

노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 종단적 상호인과관계: 자기회귀교차지연모형의 검증

The Longitudinal Reciprocal Relationship between Self-rated Health Status and Depression in the Elderly : Testing the Autoregressive Cross-lagged Model

손근호*, 김경호**

가경복지재단*, 경상국립대학교 사회복지학부**

Keunho Sohn(kehosohn@naver.com)*, Kyoungho Kim(kkho@gnu.ac.kr)**

요약

본 연구는 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 종단적 상호인과관계를 밝히는 데 있다. 이를 위해 전국단위의 조사자료인 고령화연구패널조사 제5차연도 자료부터, 제6차연도, 제7차연도 자료까지 추적 조사에 모두 응답한 65세 이상 3,363명을 대상으로 자기회귀교차지연모형을 검증하였다. 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 이전 시점의 주관적 건강상태는 이후 시점의 주관적 건강상태에 정(+)적으로 유의한 영향을 미쳤다. 둘째, 이전 시점의 우울은 이후 시점의 우울에 정(+)적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 셋째, 조사대상 기간 동안 이전 시점의 주관적 건강상태는 이후 시점의 우울에 부(-)적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 그러나 이전 시점의 우울은 이후 시점의 주관적 건강상태에 유의미한 영향을 미치지 않았다. 연구 결과에 기초해 노년기 초기 기초체력 증진을 위한 체계적인 정책의 필요성과 건강증진 프로그램의 확대 시행 및 통합적 우울 관리 프로그램 시행이 필요함을 제안하였다.

■ 중심어 : | 노년기 | 주관적 건강상태 | 우울 | 종단연구 |

Abstract

This study aimed to verify the reciprocal casual relationship between self-rated health status and depression in the elderly through longitudinal analysis. An autoregressive cross-lagged model was identified. This study analyzed 3,363 elderly people aged 65 or older using the 5th, 6th, and 7th wave data from Korean Longitudinal Study of Ageing(KLoSA). The results are as follows. First, self-rated health status had a positive(+) autoregressive effect. Second, depression had a positive(+) autoregressive effect. Third, self-rated health status had a negative(-) cross-lagged effect on depression, but depression was not a casual predictor of self-rated health status. Based on these findings, it was suggested that there is a need for systematic policies to improve basic fitness in the early stages of old age, as well as the need to expand health promotion programs and implement integrated depression management programs.

■ keyword : | Elderly | Self-rated Health Status | Depression | Longitudinal Analysis |

접수일자 : 2022년 06월 23일

수정일자 : 2022년 08월 10일

심사완료일 : 2022년 08월 22일

교신저자 : 김경호, e-mail : kkho@gnu.ac.kr

I. 서론

2020 한국의 사회지표에 의하면 2018년 우리나라 국민의 기대수명은 82.7년으로 경제협력개발기구(OECD) 가입국 중 9위로 1위인 스위스에 비해 약 1.1년 낮은 수준이었으나, 2019년에는 83.3년으로 10년 전(80.0년)보다 3.3년 증가하였고 전년도보다는 0.6년 증가하였다[1]. 이처럼 기대수명의 지속적인 증가, 의료기술의 발달로 인하여 노년기 건강상태에 관한 관심은 매우 중요하게 여겨질 수밖에 없다.

노년기 건강상태는 개인적으로는 노인 자신의 삶의 질을 저하시키고, 질병 등으로 건강 유지를 위한 비용을 증가시킨다. 그리고 가족에게는 의료 및 요양비 부담, 가족의 사회활동을 제약할 수 있으며, 사회적으로는 노인 의료비 부담을 급격하게 증가시키고 있다[2]. 2020 고령자통계를 보면, 65세 이상 고령자의 1인당 연간 진료비가 2014년 3,326천 원에서 해마다 증가하여 2018년에는 4,487천 원으로 나타났다. 본인부담 의료비도 2014년 784천 원에서 2018년엔 1,046천 원으로 증가한 것으로 나타났다[3]. 이처럼 노년기의 건강상태는 의료비 지출의 증가로 인한 경제적 손실의 측면에서 국가적으로도 중요한 문제가 되고 있다.

노년기의 주요 관심사의 하나인 건강상태를 가장 잘 측정할 수 있는 척도는 주관적 건강상태이다[4]. 노년기의 주관적 건강상태는 신체적, 생리적, 사회적 측면 등에 대한 포괄적인 평가일뿐만 아니라[5] 노년기 건강상태를 측정할 신뢰할 만한 지표로 활용되고 있다[6]. 2020년 노인실태조사를 통하여 살펴보면, 65세 이상 노인 중 본인이 건강하다고 평가한 비율은 49.3%로 나타나 자신의 건강상태가 좋다는 응답이 증가하였다(2017년 37.0%→2020년 49.3%) [7].

노년기에는 신체적 기능 못지않게 정신적 기능도 쇠퇴한다. 특히 은퇴 등으로 사회적 역할, 사회적 관계가 축소되며, 배우자나 친구의 상실 등 부정적인 사건을 경험하는 시기이므로 우울에 노출되기 쉽다[8]. 우울증(depression)은 노년기 정신건강의 지표로 가장 많이 고려되며[9], 노인에게 가장 흔하게 발생하는 정신건강 문제 중의 하나이다[10]. 보건복지부에서 실시한 2020년 노인실태조사 자료에 따르면, 65세 이상 노인 중

13.5%가 우울 증상을 보였으며, 연령이 높아질수록 우울 증상이 심해지는 것으로 나타났다[7].

노년기 주관적 건강상태와 우울의 관계는 매우 밀접한 것으로 발표되고 있다[11]. 주관적 건강상태를 좋게 평가할수록 우울 증상이 낮아진다는 연구결과들[12][13]과 자신의 건강상태를 낮게 평가한 노인이 그렇지 않은 노인에 비해 우울증에 걸릴 가능성이 훨씬 높다고 보고되고 있다[14][15]. 그러나 일부 연구들은 우울이 건강상태에 영향을 미친다고 발표되고 있다[5][16].

지금까지 수행된 다수의 선행연구를 살펴보면, 노년기 주관적 건강상태와 우울 간에는 인과관계 측면에서 관련성이 존재한다. 즉, 주관적 건강상태와 우울 중 어느 변수가 다른 변수의 원인이 될 수 있고, 서로 영향을 미칠 수도 있다. 그러나 노인을 대상으로 한 선행연구의 대부분은 횡단연구들로서 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 인과관계를 명확하게 규명하기 어려웠던 것으로 판단된다. 또한 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 상호인과성을 규명한 국내 종단연구는 매우 부족하다. 노년기에 있어서 주관적 건강상태와 우울은 매우 중요한 요소이다. 그러므로 주관적 건강상태로 우울이 변화함과 우울로 인해 주관적 건강상태가 변화하는 상호인과성을 종단적으로 살펴볼 연구가 필요하다.

