수		사례수(명,%)		
		코호트1(N=1,925)	코호트2(N=1,299)	전체(N=3,224)
성별	남자	719(37.4)	509(39.2)	1,228(38.1)
	여자	1,206(62.7)	790(60.8)	1,996(61.9)
연령	65~74세 이하	375(19.5)	1,299(100.0)	1,674(51.9)
	75~84세 이하	1,550(80.5)	-	1,550(48.1)
	Mean(SD)	77.65(2.84)	68.48(2.34)	73.96(5.22)
교육수준	무학	279(14.5)	43(3.3)	322(10.0)
	초졸 이하	876(45.5)	425(32.7)	1,301(40.4)
	중졸 이하	359(18.7)	343(26.4)	702(21.8)
	고졸 이하	311(16.2)	364(28.0)	675(20.9)
배우자	있음	1,109(57.6)	907(69.8)	2,016(62.5)
	없음	816(42.4)	392(30.2)	1,208(37.5)
건강상태	건강함	439(22.8)	477(36.7)	916(28.4)
	건강하지 않음	1,486(77.2)	822(63.3)	2,308(71.6)
	Mean(SD)	2.76(0.86)	3.08(0.90)	2.89(0.89)
경제활동상태	취업	726(37.7)	704(54.2)	1,430(44.4)
	미취업	1,199(62.3)	595(45.8)	1,794(55.7)
균등화가처분소득	Mean(SD)	1941.67(2465.59)	3270.22(3020.15)	2476.96(2779.78)

코호트별 주요 변수의 기술통계를 살펴보면, 노년기 삶의 만족도의 평균은 코호트1(3.32)이 코호트2(3.42)에 비해 다소 낮고, 국민연금 소득액 평균 역시 코호트1(152.34만 원)이 코호트2(320.59만 원)에 비해 약 2배 정도 낮은 것으로 확인되었고, 두 변수 모두 정규성의 문제는 없는 것으로 판단되었다. 반면, 아동기 사회경제적 위기 정도는 코호트1이 코호트2에 비해 농어촌거주비율이 높고(75.9%), 가난하며(54.0%), 원가족해체경험(24.8%)과 학업중단경험(28.9%) 또한 높게 확인되며, 부(모)학력의 초졸이하학력 비율(89.3%)도 높게 나타났다.

[표 5] 코호트1,2 주요 변수의 기술통계

변수			코호트1(N=1,925)		코호트2(N=1,299)	
			Mean(SD)	3.32(0.49)	Mean(SD)	3.42(0.50)
노년기 삶의 만족도			최소/최대	1/4.9	최소/최대	1.3/5
			왜도/첨도	-0.440/3.514	왜도/첨도	-0.519/3.470
			농어촌		1,461(75.9)	850(65.4)
아동기 사회 경제적 위기	거주지	도시	464(24.1)	449(34.6)		
		경제적 생활상태		1,039(54.0)	660(50.8)	
	가난하지 않음		886(46.0)	639(49.2)		

원가족 해체경험	있음	478(24.8)	240(18.5)		
	없음	1,447(75.2)	1,059(81.5)		
학업중단 경험	있음	556(28.9)	327(25.2)		
	없음	1,369(71.1)	972(74.8)		
부(모)학력	초졸 이하	1,718(89.3)	1,063(81.8)		
	중졸 이상	207(10.8)	236(18.2)		
국민연금 소득액		Mean(SD)	152.34(190.87)	Mean(SD)	320.59(313.82)
		최소/최대	0/1608	최소/최대	0/1680
		왜도/첨도	2.022/9.346	왜도/첨도	1.134/4.258

## 2) 아동기 사회경제적 위기 유형화

### (1) 유형 집단 수 결정

잠재계층분석을 통해 아동기 사회경제적 위기의 유형화 결과는 다음과 같다. 우선, 코호트1을 살펴보면, 정보지수인 AIC와 BIC, saBIC값은 집단 수 2개에서 3개 사이에 큰 폭으로 감소하다 4개부터 다시 증가하였다. 모형 간 비교 검증 값은 집단 수 3개까지 통계적으로 유의하며, Entropy 값은 6개에서 적절한 수준이 담보되는 0.63으로 나타났으며, 차순으로 3개 집단에서 0.56으로 확인되었다. 마지막으로 잠재집단의 분류율은 3개까지는 집단의 분류율이 5% 이상이었으나 4개 이상부터는 5% 미만의 분류율이 확인되었다. 이에 모형 비교 검증 값이 유의한 집단 수(Tein, Coxe & Cham, 2013), 정보지수의 감소 변화 기울기가 큰 폭에서 완만하게 감소하거나 증가하는 지점(Nylund, Asparouhov & Muthén, 2007), 모형 해석의 유의성이 적절하게 유지되는 5% 이상의 집단 분류율(Tein, Coxe & Cham, 2013), 그리고 Entropy 지수(Nylund, Asparouhov & Muthén, 2007) 등<sup>6)</sup>을 모두 고려하여 코호트1의 잠재집단 유형수를 3개로 정하였다.

**[표 6] 코호트1의 잠재집단별 모형적합도 검증**

분류기준	잠재집단 수					
	2	3	4	5	6	
log-likelihood	-5127.231	-5083.771	-5079.901	-5073.516	-5073.008	
정보 지수	AIC	10276.461	10201.542	10195.802	10205.031	10216.016
	BIC	10337.651	10296.108	10323.744	10366.349	10410.71

6) 일반적으로 Entropy 값은 1에 가까울수록 이상적이며, 0.6 이상이면 허용가능한 것으로 보고 되고 있다 (Celeux & Soromenho, 1996). 해당 기준에 근거할 경우, 본 연구에서는 집단 수 6개인 경우가 가장 적절한 것으로 판단되나, Entropy 지수만을 우선할 경우 정보지수 및 집단분류의 적절성이 충분히 확보되지 않았다. 이에, Entropy 지수에만 의존한 집단 수 결정을 경계하고 여타 지수와의 총합적 판단을 권고한 선행연구(Nylund, Asparouhov & Muthén, 2007)에 따라 정보지수 및 집단분류율 등을 모두 포함하여 적절한 집단 수를 3개로 확정하였다.

	saBIC	10302.704	10242.099	10250.672	10274.216	10299.514
모형 비교 검증(p값)	VLMRT	0.000	0.000	0.263	0.435	0.503
	LMR-LRT	0.000	0.000	0.270	0.438	0.506
	BLRT	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
분류질	Entropy	0.51	0.56	0.53	0.50	0.63
집단 분류율	1	39.74%	55.33%	58.08%	15.48%	5.61%
	2	60.26%	9.14%	3.16%	5.56%	4.94%
	3		35.53%	30.82%	44.83%	44.83%
	4			7.95%	28.16%	31.12%
	5				5.97%	3.64%
	6					9.8%

코호트2의 분석 결과를 확인하면, 정보지수 값은 집단 수 2개에서 가장 높고 3개까지 감소하다 4개부터 다시 증가하는 양상을 보인다. VLMRT 등의 모형 간 비교 검증 값은 집단 수 3개까지만 통계적으로 유의하며, Entropy값은 집단 수 3개 이상에서 모두 0.6이상이 확보되어 분류의 질이 적절한 것으로 확인되었다. 잠재집단의 분류율은 집단수 4개까지 5% 이상의 사례수가 확보되었다. 이상의 내용을 종합적으로 고려하여, 코호트2의 아동기 사회경제적 위기에 따른 잠재집단의 유형수를 3개로 정하였다.

