남성 독거노인의 삶의 질 예측모형

김수진¹ · 전경숙²

¹기독교간호대학교, ²국립목포대학교 간호학과

Predictive Model for Quality of Life of the Older Men Living Alone

Kim, Su Jin¹ · Jeon, Gyeong-Suk²

¹Christian College of Nursing, Gwangju

²Department of Nursing, Mokpo National University, Muan, Korea

Purpose: This study aimed to construct and test a predictive model that explains and predicts the quality of life in older men living alone.

Methods: A self-report questionnaire was used to collect data from 334 older adult men living along aged 65 years or over living in Jeollanam-do provinces. The endogenous variables were depression, self-rated health, instrumental activity of daily life, health promotion behaviors, the number of social participation activities and quality of life. Data were analyzed using the SPSS 21.0 and AMOS 21.0 programs.

Results: The final model with 14 of the 8 analysed paths showed a good fit to the empirical data: $\chi^2 = 173.26 (p < .001, df = 53)$, normed $\chi^2 = 3.27$, GFI = .92, NFI = .90, CFI = .93, TLI = .89, RMSEA = .08 and SRMR = .06. Activities had direct effect on quality of life of older men living alone and social support had both direct and indirect effects. Meanwhile, function and socioeconomic status showed only indirect effects. The variables included in the eight significant paths explained 83.7% of variance in the prediction model. **Conclusion:** Instrumental activities of daily living and social support effect directly on quality of life in the older men living alone. Findings suggest that health care providers including community nurses need to provide social support as well as empowerment programs of instrumental activities of daily living and health promotion for improving quality of life of the older men living alone.

Key words: Activities of Daily Living; Aged; Male; Social Support; Quality of Life

서 론

1. 연구의 필요성

우리나라는 2019년 현재 노인 인구비율이 14.9%로 고령사회이다. 베이비붐 세대가 노년층에 진입하는 2025년에는 노인 인구비율은

20.3%로 증가하여 초고령 사회가 될 것이다[1]. 독거노인 가구도 큰 폭으로 증가하고 있다. 2019년 150만 가구(노인 가구의 34.2%)에서 2045년이면 현재의 약 3배인 393만 3000가구로 증가할 것으로 전망된다[1]. 특히 남성 독거노인의 증가가 뚜렷하다. 고령자 통계에 따르면 여성 독거노인은 2017년 74.8%에서 2045년 66.5%로 감소하는

주요어: 일상생활 활동, 노인, 남성, 사회지지, 삶의 질

* 이 논문은 제1저자 김수진의 박사학위논문의 축약본임.

* 이 논문은 2019년 6월 지역사회간호학회 Conference에서 포스터 발표되었음.

* This manuscript is a condensed form of the first author's doctoral dissertation from Mokpo National University, Year of 2019.

* This work was presented at Korean academy of community health nursing Conference, June, 2019, Seoul, Korea.

Address reprint requests to : Jeon, Gyeong-Suk

Department of Nursing, Mokpo National University, 1666 Youngsan-ro, Cheonggye-myeon, Muan 58554, Korea

Tel: +82-61-450-2675 Fax: +82-61-450-2679 E-mail: sookie@mokpo.ac.kr

Received: April 1, 2020 Revised: September 25, 2020 Accepted: October 7, 2020 Published online December 31, 2020

This is an Open Access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution NoDerivs License. (<http://creativecommons.org/licenses/by-nd/4.0>)

If the original work is properly cited and retained without any modification or reproduction, it can be used and re-distributed in any format and medium.

반면, 남성 독거노인은 25.2%에서 33.5%까지 증가한다[2]. 남성 독거노인의 지속증가가 예측됨에도 불구하고 우리 사회는 독거노인 문제는 여전히 여성 노인의 문제로 인식하는 경향으로 남성 독거노인에 관한 관심은 상대적으로 소홀하다[3].

노인은 배우자의 사망으로 인해 자발적 비자발적 사회활동 감소, 사회 네트워크의 축소 및 고립상태에 놓일 위험이 높다[4,5]. 노인 혼자 산다는 것은 우울 및 신체적 건강과 삶의 질 악화의 주요 위험 요인이다[3]. 2014년 노인실태조사 자료 분석 보고서에 따르면, 독거노인은 동거노인에 비해 경제문제(75.9%), 건강문제(64.5%), 소외문제(64.5%)와 무위(無爲)문제(58.6%)를 더 많이 경험하였다[6]. 국내·외 선행연구에서도 독거노인의 삶의 질은 건강, 신체기능, 일반적 안녕상태 등의 측면에서 동거노인에 비해 상대적으로 낮은 수준이며[4,7,8], 경제 능력, 사회활동 및 사회적 지지 등이 상대적으로 취약하다[7]. 따라서 경제협력개발기구(Organization for Economic Cooperation and Development) 회원국들은 독거노인 문제를 고령사회의 주요 이슈로 주목하고 있다[9].