본 연구의 목적은 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 종단적 인과관계를 파악하여 두 변인 간의 상호인과적 방향성을 검증하는 것이다. 연구문제를 다음과 같이 설정하였다.

- (1) 노년기 주관적 건강상태는 시간이 경과함에 따라 어떻게 변화하는가?
- (2) 노년기 우울은 시간이 경과함에 따라 어떻게 변화하는가?
- (3) 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 상호인과관계는 어떠한가?

본 연구는 표본의 대표성을 가진 전국자료를 사용하여 종단적 관점에서 노년기 주관적 건강상태와 우울의 변화 양상 및 상호인과성을 확인하는 연구라는 점에서 횡단연구와 차별성이 있으며, 동시에 주관적 건강상태와 우울 간의 종단적 상호 관련성에 근거하여 노년기 건강상태의 증진 및 우울의 예방에 효율적인 개입을 가

능하게 할 것으로 기대된다.

II. 이론적 배경

1. 노년기 주관적 건강상태와 우울

주관적 건강상태는 신체적, 정신적 건강 등을 포함하여 자신의 전반적인 건강에 대한 평가 또는 인식하는 것을 의미한다[17]. 또한 객관적 건강상태, 질병, 의료 이용 상태 등 생활의 다양한 영역으로부터 영향을 받는다[18]. 따라서 노년기 주관적 건강상태는 만성질환과 신체적 기능제한 등으로 인한 결과이며[19], 노년기의 삶에 중요하게 영향을 미치는 요소로서 주관적 건강상태의 저하는 일상생활에서 우울, 불안 등과 같은 심리적 문제를 야기하게 된다[20]. 노년기에 겪는 정신건강 문제 중에서 흔히 자주 나타나는 증상들 가운데 하나인 노인의 우울은 노인문제에 있어서 매우 심각한 문제 중 하나로서, 심리적 건강지표를 나타내는 가장 중요한 정서적 변수이다[21].

노년기의 우울은 대부분 기분의 저조함과 무력감, 절망감, 근심 등의 심리적인 고통과 더불어 수면 장애, 식욕부진, 통증 등 신체적 증상을 동반하므로[22] 건강이 악화하는 노년기에는 더욱 큰 부담으로 다가오게 된다. 또한, 노인의 우울은 종종 만성적인 정신질환, 인지손상, 장애 등으로 나타나게 된다[23].

노인의 우울은 대부분이 자연스러운 노화 과정으로 인식되어 노인이 우울을 호소하는 경우에도 쉽게 발견되지 않아 발병 초기에 잘 드러나지 않는 원인이 되고 심각한 수준으로 발전할 수 있기 때문에 발병 초기 진단과 관리가 더욱 중요하다. 또한 적기에 치료하지 못하거나 방치하면 생활 적응력이 떨어지게 된다[24].

2. 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 상호관계

2017년도 노인실태조사를 바탕으로 시행된 연구에서 노인의 주관적 건강상태에 영향을 미칠 수 있는 요인들을 확인한 결과, ADL, IADL, 우울 상태, 영양상태 등으로 나타났으며, 이들 요인 중 우울 상태가 주관적 건강상태에 가장 큰 영향을 미치는 요인으로 나타났다[25].

노년기 우울 증상에 영향을 미치는 건강 요인으로 주관적 건강상태와 만성질환 등을 포함하는 객관적 건강상태를 들 수 있다[26]. 고민석과 서인균의 연구[27]에서 노인의 주관적 건강상태가 좋을수록 우울정도는 낮았고, 만성질환과 급성질환이 없는 경우가 우울정도가 낮게 나왔다. 그리고 만성질환과 기능적 장애는 기동성 제한과 활동 제한 및 사회적 관계 단절을 초래하고 우울로 이어진다[28]. 그러므로 노년기에는 신체적 건강이 열악할수록 우울 정도가 더 높고[29], 주관적 건강상태가 열악할수록 우울 정도가 더 높게 나타났다[30].

그러나 일부 연구에서는 건강상태가 우울에 영향을 미치기보다는 우울이 건강상태에 영향을 미친다고 보고하고 있다[5][16].

주관적 건강상태와 우울에 관련하여 자기회귀교차지연모형을 적용한 종단연구를 살펴보면, Karl 등의 연구[31]는 51세에서 61세까지 매 2년마다 조사하는 미국의 종단패널인 HRS(Health and Retirement Survey, Rand version 2003) 자료(대상자 7,475명)를 이용하여 분석한 결과, 자기평가 건강이 우울 증상에 대해 통계적으로 유의한 일관된 영향을 미치는 것으로 나타났으나 우울 증상은 자기평가 건강에 유의한 영향을 미치지 않았다는 연구결과를 제시하였다. 그리고 Peleg 와 Nudelman[32]은 50세 이상을 대상으로 유럽 14개국(대상자 28,899명)을 대표하는 SHARE(Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) 자료를 이용하여 자기평가 건강(SRH)과 우울증 증상을 분석한 결과, 50세 이상의 성인은 자기평가 건강과 우울증 증상 사이에 양방향 효과가 존재하며, 우울 증상에 대한 자기평가 건강의 효과가 자기평가 건강에 대한 우울 증상의 효과보다 더 강했다고 발표하였다.

이상에서 살펴본 바와 같이, 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 인과관계에 관한 연구 중 횡단연구에서는 주관적 건강상태와 우울 중 어느 변인이 선행변인인가에 대하여는 연구결과가 일관적이지 않다. 또한 종단연구에서는 주관적 건강상태가 우울에 영향을 미친다는 견해와 두 변인이 서로 영향을 미치는 양방향 효과가 존재한다는 견해가 공존하고 있다.

III. 연구방법

1. 분석자료 및 연구대상

본 연구는 한국고용정보원이 2006년부터 2년 주기로 반복적으로 조사·발표하는 고령화연구패널조사(KLoSA) 자료 중 제5차연도(2014년), 제6차연도(2016년), 제7차연도(2018년) 원자료를 분석에 이용하였다. 5차연도 조사를 기준시점으로 하였으므로 2014년 기준 만 65세 이상 남녀 노인(1949년 이전 출생자)이 연구대상이다. 최종 분석 대상자는 5차연도(2014년)부터 7차연도(2018년)까지 추적 조사에 모두 응답한 노인으로서 전체표본은 3,363명이다.