[표 기] 코호트2의 잠재집단별 모형적합도 검증

분류기준	잠재집단 수					
	2	3	4	5	6	
log-likelihood	-3543.595	-3503.297	-3498.797	-3496.415	-3495.567	
정보 지수	AIC	7109.191	7040.593	7043.593	7050.83	7061.134
	BIC	7166.054	7128.472	7162.488	7200.741	7242.061
	saBIC	7131.112	7074.471	7089.429	7108.622	7130.883
모형 비교 검증(p값)	VLMRT	0.000	0.000	0.269	0.126	0.636
	LMR-LRT	0.000	0.000	0.274	0.130	0.639
	BLRT	0.000	0.000	1.000	0.667	1.000
분류질	Entropy	0.53	0.60	0.63	0.68	0.69
집단 분류율	1	13.50%	40.65%	38.80%	24.56%	9.55%
	2	87.40%	32.26%	5.54%	5.77%	1.16%
	3		27.10%	25.56%	1.16%	29.64%
	4			30.10%	24.17%	6.31%
	5				44.34%	38.95%
	6					14.40%

이후, 코호트1 및 코호트2에서 각각 확정된 3개 유형에 대해 사후확률평균(mean posterior probabilities)을 확인한 결과, 두 코호트 모두에서 사후확률평균의 범위가 0.703 ~ 0.870으로 모든 수치가 Nagin(2005)이 제시한 수용 기준인 0.70을 상회하고 있어, 3개 집단으로의 분류가 적절함을 재확인하였다.

**[표 8] 사후확률평균**

	코호트1			코호트2		
	유형1	유형2	유형3	유형1	유형2	유형3
유형1	0.780	0.078	0.142	0.703	0.136	0.162
유형2	0.049	0.870	0.081	0.060	0.843	0.097
유형3	0.179	0.015	0.806	0.102	0.046	0.851

## (2) 아동기 사회경제적 위기 유형별 특성

코호트1의 경우 과반인 55.3%(1,065명)가 속해 있는 1유형은 아동기 경제적어려움이 전체 평균치를 다소 밑도는 중간정도(M=0.42, SD=0.49)이며, 아동기 거주지는 농어촌지역에 집중되어 있다(M=0.78, SD=0.42). 또한 부(모)의 학력은 낮은 반면(M=1.00, SD=0.00), 본인의 학업중단경험은 전무하며(M=0.00, SD=0.00) 원가족해체경험 또한 세 유형 중 가장 적은 것(M=0.10, SD=0.29)으로 확인된다. 전반적으로 아동기에 겪은 사회경제적 위기의 크기는 여타 두 집단의 중간 정도로 확인되나, 각 수치가 요인별 평균치가 아닌 요인별 높고 낮음이 극명하게 대비되는 특징을 보인다. 전체의 9.1%(176명)가 속해 있는 2유형은 아동기에 주로 도시지역에 거주하였으며(M=0.43, SD=0.50), 타 유형 대비 경제적어려움 정도(M=0.16, SD=0.37)가 가장 낮다. 아동기 학업중단경험(M=0.06, SD=0.24)과 원가족해체경험 정도(M=0.19, SD=0.39)는 전체 평균 이하인 반면, 부(모)의 학력은 가장 높은 것(M=0.00, SD=0.00)으로 나타났다. 마지막으로 3유형은 전체의 1/3인 684명이 속해있으며 앞선 2유형과 대조적으로, 전체 평균치 및 타 유형 대비 사회경제적 위기 요인 모두에서 가장 높은 수치를 보인다. 세 유형 중 경제적어려움(M=0.82, SD=0.38)이 가장 높고, 학업중단경험(M=0.80, SD=0.40) 및 원가족해체경험(M=0.50, SD=0.50)을 가장 많이 경험하였다. 아동기 거주지는 도시지역에 비해 인프라가 부족한 농어촌지역에 집중되어 있으며(M=0.82, SD=0.39), 부(모)의 학력 역시 낮게 나타났다(M=0.95, SD=0.21).

코호트2 역시, 코호트1과 동일한 3개 유형으로 구분되나 1,3유형에 사례수가 집중된 코호트1과 달리 유형별 비교적 균등한 분포가 확인된다. 전체 40.7%(528명)가 속해있는 1유형은 아동기에 모두 농어촌에 거주했으며(M=1.00, SD=0.00), 부(모)는 모두 초졸이하로 확인된다(M=1.00, SD=0.00). 반면 거주지 및 부모학력요인에 비해 학업중단과 원가족해체 요인이 각

0.07(SD=0.26), 0.06(SD=0.23)으로 낮은 것은 대조적이다. 해당유형에 속한 이들이 아동기에 겪은 경제적어려움은 중간정도로 확인된다. 코호트2의 2유형(32.3%, 419명)은 1유형과 달리 전 요인에 걸쳐 낮은 위기정도를 나타낸다. 대체로 도시지역에 거주하였으며, 경제적어려움 정도가 낮고(M=0.28, SD=0.45) 원가족해체경험도 상대적으로 낮은편이다(M=0.10, SD=0.30). 세 유형중 부(모)학력 수준이 가장 높으며(M=0.49, SD=0.50), 본인의 학업중단 경험도 가장 낮게 나타났다(M=0.01, SD=0.12). 마지막 3유형은 전체의 27.1%(352명)가 속해 있으며 타 유형대비 모든 요인에서 높은 위기정도를 확인할 수 있다. 특히 세 유형 중 경제적어려움 정도가 가장 높고(M=0.94, SD=0.23), 학업중단 경험 역시 해당 코호트 평균의 약 3배 정도로 높다(M=0.81, SD=0.40). 아동기에 원가족이 해체된 경험 역시 평균보다 높다.

전반적으로 두 코호트 모두 아동기 사회경제적 위기 유형은 3개로 동일하며, 요인 간 위기정도 또한 부(모)학력 관련 위기 정도가 가장 높고 아동기 주거주지(농어촌거주), 경제적생활상태 그리고 학업중단경험, 원가족해체경험 순으로의 유사한 경향성이 확인된다. 이상의 내용에 따라, 코호트 1,2 모두 유형별 아동기 사회경제적 위기 정도(크기)와 특성을 고려하여, 2유형은 위기 정도가 전체 평균치 및 타 유형 대비 가장 낮은 집단으로 '저위험형'으로 명명하였다. 또한 타 유형 대비 위기 정도가 높은 3유형은 '고위험형'으로, 그리고 2유형(학업지속, 원가족 유지)과 3유형(부모 저학력, 농어촌거주)의 일부 특징을 모두 포함하며 두 유형의 경계가 혼재되어 있는 1유형을 '경계형'으로 명명하였다.

단, 코호트 내 유형분류의 경향은 유사하나, 코호트 내 분류율 등은 다소 차이를 보인다. 구체적으로, 코호트1이 2에 비해 전 요인에서 위기 정도가 높게 나타나고 있었으며, 코호트1의 경우 2유형인 저위험형에 속한 비율이 적고(9.1%) 고위험인 3유형에 속한 비율이 높은(35.5%) 반면, 코호트2의 경우 위기정도가 낮은 저위험형(32.3%)이 고위험형(27.1%) 보다 높은 비율을 차지하고 있다는 점에서, 연령대가 높은 코호트1의 아동기 사회경제적 위기 정도가 코호트2에 비해 높다는 것을 알 수 있었다. 즉, 한국전쟁시기에 취학시기인 아동기를 겪은 코호트1이 코호트2에 비해 전 요인에서 아동기 사회경제적 위기 정도가 높은 동시에 고위험형에 속한 이들이 많은 반면, 전후 복구(1956년) 이후에 아동기를 겪은 코호트2에서는 저위험형의 비율이 크게 늘어나 상대적으로 아동기에 겪은 사회경제적 위기 정도가 다소 완화되었음이 확인되었다.