세계 인구 고령화와 함께 노년기의 삶의 질은 주요 관심 대상이다. 세계보건기구(World Health Organization [WHO])는 성공적 노화, 활기찬 노년 및 건강한 노년이 가능한 고령사회로 나아가갈 것을 주장하며 노인의 삶의 질 향상을 위한 건강, 참여, 안전의 기회를 적대화하기 위한 정책 틀을 제시한 바 있다[9,10]. 노인의 삶의 질은 전 생애에 걸쳐 자신이 추구하고 경험했던 목표, 기대, 규범과 관심이 축적·통합되어 표현되므로 신체적, 정신적, 사회 경제적, 영적 건강을 포괄하여 이해할 필요가 있다[10]. WHO가 개발한 26 문항의 세계보건기구 삶의 질 간편형 척도(World Health Organization Quality of Life Brief Version [WHOQOL-BREF])는 다양한 문화권 및 다양한 연령을 대상으로 신체, 사회심리, 사회관계, 환경 측면의 삶의 질을 통합적으로 측정하는 데 있어서 높은 신뢰도와 타당도를 확보하였으며[11] 많은 국내·외 연구에서 지역사회 노인의 삶의 질을 측정하는데 널리 활용되고 있다[8,12-14]. 또한, WHO는 지역사회에 거주하며 일상생활을 영위하는 다양한 인구집단의 건강과 삶의 질을 설명할 수 있는 국제기능장애건강분류(International Classification of Functioning, Disability, and Health [ICF]) 모델을 제시하였다[15]. ICF 모델은 신체·정신적 기능뿐만 아니라 활동, 사회참여와 같은 사회적 기능, 개인의 연령, 성, 사회경제적 특성과 같은 개인적 요인 및 개인의 건강과 삶의 제 조건에 관련된 환경요인까지 포괄하여 건강과 삶의 질을 설명하는 생리학·심리·사회적(bio-psycho-social) 통합 모델로 평가된다[16]. 노화 과정도 ICF 모델에서 제시하는 신체적, 사회적 및 정신적 기능과 이와 관련된 다양한 사회환경요인의 영향을 받는다[9]. 따라서 ICF 모델은 노인의 기능, 건강, 삶의 질과 활기찬 노년을 설명하는 데 적합하다고 평가되어[17] 선행연구

구에서 활용되고 있다[12,18].

한편, 선행연구를 살펴보면 남성 노인은 여성 노인에 비해 전반적 삶의 질이 높고[14,19,20], 건강, 경제상태, 사회활동 및 사회·경제적 성취에 대한 만족도 높았다[14,21]. 그러나 남성이 독거노인이 되었을 때, 삶의 질은 여성 독거노인에 비해 매우 낮았다[5,8,22]. 삶의 질 영향요인도 성별에 따라 다름을 알 수 있다. 국민건강영양조사를 활용한 노인연구에서 남성 노인의 삶의 질에는 소득과 신체 건강이 중요하지만, 여성 노인의 삶의 질에는 우울, 스트레스가 주요 요인인 것으로 나타났다[20]. 일본 노인의 삶의 질 연구에서는 남성 노인에게는 배우자가 삶의 질에 주요 요인이었으나 여성 노인에게는 친구와 같은 사회관계가 더 중요하였다[22]. 최근 브라질 연구에서도 배우자가 없는 남성 노인이 타인과 함께 살 때는 그렇지 않은 경우에 비해 삶의 질이 유의하게 높았으나 홀로된 여성 노인에게 동거 여부는 관련이 없었다[13]. 살펴본 바와 같이 남녀노인의 삶의 질과 그 영향요인이 다르고, 이러한 성별 차이 양상은 노인이 독거가 되었을 때 또 다를 것으로 예상된다. 그러나 독거노인 선행연구는 여성 노인에 국한하였거나 남녀를 포함했어도 이를 성별로 구분하여 탐색하지 않았다[7,14]. 따라서, 기존연구를 통해 남성 독거노인의 삶의 질과 영향요인을 통합적으로 이해하는 데 한계가 있다.

이에, 본 연구는 WHO의 ICF 삶의 질 모델과 선행 문헌 고찰을 토대로 남성 독거노인의 삶의 질 예측모형을 구축하고 이를 실증 데이터로 통해 검증하고자 한다. 본 연구 결과는 급속한 증가가 예상되는 남성 독거노인의 삶의 질 향상을 위한 구체적 전략과 방안을 마련하는데 기초자료를 제공할 수 있을 것이다.

2. 연구목적

본 연구는 남성 독거노인의 삶의 질을 설명하기 위해 ICF 모델과 선행연구의 고찰 결과를 기초로 포괄적 삶의 질 모형을 구축하여 모형의 적합도를 검증하고 이들의 삶의 질에 영향을 미치는 요인의 경로와 작·간접 효과의 크기를 규명하고자 하였다.

3. 연구의 개념적 기틀 및 가설적 모형

본 연구는 WHO의 ICF 모델을 이론적 기틀로 사용하였다. ICF 모델은 건강과 건강의 변화를 설명하는 생리학·심리·사회적(bio-psycho-social) 통합 모델이다[15]. ICF 모델은 기능(function), 활동(activity), 참여(participation)의 3가지 주요 요소로 구성되는데, 이들은 각각 기능과 장애, 활동과 활동 제한, 참여와 참여 제한이라는 대립적인 개념을 포함한다[15]. 또한, ICF 모델은 기능, 활동, 참여를 촉진하거나 장애가 될 수 있는 환경요인(environmental factors), 개인요인(personal factors)이 함께 포함된다[15].

ICF 모델의 '기능'은 신체의 생리적 기능뿐만 아니라 심리적 기능

을 포함한다[15]. 국내·외 선행연구에서 노인의 신체 건강상태와 우울은 일관되게 삶의 질과 관련이 높은 것으로 확인된다[4,7,8,13,14]. 노인에게 있어서 주관적 건강상태는 노화와 관련된 신체적 문제 뿐만 아니라 일상생활에서의 기능 능력에 대한 인식을 반영한다[23]. 여러 선행연구에서 노년기 주관적 건강상태는 신체적 기능 저하, 질병이환 및 사망과 관련이 있음이 확인되었다[24,25]. 따라서 본 연구에서는 기능에 주관적 건강상태와 우울을 포함하였다(Figure 1).