2. 연구모형

본 연구는 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 종단적 상호인과관계를 확인하고자 하였고, 이를 위해 자기회귀교차지연 분석방법을 활용하였다. 자기회귀교차지연모형은 변수 간의 양방향적 관계를 종단적으로 검증하기 위해 사용하는 연구방법이다.

본 연구에서는 시간의 흐름에 따라 주관적 건강상태와 우울이 상호 영향을 미치는 것으로 설정하였다. 연구모형은 [그림 1]과 같다.

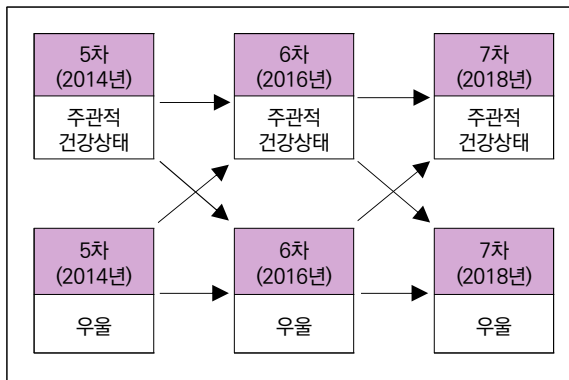


그림 1. 연구모형

3. 측정도구

본 연구의 잠재변수는 주관적 건강상태와 우울이다. 고령화연구패널조사에서 주관적 건강상태와 우울은 다음과 같이 측정되었다.

먼저, 고령화연구패널조사에서 주관적 건강상태는 두

가지 척도로 수집되었으며 ‘본인의 건강상태에 대해 어떻게 생각하십니까?’와 ‘본인의 건강상태에 대해 어떻게 평가하십니까?’이다. 변수값은 각각 최상(1점), 매우 좋음(2점), 좋은 편(3점), 보통(4점), 나쁜 편(5점)과 매우 좋음(1점), 좋은 편(2점), 보통(3점), 나쁜 편(4점), 매우 나쁨(5점)의 리커트 5점 척도로 측정되었다. 본 연구에서는 건강상태의 인식과 평가를 나타내는 두 척도 모두를 이용하였으며 역코딩하여 사용하였다. 점수가 높을수록 건강상태의 수준이 높은 것을 의미한다.

다음으로, 우울은 CES-D-10, Boston form 척도 [33]의 한국판을 사용하여 측정되었다. Boston form 척도는 5차연도(2014년)부터 사용되고 있으며 원칙도에서 사용하는 문항을 그대로 활용하고 있다[34]. 문항은 ‘지난 1주일간 느낌과 행동’을 묻는 10개 문항으로 되어 있으며, 각 문항은 리커트 4점 척도(1점: 잠깐 그런 생각이 들었음~4점: 항상 그런 생각이 들었음)의 형식으로 이루어져 있다. 본 연구에서는 내용이 반전된 문항은 역코딩하여 사용하였다. 점수가 높을수록 우울 수준이 높은 것을 의미한다.

Radloff는 CES-D 척도가 4개 하위요인(우울감정, 긍정적 감정, 신체 및 행동 둔화, 대인관계)으로 구성되어 있음을 밝혔다[35]. 그러나 우리나라 등 몇몇 나라에서 실행된 CES-D 척도의 타당성 연구에서 조사대상자들이 긍정적 감정의 표현을 억제하는 경향이 있어 우울 증상 여부와 관계없이 점수가 높게 나올 위험이 있다고 지적한 바 있다[36]. 따라서 본 연구에서는 CES-D-10 척도 10문항 중 긍정적 감정을 표현하는 2개의 문항을 제외한 후 8개 문항을 대상으로 요인분석을 시행하였다. 그러나 구조방정식모형을 적용하기에 문항 수가 많다고 판단하여 개별문항에 대한 확인적 요인분석의 결과를 바탕으로 하위집단 간 표준화 요인적재량의 평균값이 비슷하도록 문항을 배분하는 요인묶음방법(factor-parceling approach)을 적용하여 3개 하위집단으로 항목묶기를 실시하였다[37]. 총 8개 측정문항 중 하위집단 1에 3개 문항, 하위집단 2에 3개 문항, 하위집단 3에 2개 문항을 할당하였다. 본 연구의 우울 신뢰도(Cronbach’s α)는 5차연도 .907, 6차연도 .906, 그리고 7차연도 .919로 나타났다.

4. 분석방법

본 연구에서는 자료의 점검과 분석을 위하여 SPSS 23.0과 AMOS 23.0을 사용하였다. 측정변수들의 자료 분포 정규성 가정을 검토하기 위해 왜도, 첨도를 분석하였다. 또한 변수의 특성을 파악하기 위해 기술통계, 상관관계분석, 요인분석 등을 실시하였다. 모형의 추정 방법으로 최대우도법(ML)을 활용하였으며, 자료의 결측치 문제를 해결하기 위해 완전정보최대우도법(FIML)을 적용하였다.

그리고 본 연구의 주요목적인 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 종단적 상호인과관계를 검증하기 위하여 자기회귀교차지연모형(ARCL)을 적용하였다.

4.1 자기회귀교차지연모형(ARCL: autoregressive cross-lagged modeling)

자기회귀교차지연모형은 종단자료를 이용해서 변수 간의 인과관계의 방향을 결정하는 데 유용한 분석방법으로, 한 시점의 값(t)이 이전 시점의 값(t-1)에 의해 설명된다는 것에 있다[38]. 즉 시간의 변화에 따라 같은 변수들과 다른 변수 간의 관계를 추정하는 방법이다. 여타 구조방정식모형과 마찬가지로 자기회귀교차지연모형 역시 측정오차를 통제한 상태에서 시간의 변화에 따른 변수들 간의 인과관계를 통계적으로 검증할 수 있다[39].

본 연구에서 설정한 주관적 건강상태와 우울의 자기회귀교차지연모형은 [그림 2]와 같다. 주관적 건강상태와 우울은 잠재변수(latent variable)로 설정하였다. 주관적 건강상태는 2개의 측정변수를 사용하였고, 우울은 하위차원인 3개의 측정변수로 구성하였다.

일반적으로 종단연구에서는 여러 조사 시점에 걸쳐 반복적으로 측정된 측정오차 간에 유의미한 상관관계가 있을 것으로 기대하여, 문항들의 오차항 간에 공변량을 허용한다[40]. 본 연구에서도 3개의 조사 시점마다 같은 내용을 측정하는 문항들의 오차항 간에 공변산을 허용하였다.