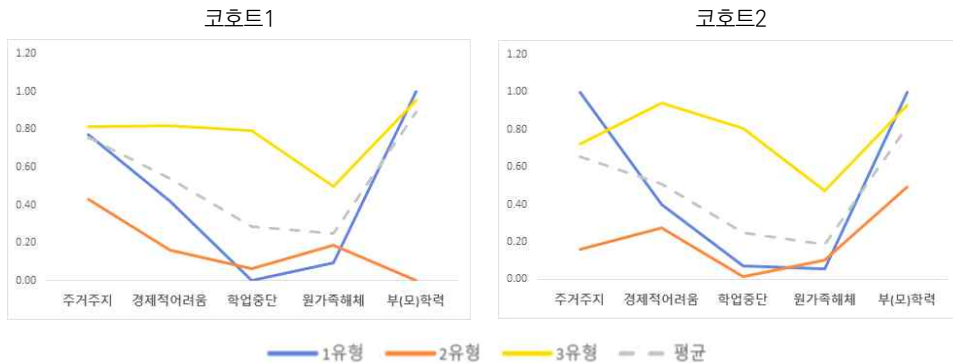
**[표 9] 코호트1,2 잠재집단 유형별 아동기 사회경제적 위기 정도**

코호트1	경계형		저위험형		고위험형		전체 (N=1,925, 100.0%)	
	1유형 (N=1,065, 55.3%)		2유형 (N= 176, 9.1%)		3유형 (N=684, 35.5%)			
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
농어촌거주(=1)	0.78	0.42	0.43	0.50	0.82	0.39	0.76	0.43
경제적어려움(=1)	0.42	0.49	0.16	0.37	0.82	0.38	0.54	0.50
학업중단(=1)	0.00	0.00	0.06	0.24	0.80	0.40	0.29	0.45
원가족해체(=1)	0.10	0.29	0.19	0.39	0.50	0.50	0.25	0.43
부모학력(=초졸1)	1.00	0.00	0.00	0.00	0.95	0.21	0.89	0.31

코호트2	경계형		저위험형		고위험형		전체 (N=1,299, 100.0%)	
	1유형 (N=528, 40.7%)		2유형 (N= 419, 32.3%)		3유형 (N=352, 27.1%)			
	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차	평균	표준편차
농어촌거주(=1)	1.00	0.00	0.16	0.37	0.72	0.45	0.65	0.48
경제적어려움(=1)	0.40	0.49	0.28	0.45	0.94	0.23	0.51	0.50
학업중단(=1)	0.07	0.26	0.01	0.12	0.81	0.40	0.25	0.43
원가족해체(=1)	0.06	0.23	0.10	0.30	0.47	0.50	0.18	0.39
부모학력(=초졸1)	1.00	0.00	0.49	0.50	0.93	0.25	0.82	0.39

**[그림 2] 코호트1,2 잠재유형별 아동기 사회경제적 위기 정도**



**(3) 아동기 사회경제적 위기 유형별 인구학적 특성 차이**

유형별 인구사회학적 특성을 확인한 결과, 코호트1에서는 성별, 연령 제외 전 요인이, 코호트 2에서는 성별, 건강상태 제외 전 요인에서 유의미한 차이가 나타났다.

구체적으로 코호트1의 경우, 저위험형에 속한 이들은 세 유형 중 평균 연령이 가장 낮고(76.97세), 유배우자 비율이 가장 높다(60.8%). 타 유형 대비, 고졸이상이 가장 많으며(57.4%) 미

취업자의 비율이 높고, 건강상태가 좋다고 답한 비율이 동일 코호트 내에서 상대적으로 높다(28.4%). 반면 고위험형의 경우, 평균연령이 가장 높고(77.82세), 유배우자의 비율이 가장 낮다(53.2%). 타 유형 대비, 초졸 이하 학력자의 비율이 월등히 높으며, 특히 무학자의 비율이 18.7%에 달한다. 세 유형 중 건강상태가 좋지 않다고 응답한 비율(80.7%)과 취업자의 비율이 가장 높다(39.5%). 마지막으로, 경계형에 속한 이들의 평균연령은 77.66세로, 전체의 59.9%가 배우자가 있다고 답하였다. 취업자의 비율은 39.0%로 고위험형과 유사하며, 세 유형중 가처분소득이 2,053만 원으로 가장 많은 것으로 확인되었다.

코호트2의 인구사회학적 특징 역시 코호트1과 유사한 경향을 보이거나, 경제활동상태와 가처분소득은 코호트1과 다소 차이를 보인다. 유형별로, 코호트2의 저위험형은 코호트1과 마찬가지로 타유형 대비 저연령(68.17세), 유배우자(73.0%), 고학력(고졸이상 68.7%), 미취업(52.7%) 비율이 높고, 상대적으로 건강상태가 좋은 편(39.4%)이다. 반면, 코호트1의 저위험형은 가처분소득이 코호트내 가장 적은 반면, 코호트2의 저위험형은 가처분소득이 동일 코호트 내 가장 높다(3,556만 원)는 차이를 보인다. 3유형인 고위험형 역시, 코호트 1의 고위험형과 유사하게 동일 코호트내 가장 고연령(68.72세), 저학력(고졸이상 10.5%), 건강상태 나쁨(68.2%)과 배우자가 없는 비율이 높은 반면, 코호트1과 달리 미취업 비율(43.5%)이 낮고 가처분소득이 가장 적게(2,795만 원) 나타났다.

전반적으로, 코호트1,2 모두에서 저위험형이 타 유형 대비 저연령, 유배우자, 고학력자의 비율이 높고 상대적으로 건강상태가 좋은 것으로 나타났다. 반면, 고위험형의 경우, 고연령에 유배우자의 비율이 낮으며, 교육수준과 건강상태가 평균 이하임이 공통적으로 확인된다. 그러나 취업자와 가처분소득에서는 유형별 경향에 차이를 보이는데, 전반적으로 코호트2의 취업자 비율 및 가처분소득이 높은 가운데, 코호트1의 경우 저위험형이 동일 코호트내 취업자 비율과 가처분소득이 가장 낮고, 코호트2의 저위험형은 취업자비율은 낮은 반면 가처분소득은 가장 높게 나타나는 상반된 경향을 보인다.

**[표 10] 코호트1,2 아동기 사회경제적 위기 유형별 인구사회학적 특징**

		코호트1				코호트2			
		경계형 (N=1,065)	저위험형 (N=176)	고위험형 (N=684)	$\chi^2$ /F	경계형 (N=528)	저위험형 (N=419)	고위험형 (N=352)	$\chi^2$ /F
성별	남자	391(36.7)	64(36.4)	264(38.6)	0.712	195(36.9)	174(41.5)	140(39.8)	2.141
	여자	674(63.3)	112(63.6)	420(61.4)		333(63.1)	245(58.5)	212(60.2)	
연령	65~74	205(19.3)	43(24.4)	127(18.6)	3.151	528(100.0)	419(100.0)	352(100.0)	-
	75~84	860(80.8)	133(75.6)	557(81.4)		-	-	-	
	Mean(SD)	77.66(2.83)	76.97(2.80)	77.82(2.84)		6.33**	68.57(2.33)	68.17(2.33)	

배우자	있음	638(59.9)	107(60.8)	364(53.2)	8.437*	378(71.6)	306(73.0)	223(63.4)	9.825**
	없음	427(40.1)	69(39.2)	320(46.8)		150(28.4)	113(27.0)	129(36.7)	
교육 수준	무학	144(13.5)	7(4.0)	128(18.7)	315.357***	11(2.1)	4(1.0)	28(8.0)	339.414***
	초졸이하	459(43.1)	24(13.6)	393(57.5)		190(36.0)	53(12.7)	182(51.7)	
	중졸	194(18.2)	44(25.0)	121(17.7)		164(31.1)	74(17.7)	105(29.8)	
	고졸	214(20.1)	61(34.7)	36(5.3)		137(26.0)	200(47.7)	27(7.7)	
	대졸이상	54(5.1)	40(22.7)	6(0.9)		26(4.9)	88(21.0)	10(2.8)	
건강 상태	건강함	257(24.1)	50(28.4)	132(19.3)	8.982*	200(37.9)	165(39.4)	112(31.8)	5.220
	건강하지 않음	808(75.9)	126(71.6)	552(80.7)		328(62.1)	254(60.6)	240(68.2)	
	Mean(SD)	2.79(0.87)	2.91(0.86)	2.68(0.85)		5.96**	3.11(0.91)	3.15(0.90)	
경제 활동 상태	취업	415(39.0)	41(23.3)	270(39.5)	17.190***	307(58.1)	198(47.3)	199(56.5)	12.221**
	미취업	650(61.0)	135(76.7)	414(60.5)		221(41.9)	221(52.7)	153(43.5)	
균등화 가처분 소득	Mean(SD)	2053.00 (1598.20)	1605.76 (6564.43)	1854.76 (1431.31)	3.15*	3360.85 (2966.99)	3555.64 (3668.70)	2794.51 (2036.79)	6.53**

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001

## 2) 국민연금 소득액에 따른 아동기 사회경제적 위기 유형이 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향

코호트별로 모형에 투입된 변수 간 상관분석을 실시한 결과, 코호트1에서 경제형과 고위험형을 제외한 변수 간 상관계수는 0.80 이하로 다중공선성의 문제를 심각하게 고려할만한 수준은 아닌 것으로 확인되었다<sup>7)</sup>. 종속변수인 노년기 삶의 만족도를 중심으로 다른 변수들과의 상관을 살펴보면, 코호트1의 경우 노년기 삶의 만족도는 경제형, 교육수준, 배우자유무, 건강상태, 경제활동상태, 개인균등화가처분소득, 권역별균등화가처분소득, 국민연금 소득액과 양의 상관이 존재하는 것으로 나타났다. 반면 고위험형, 성별, 연령과는 음의 상관으로 확인되었다. 코호트2의 경우, 노년기 삶의 만족도는 코호트1에서 유의한 것으로 나타난 경제형, 권역별균등화가처분소득을 제외한 나머지 변수들과 양의 상관이 존재하는 것으로 나타났다. 반면, 코호트2에서는 코호트1에서 유의한 것으로 나타난 변수 중 고위험형만 노년기 삶의 만족도와 음의 상관이 존재하는 것으로 나타났다.