ICF 모델의 '활동'은 스스로를 돌보며 일상생활을 수행함을 의미하는 것으로 이동, 운전, 화장실 이용 등의 일상생활 활동의 유지, 자가 간호 및 이를 위한 지식의 적용 등을 포함한다[15]. 따라서 본 연구는 '활동'에 도구적 일상생활 활동과 건강증진 활동을 포함하였다. 이는 대부분의 국내·외 연구에서 도구적 일상생활 활동은 지역사회 거주 남녀노인의 삶의 질에 있어서 주요 영향요인으로 인정하고 있다는 점에[4,5] 기초하였다. 그리고 흡연, 음주, 운동, 식이 등의 건강증진 활동 역시 남녀노인의 신체적·정신적 건강 및 안녕과 관련이 있으며[7,26,27], 특히 혼자 사는 경우, 남성은 여성보다 흡연 및 음주를 더 자주 많이 하고[20,21] 식사는 불규칙적이고 영양이 불균형한 식이를 하는 경향이 있다[3]. ICF 모델의 '사회참여'는 지역사회 생활, 여가 및 친목예의 참여를 포함한다[15]. 노인의 사회참여는 신체 정신적 건강, 삶의 질과 유의한 관련성이 있으며[28,29], 남성 독거노인은 여성에 비해 사회참여 및 활동이 낮은 경향이라는 점에[4] 근거하여 본 연구에서도 사회참여를 포함하였다.

ICF 모델의 '환경요인'은 삶을 영위하고 살아가는 데 필요한 물리적, 사회적, 태도적 환경을 의미하는 것으로 개인이 아닌 가족, 이웃, 정부, 법, 문화적 믿음 등을 포함한다[15]. 사회적 지지는 노인의 가

장 근접한 사회 환경으로 노인의 삶의 질, 신체 및 정신건강, 활동, 사회참여와 관련이 높다[5,22,26]. 따라서 본 연구에서 환경요인은 사회적 지지로 하였다. ICF 모델의 '개인요인'에는 성, 나이, 교육수준, 경제상태 등 건강에 영향을 미칠 수 있는 개인특성을 의미한다[15]. 교육과 경제상태는 노인의 건강과 삶의 질을 유지하기 위한 다양한 정보와 자원에의 접근에 있어서 중요하며[30] 많은 연구에서 건강과 삶의 질과의 관련성이 높았다[22,30-32]. 교육과 경제상태가 낮은 노인일수록 만성질환 이환, 우울, 자살 생각의 위험이 높고[30] 삶의 질이 낮으므로[13,22,31,32] 본 연구에서 개인요인은 교육과 경제 상태와 같은 사회경제상태로 설정하였다.

본 연구 모형의 개념 간 경로 설정은 ICF 모델과 선행 문헌고찰에 근거하였다. ICF 모델에서 기능은 활동과 사회참여의 상위 개념으로[15] 기능과 활동은 상호 영향을, 활동은 사회참여와 상호 영향을 주고받는 경로이다[15]. 그러나 대부분의 선행연구에서 기능이 좋으면 일상생활 활동과 사회참여가 증가하는 것으로 확인된다[18,26,28,33]. 따라서 본 연구는 기능이 좋으면 활동과 사회참여가 증가하는 경로를 설정하였다(Figure 1). 최근 국내·외 노인연구에서 주관적 건강상태가 좋을수록, 우울이 낮을수록 도구적 일상생활 활동이 높음을 확인한 바 있으며[18,26], 브라질 노인 대상 연구에서 신체적 불건강 상태나 우울은 낮은 사회참여로 이어졌다[28]. 또한, ICF 모델에 기초한 노인의 삶의 질 예측모형 연구에서 여가활동이 사회참여에 영향을 미치는 경로가 유의하였기에[12] 본 연구에서도 활동은 사회참여에 영향을 미치는 경로로 설정하였다. ICF 모형에 따르면 환경요인과 개인요인은 3개의 주요 요소인 기능, 활동, 참여 모두에 영향을 미치는 경로이므로 사회적 지지와 사회경제상태는 기능, 활동, 참여에 영향을 주는 경로로 설정하였다(Figure 1).

Figure 1. Conceptual framework of prediction model of quality of life of elderly men living alone.

연구 방법

1. 연구 설계

본 연구는 WHO의 ICF 모델과 선행 문헌의 고찰을 토대로 하여 남성 독거노인의 삶의 질을 예측하는 가설적 모형을 제시하고, 지역 사회 거주하는 남성 독거노인을 대상으로 수집된 자료를 통해 모형의 적합도 및 가설을 검증하는 구조모형 구축 연구이다.

2. 연구 대상

대상자는 전라남도에 거주하는 남성 독거노인을 근접 모집단으로 하여 편의 표집 하였다. 대상자 선정기준은 전라남도 3개의 시와 9개의 군의 자택에서 혼자 거주하며 의사소통이 가능한 65세 이상의 남성 노인으로 연구목적에 이해하고 동의한 자로 하였다. 연구대상자 수는 구조방정식 모형에서 필요한 표본 크기 산정 시 주요 고려사항을 반영하여 결정하였다. 최대우도법으로 분석할 경우 권장되는 표본 크기는 최소 200명 정도로 보통은 200~400개 정도면 바람직한 것으로 추천된다[34]. 따라서 본 연구는 탈락률 10~20%를 고려하여 340명을 대상으로 설문 조사를 하였다. 최종 분석대상자는 조사 중에 응답을 거절한 대상자 2명과 불성실한 4명을 제외한 334명으로 조사 완료율은 98.2%이었다.

3. 연구 도구

연구조사는 구조화된 설문지를 이용하였고 설문 조사에 포함한 모든 연구 도구는 원저자 또는 번역자로부터 도구사용에 대한 허락을 받았다. 남성 독거노인의 인구학적 특성은 연령, 결혼상태, 독거기간, 자녀 유무, 교육수준, 주관적 경제상태를 조사하였으며, 각 잠재변인의 측정 도구는 다음과 같다.