4.2 모형평가

모형의 평가는 적합도 지수의 비교를 통해 진행하였다. 검증모형의 적합도 평가를 위하여 적합도 지수인

TLI, CFI, RMSEA를 활용하였으며, 모형비교에 있어서는 적합도 지수인 RMSEA의 값이 .015 이상 커지는 경우[37]와, TLI의 값이 .02 이상 작아지는 경우[38] 및 CFI의 값이 .01 이상 작아지는 경우[41]에 모형의 적합도가 통계적으로 나빠졌다고 판단하였다.

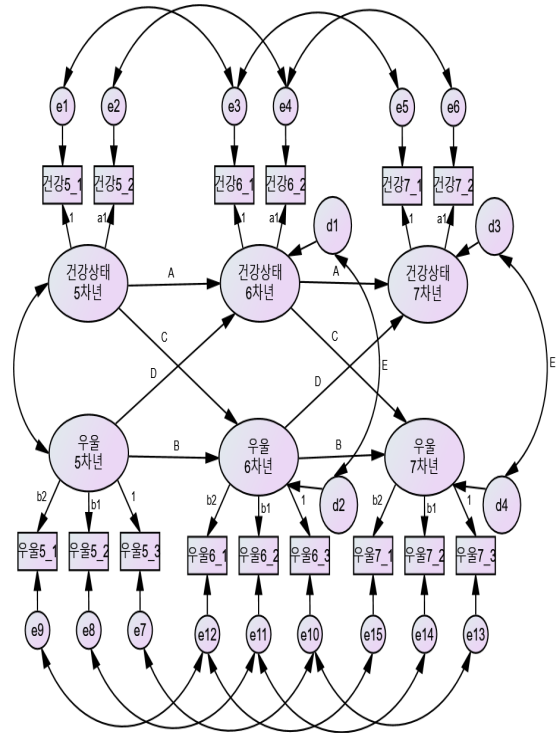


그림 2. 주관적 건강상태와 우울의 자기회귀교차 지연모형

IV. 연구결과

1. 연구대상자의 특성

연구대상자의 성별 분포를 보면 남성이 전체의 41.7%인 반면, 여성은 58.3%를 차지하고 있다. 연령 분포에서는 평균 연령이 73.84세이며, 최고령자는 98세, 최연소자는 65세이다. 그 밖에 배우자 유무, 종교유무, 교육수준은 [표 1]에 제시되어 있다.

2. 주요 변인의 기술통계 및 상관관계 분석 결과

본 연구의 분석에 투입된 주요 변인의 기술통계치 및 상관관계분석 결과는 [표 2]에 제시하였다.

일변량 정규성 검증 결과, 주관적 건강상태 변인과

우울 변인의 왜도 및 첨도의 절대값이 정규성 가정을 충족하는 것으로 나타나 자기회귀교차지연모형의 구조 방정식을 수행하는 데 문제가 없음을 확인하였다. 그리고 노인의 주관적 건강상태는 제5차연도 조사에서 평균 2.390점(표준편차 .757), 제6차연도 평균 2.355점(표준편차 .762), 제7차연도 평균 2.305점(표준편차 .779)로 5차연도에서 6차연도와 7차연도로 갈수록 조금씩 감소하는 경향을 보여 주고 있다.

한편 노인의 우울은 제5차연도 조사에서 평균 1.531점(표준편차 .600)이었는데, 제6차연도 조사(평균 1.505점, 표준편차 .592)에서 약간 감소하였다가 제7차연도 조사(평균 1.570점, 표준편차 .622)에서 증가하는 양상을 보였다. 이는 각 시점별 기술통계치로서 통계적 검증을 거친 것은 아니지만 전반적으로 볼 때 노년기 우울은 증가하는 경향으로 보인다.

표 1. 연구대상자의 특성(n=3,363명, 제5차연도 기준)

변수		빈도 (명)	비율 (%)	비고
성별	남성	1,404	41.7	
	여성	1,959	58.3	
연령	60대	996	29.6	M=73.84 SD=6.24 Max=98, Min=65
	70대	1,747	51.9	
	80대 이상	620	18.4	
배우자 유무	유배우자	2,359	70.1	
	무배우자	1,004	29.9	
종교유무	유	1,534	45.6	
	무	1,829	54.4	
교육수준	초등학교 졸업 이하	2,021	60.1	
	중학교 졸업	515	15.3	
	고등학교 졸업	593	17.6	
	대학교 졸업 이상	234	7.0	

표 2. 주요 변인의 기술통계 및 상관관계분석

변수	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
(1) 주관적 건강상태(5차)	1					
(2) 주관적 건강상태(6차)	.592**	1				
(3) 주관적 건강상태(7차)	.520**	.610**	1			
(4) 우울(5차)	-.335**	-.266**	-.246**	1		

(5) 우울(6차)	-.309**	-.411**	-.314**	.558**	1	
(6) 우울(7차)	-.256**	-.280**	-.378**	.479**	.543**	1
평균	2.390	2.355	2.305	1.531	1.505	1.570
표준편차	.757	.762	.779	.600	.592	.622
최소값	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
최대값	5.00	4.00	4.50	4.00	4.00	4.00
왜도	.057	.041	.029	1.404	1.360	1.236
첨도	-.617	-.711	-.830	1.644	1.377	1.119

주요 변인의 상관관계분석 결과를 보면, 제5차연도 주관적 건강상태와 제5차연도 우울 간에, 제6차연도 주관적 건강상태와 제6차연도 우울 간에, 그리고 제7차연도 주관적 건강상태와 제7차연도 우울 간에 유의한 부(-)의 상관관계가 확인되었다.

3. 측정모형의 검증

잠재변수인 주관적 건강상태와 우울이 적절히 측정되고 있는지 확인하기 위하여 확인적 요인분석을 시행하였다. 분석 결과, 측정모형의 데이터와 모집단의 데이터 간에 유의한 차이가 없다는 귀무가설이 기각되었으나($\chi^2=1425.892$, $df=75$, $p=.0001$), χ^2 검증은 표본크기에 민감하여 표본크기가 커질수록 모형을 쉽게 기각하는 문제점이 있어서 다른 적합도 지수들을 함께 고려하였다. 검증한 결과, 주요 적합도 지수들이 통계적 기준에 부합하였으므로(TLI=.931, CFI=.957, RMSEA=.073) 측정모형이 양호하다고 평가하였다.