7) 추가적으로 코호트1의 변수들에 대해서만 분산팽창지수(VIF)를 확인하였고, 1유형의 분산팽창지수의 값은 4.20이고 3유형은 4.65이므로 다중공선성 문제를 심각하게 고려할만한 수준은 아닌 것으로 판단되었다.

[표 11] 코호트1,2 주요 변수 간 상관관계

코호트1												
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	1											
2	0.061**	1										
3	-0.082***	-0.826***	1									
4	-0.092***	0.015	-0.019	1								
5	-0.096***	0.003	0.043	0.028	1							
6	0.183***	0.064**	-0.262***	-0.391***	-0.146***	1						
7	0.110***	0.052*	-0.066**	-0.404***	-0.101***	0.231***	1					
8	0.402***	0.033	-0.068**	-0.149***	-0.084***	0.184***	0.105***	1				
9	0.214***	0.029	0.027	-0.130***	-0.071**	-0.050*	0.130***	0.133***	1			
10	0.117***	0.050*	-0.026	-0.046*	-0.090***	0.049*	0.041	0.069**	0.067**	1		
11	0.059*	0.095***	-0.172***	-0.004	-0.059**	0.110***	-0.003	0.131***	-0.100***	0.051*	1	
12	0.131***	0.054*	-0.050*	-0.165***	-0.228***	0.072**	0.173***	0.078***	0.150***	0.034	-0.019	1

코호트2												
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
1	1											
2	0.053	1										
3	-0.114***	-0.505***	1									
4	-0.052	0.038	-0.007	1								
5	-0.030	0.031	0.062*	0.071*	1							
6	0.217***	-0.108***	-0.331***	-0.304***	-0.156***	1						
7	0.171***	0.032	-0.086**	-0.229***	-0.036	0.190***	1					
8	0.365***	0.025	-0.081**	-0.129***	-0.092***	0.206***	0.106***	1				
9	0.158***	0.066*	0.029	-0.209***	-0.112***	-0.011	0.180***	0.181***	1			
10	0.229***	0.025	-0.096***	-0.211***	-0.192***	0.262***	0.182***	0.192***	0.210***	1		
11	0.039	0.002	-0.160***	-0.054	-0.008	0.157***	0.042	0.121***	-0.036	0.107***	1	
12	0.176***	0.059*	-0.073**	-0.074**	-0.075**	0.078**	0.266***	0.175***	0.222***	0.148***	0.038	1

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001; 1=삶의만족도, 2=경계형, 3=고위험형, 4=성별(기준 남자), 5=연령, 6=교육수준, 7=배우자유무(기준 배우자없음), 8=건강상태, 9=경제활동상태, 10=가처분소득(개인), 11=가처분소득(권역), 12=국민연금소득액

코호트별로 아동기 사회경제적 위기 유형이 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향과 이에 대한 국민연금 소득액의 조절효과를 검증하기 위해 회귀분석을 실시하였다. Model1은 독립변수만 포함된 모형으로 아동기 사회경제적 위기 유형이 경계형과 고위험형인 변수가 투입되었다(R-squared=.007, F(2, 1922)=6.62, p<.01; R-squared=.013, F(2, 1296)=8.61, p<.001). 분석 결과, 코호트1, 2 모두에서 저위험형에 비해 고위험형일 때 노년기 삶의 만족도가 낮아지는 것으로 나타났다(B(SE)=-0.102(0.041), P<.05; B(SE)=-0.133(0.036), P<.001).

Model2는 통제변수가 추가된 모형으로, 성별, 연령, 교육수준, 배우자유무, 건강상태, 경제활동상태, 균등화가처분소득(개인 및 권역)을 투입하였다(R-squared=.213, F(8, 1914)=62.78, p<.001; R-squared=.197, F(8, 1288)=36.80, p<.001). 다른 변수들을 통제한 후, 경계형, 고위험형과 노년기 삶의 만족도와와의 관계는 코호트1, 2 모두에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 통제변수에서는 코호트1의 경우, 여자일 때(B(SE)=0.052(0.024), p<.05), 교육수준이 높을수록(B(SE)=0.050(0.009), p<.001), 건강상태가 좋을수록(B(SE)=0.198(0.012), p<.001), 취업상태일 때(B(SE)=0.170(0.021), p<.001), 개인균등화가처분소득이 높을수록(B(SE)=0.000(0.000), p<.001) 노년기 삶의 만족도가 높아지는 것으로 나타났다. 이는 배우자유무를 제외하고 코호트2에서도 비슷한 양상을 보인다. 코호트2에서는 여자일 때(B(SE)=0.093(0.028), p<.01), 교육수준이 높을수록(B(SE)=0.057(0.012), p<.001), 유배우자일 때(B(SE)=0.104(0.029), p<.001), 건강상태가 좋을수록(B(SE)=0.171(0.015), p<.001), 취업상태일 때(B(SE)=0.083(0.027), p<.01), 개인균등화가처분소득이 높을수록(B(SE)=0.000(0.000), p<.001) 노년기 삶의 만족도가 높아지는 것으로 나타났다. 연령과 권역별균등화가처분소득은 코호트1, 2 모두에서 통계적으로 유의하지 않았다.

Model3은 Model2에 아동기 사회경제적 위기 유형과 국민연금 소득액의 상호작용항이 포함된 모형으로(R-squared=.219, F(2, 1912)=6.91, p<.01; R-squared=.204, F(2, 1286)=5.71, p<.01), 코호트1에서는 국민연금 소득액이 고위험형에서 노년기 삶의 만족도와와의 관계를 조절하는 것으로 나타났다(B(SE)=0.022(0.006), p<.01). 반면, 경계형에서는 국민연금 소득액의 상호작용 효과가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 코호트2의 경우, 코호트1과 달리 국민연금 소득액이 고위험형 뿐 아니라(B(SE)=0.022(0.009), p<.05), 경계형과 노년기 삶의 만족도와와의 관계도 조절하는 것으로 나타났다(B(SE)=0.017(0.008), p<.05). 즉, 코호트1은 저위험형에 비해 아동기 사회경제적 위기 정도가 큰 고위험형에서, 코호트2는 아동기 사회경제적 위기 정도가 경계형과 고위험형 모두에서 국민연금 소득액이 증가할수록 노년기 삶의 만족도의 감소 정도를 줄이는 것으로 확인되었다.