1) 삶의 질

삶의 질 측정은 세계보건기구가 개발한 단축형 삶의 질 척도(WHOQOL-BREF)를 Min 등[35]이 번안한 한국판 WHOQOL-BREF도구를 사용하였다. WHOQOL-BREF도구는 4개 영역(신체적 삶의 질 7문항, 심리적 삶의 질 6문항, 사회적 삶의 질 3문항, 환경적 삶의 질 8문항)의 삶의 질을 측정할 수 있는 24문항과 전반적 삶의 질과 건강을 묻는 단일 문항 2개로 구성된 총 26문항의 도구이다. 각 문항은 '전혀 그렇지 않다' 1점, '그렇지 않다' 2점, '보통이다' 3점, '그렇다' 4점, '매우 그렇다' 5점의 응답이 주어진다. 부정적인 문항(3번, 4번, 26번 문항)은 역 환산하였으며 26문항의 총 점수는 최대 130점이며 점수가 높을수록 삶의 질 정도가 높은 것을 의미한다. Min 등[35]의 연구에서 도구의 신뢰도 Cronbach's α 는 .90이었으며 본 연구에서 Cronbach's α 는 .89이었다. 본 연구에서

하부요인별 도구의 신뢰도 Cronbach's α 는 신체적 삶의 질 .73, 심리적 삶의 질 .74, 사회적 삶의 질 .66, 환경적 삶의 질 .80이었으며, 남성 독거노인의 삶의 질 예측모형 검정을 위해 WHOQOL-BREF 도구의 4개 영역의 24문항을 활용하였다[36].

2) 기능

(1) 우울

우울은 Yesavage 등[37]의 노인 우울척도(Geriatric Depression Scale)를 Cho 등[38]이 우리나라 노인에 적합하게 수정·보완하여 타당도와 신뢰도 검증을 거친 한국어판 노인 우울척도 단축형(Korean version of the short form of Geriatric Depression Scale [SGDS-K]) 15문항으로 측정하였다. 각 문항에는 '예', '아니오'의 응답이 주어졌으며, 부정적 문항은 역 환산을 하였다. 총점이 높을수록 우울 정도가 심한 것을 의미하며 우울 증상이 있음을 평가하는 절단점(cut-off point)은 8점 이상이다[38]. Ju와 Kong [26]의 연구에서 도구의 신뢰도 Chronbach's α 는 .86이었으며, 본 연구에서 Chronbach's α 는 .85이었다.

(2) 주관적 건강상태

'자신의 건강상태가 어떠하다고 생각하는지'를 묻는 1문항으로 측정하였다. 응답 선택은 '매우 건강하다' 1점, '건강하다' 2점, '보통이다' 3점, '건강하지 않다' 4점, '매우 건강하지 않다' 5점이다. 점수가 높을수록 자기 평가적 차원의 건강상태가 좋지 않음을 의미한다. 주관적 건강상태는 전반적인 건강 수준을 나타내는 지표로 유병과 사망을 예측하는 데 있어서 신뢰성과 정확성이 입증된 지표이다[39]. 이에 본 연구에서 국내 국민건강영양조사 및 노인실태조사, 고령자 패널조사에서 노인의 전반적 신체 건강 수준 파악을 위해 주관적 건강상태를 이용하였다.

3) 활동

(1) 도구적 일상생활 활동

도구적 일상생활 활동은 한국형 도구적 일상생활 활동(Korean-Instrumental activities of daily life [K-IADL])으로 측정하였다. 이 도구는 지역사회에서 독립적인 생활을 위해 요구되는 사회 구성원으로서의 능력을 평가하기 위하여 Won 등[40]이 개발하여 도구의 타당도와 신뢰도를 확보하였다[40]. 도구는 총 10문항으로 구성되는데 7문항(몸단장, 집안일, 식사 준비, 빨래하기, 약 챙겨 먹기, 금전 관리, 근거리 외출하기)은 3점 척도의 응답인 '완전자립' 1점, '부분도움' 2점, '완전도움' 3점이 주어지며, 나머지 3문항(물건구매 및 돈 지불, 전화 걸고 받기, 교통수단 이용하기)은 4점 척도 '완전자립' 1점, '적은 부분도움' 2점, '많은 부분도움' 3점, '완전도움' 4점으

로 평정된다. 총 점수가 높을수록 도구적 일상생활 활동 기능이 떨어진 것을 의미한다. 한국형 도구적 일상생활 활동(K-IADL) 개발 당시 연구의 신뢰도 Cronbach's α 는 .94이었으며, 본 연구에서 Cronbach's α 는 .88이었다.

(2) 건강증진 활동

노인의 건강증진 활동은 Gu 등[41]이 개발한 도구를 Sohn [31]이 노인대상자에게 맞게 수정 보완한 도구를 사용하였다. 본 도구는 영양(3문항), 운동(2문항), 음주와 흡연의 절제(2문항), 질병 예방행위(3문항)의 4가지 영역의 총 10문항으로 구성된다. 각 건강증진 활동 문항에 대해 4점 척도의 응답(항상 그렇다 = 4점, 자주 그렇다 = 3점, 가끔 그렇다 = 2점, 거의 그렇지 않다 = 1점)이 주어졌다. 총 점수가 높을수록 건강증진 활동을 자주 수행함을 의미하나, 본 연구에서는 잠재변수의 측정변수 간 방향성을 일치시키기 위해 건강증진 활동의 점수를 역 환산하였다. 따라서 점수가 높을수록 건강증진 활동을 수행하지 않는 것을 의미한다. 개발 당시 도구의 신뢰도 Cronbach's α 는 .76이었고, Sohn [31]의 연구에서는 .74이었으며, 본 연구에서 Cronbach's α 는 .74이었다.