4. 자기회귀교차지연모형의 검증

자기회귀교차지연모형을 검증하기 위해서는 시간에 따른 측정동일성, 경로동일성, 오차공분산동일성이 각각 확립되어야 한다. 각각의 동일성은 잠재변인에 대한 적재치를 각 시점에서 동일하게 고정한 동일화제약을 통해 검증할 수 있다[39]. 본 연구에서는 측정동일성과 경로동일성 그리고 오차공분산동일성 제약을 가한 8개의 모형들을 순차적으로 비교하여 최적의 모형을 선택하였다. 이 중 모형 1은 기본모형이고, 모형 2, 모형 3은 측정동일성 검증모형이며, 모형 4, 모형 5, 모형 6, 모형 7은 경로동일성 검증모형이다. 그리고 모형 8은

오차공분산동일성 검증모형이다.

- 모형 1: 제약을 가하지 않은 기저모형
- 모형 2: 주관적 건강상태 측정동일화 제약(a1)
- 모형 3: 우울 측정동일화 제약(b1, b2)
- 모형 4: 주관적 건강상태 자기회귀계수 동일화 제약(A)
- 모형 5: 우울 자기회귀계수 동일화 제약(B)
- 모형 6: 주관적 건강상태의 우울에 대한 교차지연계수 동일화 제약(C)
- 모형 7: 우울의 주관적 건강상태에 대한 교차지연계수 동일화 제약(D)
- 모형 8: 주관적 건강상태와 우울 간의 오차공분산 동일화 제약(E)

위 모형들 중에서 최적의 모형을 찾기 위하여 모형 1에서부터 모형 8까지 순차적으로 비교하였다. 모형 비교 결과는 [표 3]과 같다.

먼저, 모형 1과 모형 2를 비교한 결과, 적합도 지수인 ΔCFI 값은 0으로 변화가 없었으며, ΔTLI 와 $\Delta RMSEA$ 지수도 각각 기준($\Delta TLI=.02$, $\Delta RMSEA=.015$)과 비교

해도 나빠지지 않아 자유도가 더 큰 모형 2가 모형 1보다 간명성 측면에서 더 우수한 모형으로 판단하였으며, 모형 2는 건강상태의 측정동일성 가정을 충족하였다고 해석하였다. 위와 같은 방식으로 나머지 모형들을 두 개의 모형씩 순차적으로 비교하였으며, 결과적으로 자유도와 적합도 지수 측면에서 상대적으로 가장 우수한 모형 8을 최종 연구모형으로 결정하였다. 모형 8의 적합도는 TLI가 .929, CFI가 .947, RMSEA가 .074로 수용할만한 수준으로 나타났다.

최종 연구모형인 모형 8의 경로계수 추정치는 [표 4]에 제시하였다. 먼저 자기회귀효과를 보면, 제5차연도의 주관적 건강상태는 제6차연도의 주관적 건강상태에 ($\beta=.726$, $p<.001$), 그리고 제6차연도의 주관적 건강상태는 제7차연도의 주관적 건강상태에($\beta=.736$, $p<.001$) 유의한 정(+)의 영향을 미쳤다. 그리고 제5차연도의 우울은 제6차연도의 우울에($\beta=.605$, $p<.001$), 그리고 제6차연도의 우울은 제7차연도의 우울에 유의한 정(+)의 영향($\beta=.568$, $p<.001$)을 미쳤다.

표 3. 건강상태와 우울 간의 자기회귀교차지연모형 검증결과

모형		χ^2	df	TLI	RMSEA (90% CI)	CFI	$\Delta \chi^2$	Δdf	ΔCFI
기저모형	모형1	1616.748***	79	.926	.076 (.073~.079)	.951	-	-	-
측정동일성 가정	모형2	1622.099***	81	.927	.075 (.072~.078)	.951	5.351	2	0
	모형3	1751.654***	85	.925	.076 (.073~.080)	.947	129.555	4	-.004
구조동일성 가정	모형4	1753.856***	86	.926	.076 (.073~.079)	.947	2.202	1	0
	모형5	1756.258***	87	.927	.076 (.072~.079)	.947	2.402	1	0
	모형6	1762.026***	88	.927	.075 (.072~.078)	.947	5.768	1	0
	모형7	1762.028***	89	.928	.075 (.072~.078)	.947	0.002	1	0
오차공분산동일성 가정	모형8	1762.059***	90	.929	.074 (.071~.077)	.947	0.031	1	0

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

표 4. 최종 연구모형의 경로계수 추정치

구분	경로	비표준화 계수	표준화 계수	표준오차	C.R.	p
자기회귀효과	건강상태(5차)→건강상태(6차)	.740	.726	.013	56.896	***
	건강상태(6차)→건강상태(7차)	.740	.736	.013	56.896	***
자기회귀효과	우울(5차)→우울(6차)	.596	.605	.013	46.468	***
	우울(6차)→우울(7차)	.596	.568	.013	46.468	***
교차지연효과	건강상태(5차)→우울(6차)	-.111	-.094	.015	-7.191	***
	건강상태(6차)→우울(7차)	-.111	-.091	.015	-7.191	***
교차지연효과	우울(5차)→건강상태(6차)	-.020	-.024	.010	-1.915	.056
	우울(6차)→건강상태(7차)	-.020	-.023	.010	-1.915	.056

$\chi^2=1762.059^{***}$ (df=90), TLI=.929, CFI=.947, RMSEA=.074

*p<.05 **p<.01 ***p<.001

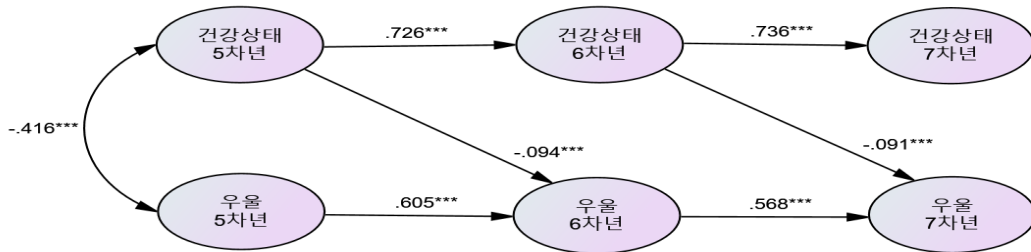


그림 3. 최종 연구모형 경로도

즉, 이전 시점의 노인의 건강상태와 우울은 이후 시점의 노인의 건강상태와 우울을 안정적으로 유지시킨다는 것을 의미한다. 또한 영향력의 크기도 건강상태가 .726, .736, 우울이 .605, .568로 높은 수준으로 나타나, 노년기 초기에 형성된 건강상태 수준과 우울 증상 수준이 지속될 가능성이 크다는 것을 알 수 있다. 이 결과는 노년기 건강상태와 우울이 비교적 안정적으로 유지됨을 나타낸다.