**[표 12] 코호트1,2 국민연금 소득액에 따른 아동기 사회경제적 위기 유형이 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향**

코호트1 (N=1,925)		Model 1		Model 2		Model 3	
		B	SE	B	SE	B	SE
(Constant)		(3.368***)	(0.037)	(2.782***)	(0.316)	(2.578***)	(0.321)
아동기 사회 경제적 위기 <sup>1</sup>	경계형	-0.022	0.040	0.036	0.037	0.013	0.041
	고위험형	-0.102*	0.041	0.010	0.041	-0.053	0.044
성별 <sup>2</sup>				0.052*	0.024	0.058*	0.024
연령				-0.005	0.004	-0.002	0.004
교육수준				0.050***	0.009	0.051***	0.009

배우자유무 <sup>3</sup>				0.035	0.022	0.028	0.022
건강상태				0.198***	0.012	0.198***	0.012
경제활동상태 <sup>4</sup>				0.170***	0.021	0.163***	0.021
균등화 가처분소득	개인			0.000***	0.000	0.000**	0.000
	권역			0.000	0.000	0.000	0.000
아동기사회경제적 위기 × 국민연금소득액	경계형×국민연금 소득액					0.007	0.005
	고위험형×국민연 금소득액					0.022**	0.006
$R^2$		0.0068		0.2133		0.2189	
$R^2$ change		-		0.2064		0.0056	
$F$		6.62**		62.78***		6.91**	
df		(2, 1922)		(8, 1914)		(2, 1912)	
코호트2 (N=1,299)		Model 1		Model 2		Model 3	
		B	SE	B	SE	B	SE
(Constant)		(3.457***)		(0.025)		(1.904***)	
아동기 사회 경제적 위기 <sup>1</sup>	경계형	-0.006	0.033	0.040	0.032	-0.035	0.046
	고위험형	-0.133***	0.036	-0.014	0.038	-0.102*	0.051
성별 <sup>2</sup>				0.093**	0.028	0.089**	0.028
연령				0.011	0.006	0.011*	0.006
교육수준				0.057***	0.012	0.057***	0.012
배우자유무 <sup>3</sup>				0.104***	0.029	0.085**	0.029
건강상태				0.171***	0.015	0.166***	0.015
경제활동상태 <sup>4</sup>				0.083**	0.027	0.075**	0.027
균등화 가처분소득	개인			0.000***	0.000	0.000***	0.000
	권역			-0.000	0.000	-0.000	0.000
아동기사회경제적 위기 × 국민연금소득액	경계형×국민연금 소득액					0.017*	0.008
	고위험형×국민연 금소득액					0.022*	0.009
$R^2$		0.0131		0.1967		0.2038	
$R^2$ change		-		0.1836		0.0071	
$F$		8.61***		36.80***		5.71**	
df		(2, 1296)		(8, 1288)		(2, 1286)	

\*p<.05, \*\*p<.01, \*\*\*p<.001; 1 기준: 2유형; 2 기준: 남자; 3 기준: 배우자 없음; 4 기준: 미취업

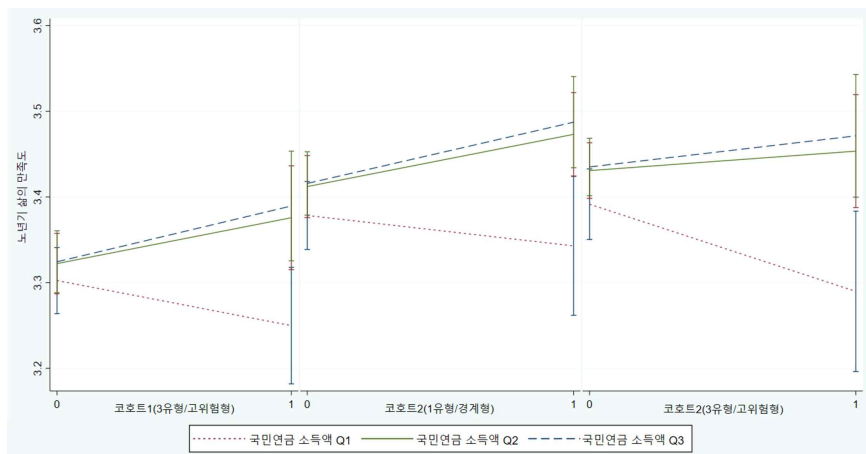
코호트별로 아동기 사회경제적 위기 유형과 국민연금 소득액의 상호작용 효과를 시각적으로 확인하기 위해 국민연금 소득액에 로그를 취한 값을 사분위수로 나누어<sup>8)</sup> 제시하였다(그림

8) 코호트1의 1사분위수(Q1) 관찰값은 0, 2사분위수(Q2) 관찰값은 4.854, 3사분위수(Q3) 관찰값은 5.382이고,

3) 참조). 코호트1에서 국민연금 소득액이 0일 때(Q1), 저위험형에 비해 고위험형의 노년기 삶의 만족도가 더 낮은 반면, 국민연금 소득액이 높아질수록(Q1→Q3) 저위험형에 비해 고위험형의 노년기 삶의 만족도가 더 높아지는 경향이 있는 것으로 나타났다. 이러한 경향은 코호트2에서도 나타나는데, 코호트2에서는 고위험형 뿐 아니라 국민연금 소득액이 경계형과 노년기 삶의 만족도와의 관계도 조절하는 것으로 나타났다. 즉, 코호트1,2 모두에서 아동기 때 경험한 사회경제적 위기가 클수록 노년기 삶의 만족도를 낮아지게 하지만, 노후소득보장제도인 국민연금이 이를 경감시키는 것을 확인하였다.

코호트1의 고위험형, 코호트2의 경계형과 고위험형을 비교했을 때, 국민연금 소득액이 0인 경우(Q1), 코호트2 경계형의 노년기 삶의 만족도(3.34)가 가장 높았고, 코호트1 고위험형의 노년기 삶의 만족도(3.25)가 가장 낮게 나타났다. 국민연금 소득액이 높아질 때(Q1→Q3), 코호트2 경계형의 노년기 삶의 만족도(3.49)가 가장 높았고, 코호트1 고위험형의 노년기 삶의 만족도(3.39)가 가장 낮게 나타났다. 전반적으로 국민연금 소득액이 높아질수록 노년기 삶의 만족도가 가장 크게 증가한 집단은 코호트2의 고위험형이었고, 가장 적게 증가한 집단은 코호트1의 고위험형인 것으로 나타났다. 이는 코호트1이 코호트2에 비해 평균적으로 위기 정도가 컸고, 코호트2에서 국민연금 소득액의 증가는 경계형보다 고위험형에서 효과가 더 크다는 점을 고려했을 때, 아동기 사회경제적 위기 정도가 높은 집단에서 국민연금의 필요성이 더 높으며, 최근 코호트일 수록 국민연금의 영향력이 커지고 있음을 시사한다.

[그림 3] 코호트1,2 아동기 사회경제적 위기 고위험형과 노년기 삶의 만족도와의 관계에 대한 국민연금 소득액의 상호작용효과



코호트2의 1사분위수(Q1) 관찰값은 0, 2사분위수(Q2) 관찰값은 5.557, 3사분위수(Q3) 관찰값은 6.163이다.

## 5. 결론 및 논의

본 연구는 생애과정관점에 기반하여 아동기 사회경제적 위기가 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향을 살펴보고 이에 대한 국민연금 소득액의 조절효과를 확인하는 것에 목적을 두었다. 이를 위해 한국복지패널 1-16차 자료를 사용하여, 2021년 기준 만 65세 이상 노인 3,224명을 두 개의 코호트로 구분하여 잠재계층분석과 회귀분석을 실시하였으며 주요 분석 결과는 다음과 같다.

첫째, 코호트1(1939~1948년)이 2(1949~1956년)에 비해 아동기 사회경제적 위기(아동기 주거주지, 경제적생활상태, 원가족해체경험, 학업중단경험, 부(모)학력) 정도가 전반적으로 높게 나타나는 가운데, 두 코호트 모두 부(모)학력 관련 위기요인이 가장 크며, 아동기 주거주지(농어촌), 경제적생활상태, 학업중단경험, 원가족해체경험 순으로 나타났다. 아동기 사회경제적 위기 정도 및 양상 등을 고려할 때, 두 코호트 모두 전 요인에서 위기정도가 낮은 ‘저위험형’, 위기 정도가 높은 ‘고위험형’, 그리고 저/고위험형의 특징을 포함하며 두 유형의 경계가 혼재되어 있는 ‘경계형’ 등 총 3개 유형으로 분류된다. 그러나, 한국전쟁시기에 아동기를 겪은 코호트1이 코호트2에 비해 저위험형(9.1%)이 적고 고위험형(35.5%)이 많은 반면, 전후 복구(1956년) 이후에 아동기를 겪은 코호트2에서는 저위험형(32.3%)이 크게 늘어나는 차이를 보여, 전쟁복구를 기준으로 코호트2에서 아동기의 사회경제적 위기 정도가 다소 완화되었음을 알 수 있다. 한편, 코호트1,2 모두에서 저위험형이 타 유형 대비 저연령, 유배유자, 고학력자의 비율이 높고 상대적으로 건강상태가 좋은 것으로 나타났다. 고위험형의 경우에는 고연령이며 유배유자의 비율이 낮고, 교육수준과 건강상태가 평균이하임이 공통적으로 확인된다.