4) 사회참여

ICF 모델에서 사회참여는 지역사회 생활, 여가, 및 친목예의 참여를 의미하므로[15], 본 연구는 우리나라 노인실태조사의 사회참여 조사 문항을 활용하여 측정하였다. 사회참여는 여가활동, 친목단체, 정치활동, 자원봉사, 종교활동 및 교육활동의 6가지 사회활동에 대해 최근 한 달 동안 참여 여부를 '예 = 1', '아니요 = 0'로 응답하도록 하였다. 참여 개수가 많을수록 사회참여가 높음을 의미한다.

5) 사회적 지지

사회적 지지는 Zimet 등[42]이 개발한 다면적 사회적 지지 인지도 구(Multidimensional Scale of Perceived Social Support)를 Shin과 Lee [43]가 번안하여 7점 척도를 5점 척도로 수정 후 신뢰도와 타당도를 검증한 도구를 사용하여 측정하였다. 본 도구는 응답자가 인지하는 가족, 친구, 의미 있는 타인의 사회적 지지를 평정하도록 한 것으로, 3개 하위영역(가족지지, 친구지지, 의미 있는 사람의 지지) 별로 각 4문항씩 총 12문항으로 구성되었다. 각 문항은 '전혀 그렇지 않다' 1점, '그렇지 않다' 2점, '보통이다' 3점, '그렇다' 4점, '항상 그렇다' 5점을 부여한다. 영역별 점수 범위는 최저 4점에서 최고 20점, 총점 범위는 12~60점으로 점수가 높을수록 사회적 지지가 높음을 의미한다. 개발 당시 도구의 신뢰도 Cronbach's α 는 .88이었고[42], Shin과 Lee [43]의 연구에서 Cronbach's α 는 .89이었으며, 본 연구에서 Cronbach's α 는 .93이었다. 본 연구에서 하부요인별 도구의 신

뢰도 Cronbach's α 는 가족지지 .94, 친구지지 .92, 의미 있는 사람의 지지 .85이었다.

6) 사회경제상태

사회경제상태는 교육수준과 주관적 경제상태로 측정하였다. 교육수준은 무학 = 1점, 초졸 = 2점 중졸 = 3점, 고졸 = 4점, 대졸 이상 = 5점을 부여하였다. 주관적 경제상태는 "귀하 가정의 경제적 상태는 어떻다고 생각하십니까?"라는 질문에 '상' 1점, '중상' 2점, '중' 3점, '중하' 4점, '하' 5점을 부여하였다. 교육수준과 주관적 경제상태는 5개 범주로 측정된 순서변수이다. 구조방정식은 등간척도 혹은 비율척도와 같은 연속형 변수를 사용할 것을 권고하나, 5개 이상의 범주의 순서변수는 구조방정식분석에서 연속변수처럼 사용할 수 있다[44,45]. 게다가 본 연구 모형에 투입된 교육수준은 총 삶의 질 및 4개 영역별 삶의 질과의 관계에서 선형추세임을 확인할 수 있었다.

4. 자료수집 방법 및 윤리적 고려

본 연구에서 사용한 도구는 개발자 및 번안자에게 전화와 메일을 통해 도구사용에 대한 허락을 받았다. 또한, 연구대상자의 윤리적 측면의 보호를 위해 국립목포대학교에서 연구윤리심의위원회의 승인(MNUIRB-20181221-SB-015-01)을 받은 후 자료수집을 하였다. 자료수집은 본 연구자와 조사가원이 직접방문 조사하였다. 조사는원은 전남에 있는 한려대학교 간호학과 3학년 남학생 4명과 4학년 남학생 3명이다. 이들은 사전에 대학의 교육과정에서 조사방법론과 간호연구 교과목을 수강하고 설문 조사 경험이 있는 자이며, 본 연구를 위해 추가로 4시간의 교육과 설문 조사 훈련을 거쳤다. 조사는 2019년 1월 4일부터 2월 22일까지 전라남도 3개의 시와 9개 군의 보건소와 6곳의 보건진료소, 전남의 지역자활센터, 노인복지관, 경로당 방문 및 각 지역의 오일장에서 이루어졌다. 설문 조사는 각 지역의 노인복지관, 지역자활센터, 보건소와 보건진료소 기관장의 동의를 구한 후 협조하에 이루어졌다. 지역자활센터, 보건소와 보건진료소를 기반으로 한 설문 조사는 조사원의 안전을 위해 연구 참여에 동의한 연구대상자의 각 가정 방문 시 기관소속 직원이 동행하였다. 노인복지관을 방문한 노인을 대상으로 한 설문 조사는 대상자에게 연구 참여 동의를 받은 후 복지관으로부터 방해받지 않고 설문 조사에 응할 수 있는 별도의 장소에서 진행하였다. 설문 조사는 대상자가 자가 보고식으로 응답하도록 하였으며 노인 등 경우에 따라 연구자와 조사원이 설문 문항을 설명 혹은 읽어주고 대상자가 직접 응답하도록 하였다. 설문 조사 시간은 30~40분 정도 소요되었으며 연구 참여자에게는 소정의 선물을 제공하였다.