다음으로, 시간의 경과에 따른 주관적 건강상태와 우울 간의 상호인과관계를 분석한 결과, 이전 시점의 주관적 건강상태가 이후 시점의 우울에 미치는 교차지연 효과는 각각 -.094(p<.001)와 -.091 (p<.001)로 전 시점에서 유의한 부(-)적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 이전 시점의 주관적 건강상태 수준이 높을수록, 이후 시점의 우울 수준이 낮아지는 것이다. 이런 효과는 모든 측정 시점에서 동일한 것으로 확인되었다.

그러나 이전 시점의 우울이 이후 시점의 주관적 건강상태에 미치는 교차지연 효과는 95% 신뢰수준에서 유의하지 않은 것으로 나타났다(p=0.056).

하지만 p값을 보면 90% 신뢰수준에서는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 따라서 우울이 이후 시점의 건강상태에 미치는 교차지연 효과는 한계적(marginal)으로 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있다. 최종 연구 모형의 경로도는 [그림 3]과 같다.

V. 논의 및 결론

1. 연구결과의 논의

본 연구는 노년기 주관적 건강상태와 우울의 시간의 경과에 따른 변화 양상과 상호인과성 검증을 목적으로 수행되었다. 자기회귀교차지연모형의 검증을 통하여 다

음과 같은 연구결과와 논의를 얻을 수 있었다.

첫째, 연구문제 1(주관적 건강상태의 지속성)과 관련하여, 자기회귀교차지연모형을 통하여 자기회귀효과를 검증한 결과, 조사대상 기간 동안 이전 시점의 주관적 건강상태는 이후 시점의 주관적 건강상태에 정(+)-적인 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 이전 시점의 주관적 건강상태는 이후 시점의 주관적 건강상태를 안정적으로 예측하였다. 이는 노년기 주관적 건강상태가 일시적인 것이 아니라 시간이 경과함에도 지속적으로 유지된다는 것을 의미한다. 또한 영향력의 크기도 .726, .736로 높은 수준으로 나타나, 노년기 초기에 형성된 주관적 건강상태 수준이 지속적으로 유지될 가능성이 크다는 것을 나타낸다.

따라서 이전 시점의 주관적 건강상태 수준을 높여주면 이후 시점의 주관적 건강상태 수준을 향상시킬 수 있음을 예측할 수 있다. 이 검증결과는 성인을 대상으로 5차 시점에 걸쳐 자기회귀교차지연모형으로 분석한 Urbanaviciute 등의 종단연구[42]에서, 주관적 건강상태가 시간의 경과에도 비슷한 크기로 안정적으로 유지된다고 보고한 연구결과를 지지한다. 결과적으로 노년기 주관적 건강상태의 초기 수준은 시간의 경과에도 지속적으로 작용하므로, 노년기 초기에 건강상태 수준을 높게 유지하게 하면 노년기 후기까지 지속될 가능성이 크므로 초기 수준에 대한 특별한 관리가 필요함을 시사한다.

둘째, 연구문제 2(우울의 지속성)와 관련하여 자기회귀효과를 검증한 결과, 조사대상 기간 동안 이전 시점의 우울은 이후 시점의 우울에 정(+)-적인 방향으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 이전 시점의 우울은 이후 시점의 우울을 안정적으로 예측하였다. 이는 우울이 시간이 경과함에도 지속적으로 유지된다는 것을 의미한다. 또한 영향력의 크기도 .605, .568로 높은 수준으로 나타나, 노년기 초기에 형성된 우울 수준이 지속될 가능성이 크다는 것을 나타낸다.

따라서 이전 시점의 우울 수준을 조절하면 이후 시점의 우울 수준이 감소할 수 있음을 예측할 수 있다. 이 검증결과는 노인의 우울이 시간의 경과에도 안정적으로 유지된다는 사실을 보고한 여러 선행연구[43-45]의 결과를 지지하는 것이다. 결과적으로 노년기 우울의 초

기 수준은 시간이 경과함에도 지속적으로 작용하므로, 노년기 초기에 낮은 우울 수준을 유지하게 하면 노년기 후기까지 낮은 우울 수준이 지속될 가능성이 크므로 우울 초기 수준에 대한 관리가 필요함을 시사한다.

셋째, 연구문제 3(주관적 건강상태와 우울 간의 상호인과성)과 관련하여, 교차지연효과를 검증한 결과, 조사대상 기간 동안 이전 시점의 주관적 건강상태가 이후 시점의 우울에 부(-)적으로 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 이전 시점의 주관적 건강상태 수준이 높을수록 이후 시점의 우울 수준은 낮아짐을 확인할 수 있었다. 따라서 이전 시점의 주관적 건강상태 수준을 높여주면 이후 시점의 우울 수준은 낮아짐을 알 수 있다.

그러나 이전 시점의 우울은 이후 시점의 주관적 건강상태에 신뢰수준 90%에서는 유의한 영향을 미쳤으나, 95% 신뢰수준 이상에서는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다. 즉, 두 변인 간에는 한계적(marginal)인 영향이 발견되었다.

이 검증결과는 자기평가 건강이 우울 증상에 통계적으로 유의하고 일관된 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 대조적으로 우울 증상의 수준은 자기 평가된 건강에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다는 결과와 대체로 일치한다.

그러나 Peleg와 Nudelman의 연구결과[32]에서 자기평가 건강과 우울 증상이 양방향적으로 상호 유의미한 영향을 미치며, 우울 증상에 대한 자기평가 건강의 효과가 자기평가 건강에 대한 우울 증상의 효과보다 더 강했다는 결과와는 일부 유사한 면이 있는 것으로 판단된다.

2. 결론 및 제언

다수의 횡단연구에서 주관적 건강상태와 우울 간의 영향력이 양방향적인 것으로 나타난 것에 반해, 본 연구에서는 검증결과가 양방향성이 아닌 일방향의 인과관계로 도출되었다. 이는 대상자와 측정기간 및 변인의 구성내용 등에 따라 두 변인 간의 영향력의 크기가 변화됨으로 인해 연구결과가 다르게 도출될 가능성이 크므로, 항상 일방향적인 인과성이 나타나지 않을 것으로 추정된다.

또한, 두 변인 간 양방향적인 인과성은 존재하나 영향력의 크기 차이로 인하여 통계적 유의성이 일방향으로만 나타날 가능성도 추론할 수 있다. 실제로 본 연구에서 이전 시점의 우울이 이후 시점의 건강상태에 미치는 영향력의 통계적 유의성을 판단하는 p값이($p=.056$, [표 4]) 95% 신뢰수준에 근소한 차이로 높게 나타남으로써 통계적으로 유의성이 없는 것으로 처리되었다.