둘째, 코호트별로 다른 변수들을 통제하기 전 아동기 사회경제적 위기 유형과 노년기 삶의 만족도와의 관계를 확인한 결과, 코호트1,2 모두에서 저위험형 대비 고위험형일 때 노년기 삶의 만족도가 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 노년기 삶의 만족도에 동시간대의 요인뿐 아니라, 아동기의 사회경제적 위기와 같은 불이익 경험이 생애과정을 걸쳐 장기적 영향을 미침을 확인한 것으로, 생애과정적 관점의 가설 설정이 유의미함을 검증한 것으로 이해할 수 있다(김진현·한지나, 2014; 이수인·유지영, 2018; 전해정·김명용, 2013; Crystal & Shea, 1990; Dannefer, 2003; O’Rand, 1996).

셋째, 코호트별로 아동기 사회경제적 위기 유형과 노년기 삶의 만족도와의 관계에 대한 국민연금 소득액의 조절효과를 확인한 결과, 코호트1에서는 저위험형 대비 고위험형에서만, 코호트2에서는 경계형과 고위험형에서 국민연금 소득액의 정적 효과가 있는 것으로 나타나, 최근 코호트일수록 국민연금의 영향력이 확대([코호트1] 고위험형 → [코호트2] 경계형, 고위험형)



된 것을 확인할 수 있었다. 즉, 아동기 사회경제적 위기 저위험형과 비교했을 때 아동기 사회경제적 위기 정도가 큰 유형에서 국민연금 소득액이 증가할수록 노년기 삶의 만족도의 감소가 완화된 것으로 해석된다. 이는 국민연금이 노년기 삶의 만족도에 유의한 영향을 미친다는 기존의 연구 결과를 지지하는 것으로 나타났다(권혁창·김지현, 2020; 권혁창·조혜정, 2019; 유지연, 2016; 최현석·하정철, 2012). 즉, 국민연금 소득액이 높아질수록 노년기 삶의 만족도가 높아지는 경향은, 국민연금의 안정적 수급이 노후생활 보장에 긍정적인 영향을 미치고 있음을 확인할 수 있었다. 또한, 아동기 사회경제적 위기 유형과 국민연금 소득액의 조절효과(코호트1-고위험형, 코호트2-경계형, 고위험형)를 추가 검증한 결과, 코호트2의 고위험형에서 국민연금 수급액이 높아질수록 노년기 삶의 만족도의 감소 정도를 가장 크게 완화하는 것으로 나타났다.

이상의 연구 결과를 통해 다음과 같은 함의를 얻을 수 있다.

첫째, 아동기에 겪은 사회경제적 위기 경험이 노년기의 삶의 만족도에 부적영향을 미치며, 특히 저위험형 대비 고위험형일수록 삶의 만족도가 더욱 감소됨은 아동기의 위험요인이 축적되어 노년기의 삶에도 영향을 미침을 증명한다. 이는 노년기의 삶을 설명함에 있어 동시간대의 요인 뿐 아니라 생애초기 경험인 아동기에도 주목해야 함을 시사하며, 노년기 경험에 대한 생애과정관점의 위험축적모형을 실증하였다는 것에서 의의를 가진다. 더불어, 그간 생애과정관점을 적용하여 아동기와 노년기의 경험을 연계 조망한 국내 일부 연구들이 주로 노년기의 건강 불평등에 집중한 것에서, 전반적인 삶의 지표로써 삶의 만족도로 영역을 확장하여 아동기 위험과 노년기 삶의 관계에 대한 폭넓은 설명을 가능하게 하는데 기여하였다. 이는 아동기 사회경제적 위험요인과 노년기 삶의 질 관계를 설명한 이수인·유지영(2018)과 일맥하나, 해당연구에서 연구한계로 밝힌 65세 이상 노인을 동질집단으로 설정한 연구설계를 보완하여, 본 연구에서는 코호트 구분을 통해 추가검증함으로써 연구결과의 정교화를 시도하였다.

선술하였듯이 아동기 사회경제적 위기, 즉 아동기에 겪은 위험 경험이 시간을 경유하며 생애후기경험인 노년기까지 영향을 미친다는 것은, 노년기 삶의 영역에서 보여지는 불평등의 출처와 기원에 대한 해석 및 문제설정, 개입범위의 확장을 요구한다. 즉, 노년기의 다원적 삶의 영역에서 발생하게 되는 위험문제, 불평등의 요인을 노년기에서만 탐색하는 것이 아니라, 생애 단계를 거쳐 축적되어진 요인, 특히 아동기 위험경험에 대한 요인까지 범위를 확장하여 총체적으로 접근할 필요를 제고받는다. 아동기 사회경제적 위기는 성인기에 경험한 위기보다 더 치명적으로 작용하며(김효진, 2008), 따라서 아동기에 발생할 수 있는 위험 요인에 조기 개입하고 지원함으로써 불이익 경험을 최소화할 수 있는 정책지원 논의와 더불어, 특정시기에 노출된 위험요인이 생애과정을 통해 후기경험인 노년기까지 이어지지 않도록 전생애적 관점의 논의가 이어져야 함을 제안한다.

둘째, 상기 내용과 같이 코호트1,2 모두에서 아동기 사회경제적 위기가 노년기 삶의 만족도에 부적 영향을 미치고 있음이 확인되었으나, 이것이 고착되는 것이 아니라 국민연금 소득액에 의해 완화될 수 있음을 확인하였다. 특히, 저위험형 대비 아동기 사회경제적 위기 정도가 클수록, 그리고 최근 코호트의 경우에서 국민연금의 조절효과가 더 크게 나타나, 노년기 삶에 대한 국민연금의 영향력이 확장됨을 확인하였다. 그러나, 확장된 영향력에 비해 국민연금에 대한 논의 범위는 여전히 제한적임이 지적된다. 특히, 국민연금의 문제로 지적되는 낮은 수급액과 사각지대 등의 문제는 지속 해결해야 할 과제로 남아있는 상황이다(김태일·최영준, 2017; 이태열·최장훈·김유미, 2017). 국민연금 수급권자 중 안정적인 직장을 갖지 못한 임시일용직, 자영업자들은 상용근로자들보다 가입 기간이 짧아 국민연금 소득액이 낮은 사람들이 많고(김태일·최영준, 2017), 이는 국민연금이 노년기의 삶에 미치는 영향이 클수록, 이들 불안정노동자에 대한 배제가 강화됨을 의미한다. 또한, 최근의 연금개혁 논의가 연금기금의 재정건전성 강화에 집중됨에 따라 기금 운용 이슈가 연금논의의 의무통과지점(Obligatory Passage Point; OPP)처럼 작동되어, 노후소득보장제도로서의 국민연금 역할에 대한 논의는 오히려 주변화되고 있음을 경계할 필요가 있다. 특히, '더 늦게 덜 받는' 방식으로 국민연금의 개혁 방향이 작동될 경우, 아동기 사회경제적 위기가 높은 집단에 가장 큰 타격을 줄 수 있음이 짐작되며, 이들이 타 유형 대비 평균 연령이 높고 교육수준과 건강상태가 좋지 않은 사회경제적 취약 집단임을 전제할 때, 국민연금 수급시기의 지연과 소득액의 감소는 이들의 노년기 삶의 질을 낮추는 주요한 요인이 된다. 또한, 최근 코호트의 경우 아동기 사회경제적 위기가 고위험형인 집단 뿐 아니라 경계형인 집단까지 국민연금의 영향력이 확대되고 있어, 국민연금에서 배제되는 사각지대 해소에 대한 고민이 필요하다. 이에 재정건전성이라는 논의에 매몰되지 않고 국민연금의 본래 역할과 기능에 집중하여 연금 수급 시기의 지연과 소득대체율 감소 등 노후소득보장에 대한 보다 신중하고 세밀한 접근과 함께, 국민연금 수급 사각지대에 대한 적극적 고민이 필요한 지점이다.