5. 자료분석방법

수집된 자료는 SPSS version 21.0[®]과 AMOS Program을 이용하여 분석하였다. 대상자의 인구학적 특성 및 측정변수들은 서술적 통계, 연구도구의 신뢰도는 Cronbach's α 값으로 분석하였다. 측정변수 간 상관관계는 Pearson's correlation coefficient로 분석하였으며 표본의 정규성 검증은 표준화된 왜도와 첨도 값을 이용하여 확인하였다. 측정 독립변수간의 상관계수는 .02~.07이며 이들의 분산팽창지수(Variance inflation factor [VIF])가 모두 3 미만(1.14~2.68)으로 다중공선성 문제를 배제할 수 있었다. 구조모형 검증은 최대우도법을 이용하였으며, 잠재변수에 대한 측정도구의 타당도를 평가하기 위해 확인적 요인분석(Confirmatory factor analysis [CFA])을 시행하였다. 가설적 모형의 적합도를 평가하기 위하여 절대적합지수로는 χ^2 검증, normed χ^2 , 적합지수(Goodness of fit index [GFI]), 증분적합지수(Normed fit index [NFI]), 비교적합지수(Comparative fit index [CFI]), 상대적합도지수(Tucker-Lewis index [TLI]), 근사오차평균제곱의 제곱근(Root mean square error of approximation [RMSEA]), 표준평균잔차 제곱근(Standardized root mean square residual [SRMR])을 이용하여 분석하였다. 가설적 및 수정 모형의 경로에 대한 유의성 검증은 Standardized estimate, Critical Ratio (C.R.), p 값을 이용하고, 내생변수에 대한 설명력은 Squared Multiple Correlation (SMC)를 이용하였다. 모형의 직접효과, 간접효과와 총 효과의 유의성 검정을 위해 AMOS 21.0 Bootstrap Maximum Likelihood를 1,000번 수행하고 95%의 신뢰구간 안에서 효과를 검정하였다.

연구 결과

1. 대상자의 인구·사회학적 특성

연구대상자의 거주지역의 경우, 시에 거주하는 남성 독거노인이 199명(59.6%)으로 군에 거주하는 경우 135명(40.4%)보다 많았다. 연령은 75세~84세 154명(46.1%)으로 가장 많았으며, 65세~74세는 103명(30.8%), 85세 이상은 77명(23.1%)이었다. 남성 독거노인의 결혼상태는 사별 227명(68.0%)이 가장 많았으며 이혼, 별거 등은 107명(32.0%)이었다. 독거 기간은 10년 이상 165명(49.4%)이 가장 많았으며, 5년 이하는 93명(27.9%)이고 5년에서 10년 이하는 76명(22.7%)으로 가장 적었다. 학력은 초등학교 졸업 146명(43.7%)이 가장 많았고, 자녀가 있는 경우가 309명(92.5%)이었다. 주관적 경제상태는 '중'이 168명(50.3%)으로 가장 많았으며, '하'가 153명(45.8%), '상'은 13명(3.9%)이었다(Table 1).

2. 연구변수의 기술적 통계

본 연구변수의 기술통계 및 정규성 검증 결과는 Table 2와 같다. 대상자의 사회적 지지 총점은 35.09 ($\pm$ 9.72)점이었으며, 영역별로는 가족지지 12.33 ($\pm$ 4.16)점, 친구지지 10.87 ($\pm$ 3.65)점, 의미 있는 사람의 지지 11.88 ($\pm$ 3.52)점이었었다. SGDS-K로 측정된 우울의 총점은 6.44 ($\pm$ 4.13)점이며 우울의 절단점인 8점 이상에 해당하는 대상자는 130명(38.9%)이었다. 신체적 기능을 측정한 주관적 건강상태는 3.38 ($\pm$ 0.97)점이며, K-IADL로 측정한 도구적 일상생활 활동점수는 12.33 ($\pm$ 3.46)점이었었다. 건강증진 활동점수는 평균 27.56 ($\pm$ 5.03)점이었으며, 6가지 사회활동에 참여여부로 측정한 사회참여수는 평균 0.72 ($\pm$ 1.25)개이었으며 사회참여를 전혀 하지 않는 대상자가 218명(65.3%)이었다. 대상자의 삶의 질 총점 평균은 70.35 ($\pm$ 12.21)점이었으며 4개 영역별로는 신체적 삶의 질은 20.70 ($\pm$ 4.29)점, 심리적 삶의 질은 17.99 ($\pm$ 3.43)점, 사회적 삶의 질은 8.02 ($\pm$ 2.14)점, 환경적 삶의 질은 23.64 ($\pm$ 4.78)점이었었다(Table 2).

Table 1. General Characteristics of Male Older Men Living Alone (N = 334)

Variables	Categories	n (%)	M $\pm$ SD
Residency area	Urban	199 (59.6)	
	Rural	135 (40.4)	
Beneficiary of basic living allowance	Yes	98 (29.3)	
	No	153 (45.8)	
	Else	83 (24.9)	
Age (yr)	65~74	103 (30.8)	78.5 $\pm$ 7.29
	75~84	154 (46.1)	
	$\geq$ 85	77 (23.1)	
Marital status	Widowed	227 (68.0)	
	Divorced	86 (25.7)	
	Separated	15 (4.5)	
	Else	6 (1.8)	
Living alone (yr)	$\leq$ 2	29 (8.7)	14.19 $\pm$ 11.19
	< 2~ $\leq$ 5	64 (19.2)	
	< 5~ $\leq$ 10	76 (22.7)	
	> 10	165 (49.4)	
Education	Uneducated	56 (16.8)	
	Elementary school	146 (43.7)	
	Middle school	75 (22.4)	
	High school	38 (11.4)	
	Over college	19 (5.7)	
Children	No	25 (7.5)	
	Yes	309 (92.5)	
Subjective economic status	Low	153 (45.8)	
	Middle	168 (50.3)	
	High	13 (3.9)	

M = Mean; SD = Standard deviation.