결과적으로, 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 종단적 인과관계는 주관적 건강상태가 우울에 일방향적으로 영향을 미치는 것으로 나타나, 노년기에는 주관적 건강상태 관리가 우울 관리보다 더 우선적인 것으로 판단할 수 있다. 주관적 건강상태 수준을 높여주면 우울 수준이 낮아짐으로 노년기 초반부터 주관적 건강상태의 수준 향상과 관리에 많은 비중을 둔다면, 우울 수준을 낮출 수 있을 뿐만 아니라 노년기 내내 건강상태에도 긍정적인 효과가 있을 것으로 판단된다.

본 연구가 시사하는 정책적·실천적 제언은 다음과 같다. 첫째, 건강하게 오래 사는 노년기를 위해서는 노년기 초기 기초체력의 유지 및 증진을 통하여 주관적 건강상태 수준 향상이 필요하다. 그러므로 노인이 거주지와 가까운 곳에서 꾸준히 체육활동을 할 수 있도록 관련 인프라 및 프로그램을 지원하는 보다 체계적이고 장기적인 정책을 필요로 한다. 둘째, 현재 각 지자체에서 통합적 건강증진을 목표로 간헐적으로 실시하고 있는 건강증진 프로그램의 질적, 양적 확대를 필요로 한다. 즉 대상자를 취약계층과 취약노인에서 일반노인 전체로 확대하고, 연중 내내 실시되도록 프로그램의 재편성을 필요로 한다. 셋째, 노년기 초기 우울 수준을 낮추기 위하여 건강상태 증진, 사회활동 참여 등을 동시에 추구하는 통합적인 우울 관리 프로그램 개발하고 지속적인 시행을 필요로 한다..

그리고 본 연구의 한계점 및 후속연구를 위한 제언으로는 첫째, 본 연구에서 활용된 우울 변인은 일정 시점 기준 설문내용의 상이(때널 1차~4차: Andersen form, 5차~7차: Boston form)로 인하여 5차에서 7차까지 3개 시점의 자료만 활용되었다. 후속연구에서는 4개 시점 이상의 자료를 활용하여 노년기 우울의 변화 양상을 보다 더 구체적으로 살펴보기를 제안한다. 둘째, 본 연구는 65세 이상 노인만을 대상으로 하였으나, 노

년기의 신체적, 정신적 건강상태는 65세 이전부터 축적되어온 결과일 것이다. 따라서 노년기 건강상태의 선제적 대응을 위하여 50세 이상의 예비노인을 포함하는 후속연구를 기대한다.

이와 같은 한계에도 불구하고, 본 연구는 전국적 대표성을 가지는 패널자료를 활용하여 종단적 관점에서 노년기 주관적 건강상태와 우울 간의 상호인과관계를 규명하였다는 데 의의가 있다.

* 본 연구는 손근호의 박사학위논문 중 일부를 수정 보완하였음.

참 고 문 헌

- [1] 통계청, 2020 한국의 사회지표: 보도자료. 대전:통계청, 2021. <http://kostst.go.kr>
- [2] 조성희, 김옥, 김정현, 박현식, 노인복지론, 파주: 양서원, 2017.
- [3] 통계청, 2020 고령자 통계: 보도자료. 대전: 통계청, 2020. <http://kostst.go.kr>
- [4] J. H. Yeom, "A Comparison Study of Self-Rated Health(SRH) Trajectory between Urban and Rural Older Adults: Using Latent Growth Modeling," The Korean Rural Sociological Society, Vol.23, No.1, pp.193-239, 2013.
- [5] 오영희, 배화옥, 김윤신, "우리나라 노인의 주관적 건강인식과 신체적 및 정신적 기능상태의 관련성 연구." 한국노년학, Vol.26, No.3, pp.461-476, 2006.
- [6] 권중돈, 노인복지론, 서울: 학지사, 2016.
- [7] 보건복지부, 2020년 노인실태조사 보도자료, 2021.
- [8] 이민수, 최윤경, 정인파, 곽동일, "한국 어느 도시지역의 노인성 우울증 역학조사," 노인정신 의학, 제4호, pp.154-163, 2000.
- [9] L. K. George, Social factors, depression, and aging. In R. H. Binstock, & L. K. George(Eds.), *Handbook of aging and the social science*(7th ed., pp.149-162), San Diego: Elsevier Academic Press, 2011.
- [10] A. Barnett, C. J. P. Zang, J. M. Johnston, and Cerin, "Relationships between the neighborhood environment and depression in older adults: A