본 연구는 생애과정관점에 기반하여, 아동기의 사회경제적 위기 경험이 노년기의 삶의 만족도에 미치는 정적 효과를 검증하며 생애초기 경험이 노년기의 삶에 미치는 누적성을 확인하였다. 그러나, 아동기의 사회경제적 위기가 노년기 삶의 만족도에 미치는 영향이 고착되는 것만은 아니며, 국민연금에 의해 조절될 수 있음도 함께 논의하여 생애에 걸쳐 누적된 위험 요인이 사회적 노력에 의해 완화될 수 있음을 설명했음에 의의를 가진다.

다만, 본 연구에서는 다음의 질문에는 충분히 답하지 못하는 한계를 가지며 이상의 후속과제를 제안하였다. 첫째, 본 연구의 분석자료인 한국복지패널의 아동기 사회경제적 위기 변수값은 모두 회고정보로 구성되어 있으며, 따라서 시간 경과에 따른 응답자의 기억 오류 등으로 측정상의 한계를 내포할 가능성을 가진다. 아동기 사회경제적 위기 변수에 대한 측정 오류를 감소

시킬 수 있는 방법론 및 해석의 정교화를 고려한 연구설계가 보완될 필요가 있다. 둘째, 노년기 삶의 만족도를 통합적으로 살펴보는데 주목함에 따라, 각 영역별 만족도를 구분하여 살펴보지는 못했다. 아동기 사회경제적 위기가 노년기 삶의 만족도의 영역 중 어떤 영역에 더 영향을 미치는지 추가적으로 검토할 필요가 있다. 셋째, 공적연금제도 중 국민연금에 집중함에 따라 국민연금 외에 노년기 삶에 영향을 미치는 여타의 사회적 지원들은 충분히 고려하지 못하였다. 이에 노년기 삶을 위한 다각적인 사회정책에 대한 면밀한 고려가 제고될 필요가 있다. 넷째, 생애과정상 초기 경험의 중요성에 의해 아동기 사회경제적 위기에 집중함에 따라, 이후의 생애단계를 모두 고려하지는 못하였다. 이에 생애단계에 걸친 경험의 변곡성을 감안하여 보다 장기적이고 연속적인 관점의 연구 필요성은 여전히 과제로 남아있음을 밝힌다.

## ■ 참고문헌 ■

- 국민연금 홈페이지(2023.6.30.인출). 국민연금이란. <https://www.nps.or.kr>.
- 권중돈, 조주연(2000). 노년기의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인. *한국노년학*. 20(3). 61-76.
- 권혁창, 김지현(2020). 국민연금이 노인의 생활만족도에 미치는 영향: 남녀차이를 중심으로. *인문사회* 21. 11(6). 1961-1971.
- 권혁창, 이은영(2012). 국민연금 수급이 고령자의 삶의 만족도에 미치는 영향에 관한 연구. *사회복지연구*. 43(2). 61-85.
- 권혁창, 조혜정(2019). 노후소득보장제도 수급상태와 노인의 생활만족도의 관계에 대한 연구. *보건사회연구*. 39(2). 160-191.
- 금현섭, 백승주(2014). 공적연금, 사적이전 그리고 주관적 후생. *행정논총*. 52(1). 145-175.
- 김수영, 오혜인(2022). 생애과정적 관점에서 바라본 빈곤노인의 노동. *사회복지연구*. 53(3). 71-112.
- 김진현, 한지나(2014). 축적된 사회경제적 불평등이 노년기 우울궤적에 미치는 영향. *노인복지연구*. 65. 207-230.
- 김태일, 최영준(2017). 노동시장의 변화와 국민연금 사각지대에 대한 대안-국민연금 기여보조에 대한 제안. *한국정책학회보*. 26(2). 395-419.
- 김효진(2008). 빈곤이 아동에게 주는 영향 분석. *보건복지포럼*. 2008(5). 33-42.
- 나예원, 김형수(2016). 노년기 부부의 결혼생활 만족도와 삶의 만족도에 영향을 미치는 환경요인에 관한 연구. *한국산학기술학회 논문지*. 17(4). 646-662.
- 문재우, 유연웅(2013). 자원봉사활동이 건강과 삶의 만족도에 미치는 영향. *보건과 사회과학*. 34(1). 87-107.
- 박순미(2011). 노인의 건강상태가 삶의 만족도에 미치는 영향: 사회참여와 경제활동의 매개효과와 조절 효과를 중심으로. *노인복지연구*. 53. 305-332.
- 보건복지부. (2007). [보도설명자료] 기초연금 논란 관련 TV 공개토론제안.
- 서제희, 김호, 신영전(2010). 아동기 및 성인기 사회경제적 위치와 세대 간 사회 이동이 성인기 건강에 미치는 영향. *예방의학회지*. 43(2). 138-150.
- 양재진, 이호연, 이정주(2016). 한국 노년층의 삶의 만족과 행복 기회불평등. *사회과학논집*. 47(2). 75-102.
- 여유진(2020). 한국복지패널 소득 자료의 특징과 활용례. *보건복지포럼*. 2020(3). 7-17.
- 원경혜, 이상혁(2015). 노인의 공적, 사적이전소득이 삶의 만족도, 자존감에 미치는 영향. *한국산학기술학회 논문지*. 16(6). 3787-3796.
- 유지연(2016). 국민연금 수급액 차이에 따른 삶의 만족도와 성공적 노후의 차이 분석. *한국콘텐츠학회논문지*. 16(4). 170-178.
- 윤명숙, 석소원, 노엽(2021). 누적적 불이익에 따른 아동기 결핍경험이 성인기 우울에 미치는 영향: 사회경제적 지위와 생활만족도의 매개효과. *정신건강과 사회복지*. 49(3). 62-83.
- 윤수경(2019). 아동기 사회경제적 지위가 중장년기 성인의 우울에 미치는 영향: 생애과정 관점을 중심으로. *보건사회연구*. 39(1). 200-229.
- 윤현숙, 허소영(2007). 노인의 건강상태가 생활만족도에 미치는 영향에 대한 사회적 관계의 매개효과 및 중재효과. *한국노년학*. 27(3). 649-666.

- 이수인, 유지영(2018). 아동기 사회경제적 지위와 노년기 삶의 질: 현재 사회경제적 지위의 매개효과. 한국사회복지조사연구. 57. 109-138.
- 이중섭(2010). 장애노인의 생활만족에 영향을 미치는 요인에 관한 연구: 광주광역시 등록장애인을 중심으로. 노인복지연구. 47. 187-211.
- 이태열, 최장훈, 김유미(2017). 우리나라 사회안전망 개선을 위한 현안 과제. 보험연구원 연구보고서.
- 임완섭, 김태완, 이아영(2017). 공적 노후소득보장체계 현황 및 개선방안. 한국보건사회연구원.
- 장은하, 박하은, 홍석호(2021). 한국의 중고령자를 대상으로 누적적 이익 불이익 이론을 활용한 연구에 대한 체계적 문헌고찰. 한국노년학. 41(6). 997-1018.
- 전혜정, 김명용(2013). 아동기 사회경제적 위기요인과 노년기 우울. Journal of the Korean Gerontological Society. 33(2). 439-460.
- 정세정, 김형용, 송나경, 최권호, 최보라, 강예은, 최준영(2019). 생애과정관점의 수요자 중심 청년지원체계 구축을 위한 기초연구. 한국보건사회연구원.
- 정재훈(2013). 가구형태에 따른 노인의 주거환경 및 삶의 만족도 비교. 대한건축학회논문집. 29(12). 115-122.
- 조원지, 이서연(2022). 가족관계 및 지역사회 만족도가 노년기 삶의 만족에 미치는 영향. 한국노년학회 학술대회 논문집. 2021(2). 236-245.
- 최해경, 김정은(2018). 지역사회 노인의 삶의 만족도와 영향 요인의 성별 차이. 한국콘텐츠학회 논문지. 18(6). 467-480.
- 최현석, 하정철(2012). 노인의 생활전반 만족에 영향을 미치는 요인에 관한 연구. 한국데이터정보과학회지. 23(1). 131-142.
- 통계청(2021). 2021년 사회조사 결과.
- 하춘광(2007). 공적연금수급노인과 일반노인의 삶의 만족도 관련요인 비교연구. 사회과학연구. 23(3). 1-21.
- 한국보건사회연구원(2022). 한국복지패널 16차년도 조사자료 User's Guide.
- 한상미(2011). 노인의 사회적 여가활동과 생활만족도-여가만족과 고독감을 중심으로. 사회복지연구. 42(3). 157-182.
- 허성호, 김중대(2011). 만족도에 미치는 다차원적 영향 분석. Journal of the Korean Gerontological Society. 31(2). 407-418.
- Baltes, P. B., & Baltes, M. M. (1990). Psychological perspectives on successful aging: The model of selective optimization with compensation. Successful aging: Perspectives from the behavioral sciences. 1(1). 1-34.
- Bauer, D. J., & Curran, P. J. (2004). The integration of continuous and discrete latent variable models: potential problems and promising opportunities. Psychological methods. 9(1). 3.
- Berg, A. I., Hassing, L. B., McClearn, G. E., & Johansson, B. (2006). What matters for life satisfaction in the oldest-old?. Aging and Mental Health. 10(3). 257-264.
- Celeux, G., & Soromenho, G. (1996). An entropy criterion for assessing the number of clusters in a mixture model. Journal of classification. 13. 195-212.
- Crosnoe, R., & Elder Jr, G. H. (2002). Successful adaptation in the later years: A life course approach to aging. Social psychology quarterly. 309-328.