Table 2. Descriptive Statistics and Confirmatory Factor Analysis of Measurement Model

(N = 334)

Variables	Measurement	Descriptive statistics					Confirmative factor analysis					
		Range	M ± SD	Min~Max	Skewness	Kurtosis	β	S.E	C.R. (t)	p	AVE	CR
Social support	Family	16	12.33 ± 4.16	4~20	- 0.30	- 0.56	.69	.07	13.15	< .001	.94	.98
	Friends	16	10.87 ± 3.65	4~20	0.03	- 0.25	.76	.06	14.48	< .001		
	Significant persons	16	11.88 ± 3.52	4~20	- 0.16	- 0.51	.92					
	Total support	48	35.09 ± 9.72	12~60	- 0.16	- 0.21						
SES	Education	1~5	2.46 ± 1.08	1~5	0.68	- 0.12					-	-
Function	Depressive symptom	0~15	6.44 ± 4.13	0~15	0.15	- 0.99	.84	.25	8.67	< .001	.85	.91
	Self-rated health	1~5	3.38 ± 0.97	1~5	- 0.33	- 0.33	.55					
Activities	IADL	10~33	12.33 ± 3.46	10~32	2.09	5.40	.43	.06	6.11	< .001	.93	.96
	Health related behaviors	15~40	27.56 ± 5.03	15~40	0.28	- 0.02	.64					
Participation	Social participation	0~6	0.72 ± 1.25	0~6	2.05	4.02					-	-
Quality of life (QOL)	Physical	8~35	20.70 ± 4.29	8~35	0.24	0.11	.77	.07	14.89	< .001	.97	.99
	Psychological	10~29	17.99 ± 3.43	10~29	0.36	0.30	.84	.06	16.64	< .001		
	Social	3~15	8.02 ± 2.14	3~15	- 0.09	0.26	.59	.08	10.88	< .001		
	Environment	8~38	23.64 ± 4.78	8~38	0.15	0.82	.81					
	Total QOL	70	70.35 ± 12.21	41~111	0.41	0.45						

AVE = Average variance extracted; β = Standardized estimate; CR = Construct reliability; C.R. = Critical ratio; IADL = Instrumental activity of daily life; M = Mean; SD = Standard deviation; S.E = Standard error; SES = Socio-economic status.

본 연구에 사용된 도구의 신뢰도 Chronbach's α 는 사회적 지지, 우울, 주관적 건강상태, 도구적 일상생활 활동, 건강증진 활동, 전체 삶의 질, 신체적, 심리적 및 환경적 하부영역의 삶의 질은 .70 이상이었으며 사회적 삶의 질의 Chronbach's α 는 .66 이었다. 정규성 검정을 위해 변수의 왜도와 첨도의 절대값을 산출한 결과 일변량 왜도의 절대값의 범위는 0.03~2.09로 3.0보다 작았고, 일변량 첨도의 절대값의 범위는 0.02~5.40으로 모두 7 미만임을 확인하여 일변량 정규성은 충족하였다[46] (Table 2).

3. 구조모형 분석

1) 모형의 인정

본 연구의 가설적 모형은 측정변수의 수가 13개이므로 정보의 수는 $13(13 + 1)/2 = 91$ 개, 추정해야 할 자유모수의 수는 38개, 자유도는 $91 - 38 = 53$ 로 과대식별 모형(Over identified model)이므로 모형식별이 가능하였다[47].

2) 측정 모형의 타당성 평가

자료의 정규성 검정결과, 정규분포 가정 기준[46]을 충족하였기에 최대우도법으로 모형을 추정하였으며 표본의 수는 334개로 기준에 부합되었다. 본 연구 가설모형에 대한 신뢰성과 타당성을 여부를 확인하기 위해 확인적 요인분석(CFA)을 실시한 결과, 사회경제상태의 측정변수인 주관적 경제상태의 표준화 요인부하량(λ)이 0.4 이하이고 통계적으로 유의하지 않았다. 주관적 경제상태가 삭제된 측정 모

형의 확인적 요인분석을 다시 시행한 결과, 잠재변수의 평균분산추출(Average variance extracted [AVE])이 .85~.97로 모두 0.5 이상이며 개념신뢰도(Construct reliability [CR])는 모두 .90 이상으로 잠재변수의 집중타당성이 확보되었다(Table 2). 또한, 잠재변수의 평균 분산추출(AVE) .85~.97은 잠재변수 간의 상관계수(r) -.84~.65의 제곱값(r^2)보다 큰 것으로 확인되어 구성개념에 대한 판별타당도가 검증되었다[34] (Table 2).

3) 가설적 모형의 적합도 검증

모형 평가 시 nomed χ^2 는 2 미만이면 좋고, 5 미만이면 수용할 만 하며, GFI가 .90 이상, NFI는 .90 이상, IFI와 CFI는 .90 이상, SRMR은 .08 이하이면 모형의 적합도가 좋은 것으로 판단하고, RMSEA는 .05~.08의 범위가 수용 가능한 범위로 본다[34,46,47]. 본 연구의 가설적 모형의 적합도는 $\chi^2 = 173.26$ (df = 53, $p < .001$), nomed $\chi^2 = 3.27$, GFI = .92, NFI = .90, CFI = .93, TLI = .89, RMSEA = .08, SRMR = .06이었다.