- systematic review and meta-analysis,” *International Psychogeriatrics*, Vol.30, No.8, pp.1153-1176, 2018.
- [11] N. Haseli-Mashhadi, A. Pan, X. Ye, J. Wang, Q. Y. Liu, and O. H. Franco, “Self-Rated Health in middle-aged and elderly Chinese: distribution, determinants and associations with cardio-metabolic risk factors,” *BMC Public Health*, Vol.9, No.1, pp.368-379, 2009.
- [12] J. Shin, E. C. Park, E. S. G. Lee, Y. Choi, J. H. Kim, and T. H. Kim, “The cross-interaction between global and age-comparative self-rated health on depressive symptoms-considering both the individual and combined effects,” *BMC psychiatry*, Vol.16, No.1, pp.433-444, 2016.
- [13] 이은령, 강지혁, 정재필, “노인 우울에 미치는 요인,” *한국콘텐츠학회논문지*, 제13권, 제7호, pp.290-300, 2013.
- [14] F. M. Alpass and S. Neville, “Loneliness, health and depression in older males,” *Aging & mental health*, Vol.7, No.3, pp.212-216, 2003.
- [15] H. Chang-Quan, Z. Xue-Mei, D. Bi-Rong, L. Zhen-Chan, Y. Ji-Rong, and L. Qing-Xiu, “Health status and risk for depression among the elderly: a meta-analysis of published literature,” *Age and ageing*, Vol.39, No.1, pp.23-30, 2010.
- [16] B. Han, “Depressive Symptoms and Self-Rated Health in Community-Dwelling Older Adults: A Longitudinal Study,” *Journal of the American Geriatrics Society*, Vol.50, No.9, pp.1549-1556, 2002.
- [17] J. Liang, “Self-reported physical health among aged adults,” *Journal of Gerontology*, Vol.41, pp.248-260, 1986.
- [18] EL. Idler, and Y. Benyamini, “Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies,” *J Health Soc Behav*, Vol.38, No.1, pp.21-37, 1997.
- [19] T. Y. Kwon, “The trajectories of the change and effect factors of subjective-health status: focus on life stages,” *The Korean Association of Humanities and the Social Science*, Winter, pp.203-231, 2011.
- [20] A. R. Park and K. S. Jeong, “Influence of Subjective Health Status, Social Activity and Family Support on Subjective Quality of Life of Elderly in a Community,” *Journal of The Korea Contents Association*, Vol.17, No.3, pp.212-221, 2017.
- [21] 윤숙례, 최혜정, “레크레이션 댄스가 저소득층 여성 노인의 우울과 생활만족도에 미치는 효과,” *한국보건간호학회*, 제16권, 제1호, pp.135-147, 2002.
- [22] 이인정, “남녀노인의 우울, 삶의 만족에 대한 심리사회적 요인들의 영향의 차이에 관한 연구,” *노인복지연구*, 제36호, pp.159-180, 2007.
- [23] G. S. Alexopoulos, D. N. Kiosses, M. S. Heo, C. F. Murphy, B. Shanmugham, and F. Gunning-Dixon, “Executive dysfunction and the course of geriatric depression,” *Biological Psychiatry*, Vol.58, No.3, pp.204-210, 2002.
- [24] C. Murata, K. Kondo, H. Hirai, Y. Ichida, and T. Ojima, “Association between depression and socio-economic status among community dwelling elderly in Japan: the Aichi Gerontological Evaluation Study,” *Health & Place*, Vol.14, No.3, pp.406-414, 2008.
- [25] 이나래, “한국 노인의 주관적 건강상태에 영향을 미치는 요인 분석,” *한국엔터테인먼트산업학회논문지*, 제14권, 제4호, pp.341-347, 2020.
- [26] 박소영, “노인의 건강 특성과 사회적 관계망이 우울 증상 수준에 미치는 영향: 성별 조절효과를 중심으로,” *보건사회연구*, 제38권, 제1호, pp.154-190, 2018.
- [27] 고민석, 서인균, “노인의 건강상태가 스트레스와 우울에 미치는 영향과 사회적 지지의 조절효과,” *대한보건연구*, 제37권, 제1호, pp.1-14, 2011.
- [28] 안지연, 탁영란, “관절염 노인의 연령별 우울정도와 위험요인,” *대한간호학회지*, 제39권, 제1호, pp.72-83, 2009.
- [29] 김원경, “노년기의 신체적 건강과 우울증과의 관계,” *한국심리학회지*, 제20권, 제1호, pp.49-66, 2001.
- [30] 윤현숙, 구분미, “노인의 건강상태가 우울에 미치는 영향에 대한 사회적 지지의 매개효과,” *한국사회복지학*, 제61권, 제2호, pp.303-324, 2009.

- [31] K. Karl, E. S. Donald, K. Kyle, and J. V. D. Daniel, "Longitudinal Analysis of the Reciprocal Effects of Self-Assessed Global Health and Depressive Symptoms," *Journal of Gerontology*, Vol.60B, No.6, pp.296-303, 2005.
- [32] S. Peleg, and G. Nudelman, "Association between self-rated health and depressive symptoms among older adults: Does age matter?," *Social Science & Medicine*, Elsevier, Vol.280(C), 2021.
<http://doi.org/10.1016/j.socsci-med.2021.114024>
- [33] F. J. Kohout, L. F. Berkman, D. A. Evans, and J. Cornoni-Huntley, "Two shorter forms of the CES-D depression symptoms index," *Journal of Aging and Health*, Vol.5, No.2, pp.179-193, 1993.
- [34] 배성우, 김이영, 도문학, 김혜지, 박병선, "축약형 우울척도(CES-D-10)의 요인구조 및 측정 불변성 검증: Andersen form과 Boston form을 중심으로," *정신건강과 사회복지*, 제48권, 제1호, pp.33-55, 2020.
- [35] L. S. Radloff, "The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population," *Applied Psychological Measurement*, Vol.1, No.3, pp.385-401, 1977.
- [36] 윤서영, 임재형, 한창수, "효과적인 우울증 치료를 위한 임상평가도구," *대한정신약물학회지*, 제23호, pp.136-146, 2012.
- [37] 오숙영, "확인적 요인분석과 구조방정식모형 분석에서 다차원 척도에 대한 다양한 문항묶음방법 적용연구," *교육방법연구*, 제29권, 제2호, pp.313-345, 2017.
- [38] 홍세희, 박민선, 김원정, "인터넷 중독과 부모와의 의사소통 사이의 자기회귀교차지연효과 검증," *교육심리연구*, 제21권, 제1호, pp.129-143, 2007.
- [39] 김주환, 김민규, 홍세희, *구조방정식모형으로 논문쓰기*, 서울: 커뮤니케이션북스, 2009.
- [40] 최희철, 황대향, "학업성취와 삶의 만족 사이의 자기회귀 교차지연 효과 검증: 중학교 2학년에서 고등학교 3학년까지," 제6회 한국청소년패널 학술대회 자료집, pp.23-34, 2010.
- [41] G. W. Cheung and R. B. Rensvold, "Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance," *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, Vol.9, No.2, pp.233-255, 2002.
- [42] I. De. Urbanaviciute, H. Witte, and J. Rossier, "Perceived job insecurity and self-rated health : Testing reciprocal relationships in a five-wave study," *Social Science & Medicine*, No.233, pp.201-207, 2019.
- [43] 최은영, 엄사랑, "중고령층의 사회적 관계와 우울의 종단적 상호인과관계: 자기회귀교차지연모형검증과 연령집단별 분석," *보건사회연구*, 제39권, 제4호, pp.109-144, 2019.
- [44] 김경호, "노인의 우울과 생활만족도 간의 양방향 관계에 관한 종단연구: 자기회귀교차지연 모형의 검증," *한국사회복지조사연구*, 제60호, pp.111-138, 2019.
- [45] 이형하, "노인의 자산과 우울 및 삶의 만족 간의 종단적 인과관계: 자기회귀교차지연모형의 적용," *디지털융복합연구*, 제18권, 제6호, pp.513-522, 2020.

저자 소개

손근호(Keunho Sohn)

정회원



〈관심분야〉 : 노인복지

- 2022년 2월 : 경상국립대학교 사회복지학(박사)
- 2022년 3월 ~ 현재 : 가경복지재단

김경호(Kyoungho Kim)

정회원



〈관심분야〉 : 노인복지론, 사회복지행정론

- 현재 : 경상국립대학교 사회복지학부 교수