- Crystal, S., & Shea, D. (1990). Cumulative advantage, cumulative disadvantage, and inequality among elderly people. *The Gerontologist*, *30*(4), 437-443.
- Cummins, R. A. (2000). Personal income and subjective well-being: A review. *Journal of happiness studies*, *1*(2), 133-158.
- Dannefer, D. (2003). Cumulative advantage/disadvantage and the life course: cross-fertilizing age and social science theory. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, *58*(6), 327-337.
- Diener, E. (1984). Subjective well-being. *Psychological bulletin*, *95*(3), 542.
- DiPrete, T. A., & Eirich, G. M. (2006). Cumulative advantage as a mechanism for inequality: A review of theoretical and empirical developments. *Annu. Rev. Sociol.* *32*, 271-297.
- Dumitrache, C. G., Rubio, L., & Rubio-Herrera, R. (2017). Perceived health status and life satisfaction in old age, and the moderating role of social support. *Aging & mental health*, *21*(7), 751-757.
- Elder, G. H. (1998). The life course as developmental theory. *Child Development*, *69*(1), 1-12.
- Elo, I. T., & Preston, S. H. (1992). Effects of Early Life Conditions on Adult Mortality: A Review. *Population Index*, *58*(2), 186-212.
- Fisher, N. I. (1995). *Statistical analysis of circular data*. Cambridge University Press.
- Galobardes, B., Lynch, J. W., & Smith, G. D. (2004). Childhood socioeconomic circumstances and causespecific mortality in adulthood: systematic review and interpretation. *Epidemiologic Reviews*, *26*(1), 7-21.
- Gilligan, T. D., & Huebner, S. (2007). Initial development and validation of the multidimensional students' life satisfaction scale-adolescent version. *Applied Research in Quality of Life*, *2*, 1-16.
- Gutiérrez, N., Hinojosa, L.F., Le Roux, J.P., & Pedroza, V. (2013). Evidence for an early - middle Miocene age of the Navidad Formation (central Chile): paleontological, paleoclimatic and tectonic implications. *Andean Geology*, *40*, 66-78.
- Havighurst R. J. (1977). *A social psychological perspective on aging, Let's learn about aging: a book of readings*. J.R. Barry and C.R. Wingrove. New York: Schenkman.
- Khang, Y. H. (2006). Relationship between childhood socioeconomic position and mortality risk in adult males of the Korea Labour and Income Panel Study (KLIPS). *PublicHealth*, *120*, 724-731.
- Kuh, D. (2007). A life course approach to healthy aging, frailty, and capability. *Journals of Gerontology*, *62A*(7), 717-721.
- Kuh, D., & Shlomo, Y. B. (Eds.). (2004). *A life course approach to chronic disease epidemiology* (No. 2). Oxford University Press.
- Lanza, S. T., Rhoades, B. L., Nix, R. L., Greenberg, M. T., & Conduct Problems Prevention Research Group. (2010). Modeling the interplay of multilevel risk factors for future academic and behavior problems: A person-centered approach. *Development and psychopathology*, *22*(2), 313-335.
- Mirowsky, J., & Ross, C. E. (2008). Education and self-rated health, cumulative advantage and its

- rising importance. *Research on Aging*. 30. 93-122.
- Nagin, D. (2005). *Group-based modeling of development*. Harvard University Press.
- Ng, S. T., Tey, N. P., & Asadullah, M. N. (2017). What matters for life satisfaction among the oldest-old? Evidence from China. *PLoS ONE*. 12(2).
- Nylund KL., Asparouhov T., & Muthén B. (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.
- O'Rand, A.M. (1996). The precious and the precocious: Understanding cumulative disadvantage and cumulative advantage over the life course. *The Gerontologist*. 36(2). 230-238.
- Palloni, A. (2006). Reproducing inequalities: Luck, wallets, and the enduring effects of childhood health. *Demography*. 43(4). 587-615.
- Pavot, W., & Diener, E. (2008). The satisfaction with life scale and the emerging construct of life satisfaction. *The journal of positive psychology*. 3(2). 137-152.
- Ribeiro, P. C. C., Almada, D. S. Q., Souto, J. F., & Lourenço, R. A. (2018). Permanence in the labour market and life satisfaction in old age. *Ciência & Saúde Coletiva*. 23. 2683-2692.
- Ribeiro, P. C. C., Almada, D. S. Q., Souto, J. F., & Lourenço, R. A. (2018). Permanence in the labour market and life satisfaction in old age. *Ciencia & Saude Coletiva*. 23(8). 2683-2692.
- Schafer, M. H., & Ferraro, K. F. (2012). Childhood misfortune as a threat to successful aging: avoiding disease. *The Gerontologist*. 52(2). 111-120.
- Sousa, L., & Lyubomirsky, S. (2001). Life satisfaction. In Worell, J. (eds). *Encyclopedia of women and gender: Sex similarities and differences and the impact of society on gender*. San Diego, CA: Academic Press.
- Tein, J. Y., Coxe, S., & Cham, H. (2013). Statistical power to detect the correct number of classes in latent profile analysis. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*. 20(4). 640-657.

Abstract

## Relationship between Childhood Socioeconomic Risk and Life Satisfaction in Old Age: Focusing on the Moderating Effect of the National Pension

Hyeyoun Lee\* · Minjeong Kim\*\*

This study aims to examine the impact of childhood socioeconomic risk on life satisfaction in old age and the moderating effect of national pension income from a life course perspective. First, we find that childhood socioeconomic risk is categorized into three types: low-risk, high-risk, and borderline in both cohorts, but cohort 1 has fewer low-risk cases and more high-risk cases than cohort2. Second, in both cohorts, the type of childhood socioeconomic risk has an inverse effect on life satisfaction in old age, with higher risk individuals reporting lower life satisfaction in old age. Third, the national pension moderated the negative effect of childhood socioeconomic crisis on later life satisfaction, and the moderating effect was strengthened by higher national pension income in the borderline(cohort2) and high-risk(cohort1,2) groups. This study confirms the operation of the risk accumulation model that childhood socioeconomic crisis experiences affect later life, and suggests a whole-life approach to intervene early in childhood socioeconomic crisis and prevent it from leading to later life experiences. Given that the impact of the national pension is greater for the more severe childhood socioeconomic crisis and the more recent cohort, we suggest a careful and detailed approach to the reform direction of delaying pension receipt and lowering the income replacement rate, and an active discussion on the blind spots of the national pension.

**Keywords:** Childhood socioeconomic risk, Life satisfaction in old age, National pension, Latent class analysis, Moderating effect

◆ 2023. 7. 31. 접수 / 2023. 9. 16. 1차수정 / 2023. 9. 20. 게재확정

\* Seoul Women's University, Department of Social Welfare (leehy@swu.ac.kr)

\*\* Seoul Women's University, Department of Social Welfare (maria.jeong1465@gmail.com)