4) 가설모형의 경로계수 추정

사회적 지지, 사회경제상태, 기능, 활동, 사회참여의 5가지 개념에 대하여 9개의 변수를 사용하여 구축한 삶의 질 모형의 설명력은 83.7%이었다. 먼저, 삶의 질은 기능, 활동 및 사회적 지지로부터 유의한 영향을 받았다. 구체적으로 우울과 주관적 건강상태로 측정된 기능점수가 높을수록(기능이 낮음을 의미) 삶의 질은 유의하게 낮아

졌다($B = -0.16$, $C.R. = -2.74$). 또한 삶의 질은 도구적 일상생활 활동과 건강증진 활동으로 측정된 활동점수가 높을수록(활동이 낮음을 의미) 유의하게 낮았으며($B = -0.58$, $C.R. = -2.63$), 사회적 지지가 높을수록 유의하게 증가하였다($B = 0.15$, $C.R. = 3.37$). 기능은 사회적 지지($B = -0.74$, $C.R. = -6.79$)와 사회경제($B = -0.20$, $C.R. = -3.18$) 변인으로부터 유의한 영향을 받았다. 즉, 우울과 주관적 건강상태로 측정된 기능(점수가 높을수록 기능이 낮음을 의미)은 사회적 지지가 높을수록, 교육수준이 높을수록 유의하게 점수가 낮아지는 것으로 나타났다. 활동은 기능($B = 0.23$, $C.R. = 5.02$)과 사회경제상태($B = -0.12$, $C.R. = -3.84$)로부터 유의한 영향을 받았다. 즉, 기능점수가 높으면(기능이 낮음을 의미) 활동점수가 유의하게 높아(활동이 낮음을 의미)졌으며, 교육수준이 낮을수록 활동점수는 유의하게 높았다. 사회참여는 교육수준으로 측정된 사회경제상태($B = 0.16$, $C.R. = 1.97$)의 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다. 즉 교육수준이 높을수록 사회참여가 유의하게 높은 것으로 나타났다(Table 3).

5) 가설모형의 효과분석

남성 독거노인의 삶의 질에 총 효과를 주는 변인은 기능($\beta = -.73$, $p = .002$), 활동($\beta = -.52$, $p = .002$), 사회적 지지($\beta = .51$, $p = .002$), 사회경제상태($\beta = .21$, $p = .002$)이었으며 사회참여의 총 효과는 유의하지 않았다. 그 중 활동은 삶의 질에 직접효과($\beta = -.52$, $p = .003$)만이 유의하였으며 사회적 지지는 직접효과($\beta = .23$, $p = .004$)와 간접효과($\beta = .28$, $p = .033$)가 모두 유의하였으며 삶의 질의 설명력은 83.7%이었다. 사회경제상태와 기능은 부트스트래핑

결과 직접효과 없이 활동을 통해서 삶의 질에 영향을 미치는 간접효과가 유의하여 총 효과가 유의하였다. 남성 독거노인의 사회참여에는 활동, 사회경제 상태, 기능, 사회적 지지 순으로 유의한 영향을 미쳤으며 이들의 설명력은 17.4%이었다. 그 중 활동은 사회참여에 직접효과만이 유의하며 총 효과가 유의하였다. 한편, 사회경제상태와 기능은 부트스트래핑 결과 직접효과 없이 활동을 통해 간접 영향을 미치므로 총 효과가 유의하였다. 남성 독거노인의 활동에는 기능, 사회경제 상태 및 사회적 지지 순으로 영향을 미쳤으며 이들의 설명력은 49.4%이었다. 그 중 기능은 활동에 유의한 직접효과만 보이며 총 효과가 유의하였다. 사회경제상태의 경우 활동에 직·간접 효과가 모두 유의하며 총 효과도 유의하였다. 그러나 사회적 지지는 부트스트래핑 결과 활동에 직접효과 없이 기능을 통해서 활동에 기여하여 총 효과가 유의한 것으로 나타났다. 기능에는 사회적 지지와 사회경제 상태 모두 직접효과가 유의하여 총 효과가 유의하였으며 이들의 설명력은 24.7%이었다(Table 3). 결과적으로 삶의 질에 가장 큰 직접효과를 주는 요인은 활동($\beta = -.52$, $p = .003$)과 사회적 지지($\beta = .23$, $p = .004$)로 나타났다. 사회참여에 직접효과를 주는 요인은 활동($\beta = -.29$, $p = .027$)이었고 활동에 직접효과를 주는 요인은 기능($\beta = .62$, $p = .002$)과 사회경제상태($\beta = -.30$, $p = .002$)이며, 기능에 직접효과를 주는 요인은 사회적 지지($\beta = -.46$, $p = .002$)와 사회경제상태($\beta = -.19$, $p = .002$)로 나타났다(Table 3, Figure 2).

논 의

본 연구는 WHO의 ICF 모형을 토대로 남성 독거노인의 삶의 질

Table 3. Parameter Estimates for Hypothetical Structural Model and Standardized Direct, Indirect, and Total Effect

($N = 334$)

Endogenous variables	Exogenous variables	β	NSRW (S.E.)	C.R. (p)	Direct effect (p)	Indirect effect (p)	Total effect (p)	SMC
Function	Social support	-.46	-0.74 (.11)	-6.79 (<.001)	-.46 (.002)		-.46 (.002)	.247
	Socioeconomic status	-.19	-0.20 (.06)	-3.18 (.001)	-.19 (.002)		-.19 (.002)	
Activities	Social support	.11	0.06 (.06)	1.13 (.258)	.11 (.272)	-.29 (.002)	-.18 (.033)	.494
	Socioeconomic status	-.30	-0.12 (.03)	-3.84 (<.001)	-.30 (.002)	-.12 (.002)	-.41 (.002)	
	Function	.62	0.23 (.05)	5.02 (<.001)	.62 (.002)		.62 (.002)	
Participation	Social support	.11	0.18 (.12)	1.48 (.139)	.11 (.119)	.07 (.292)	.17 (.004)	.174
	Socioeconomic status	.14	0.16 (.08)	1.97 (.049)	.14 (.124)	.12 (.003)	.26 (.002)	
	Function	-.03	-0.03 (.14)	-0.23 (.817)	-.03 (.822)	-.18 (.027)	-.21 (.002)	
	Activities	-.29	-0.85 (.47)	-1.81 (.070)	-.29 (.027)		-.29 (.027)	
Quality of life	Social support	.23	0.15 (.05)	3.37 (<.001)	.23 (.004)	.28 (.033)	.51 (.002)	.837
	Socioeconomic status	-.07	-0.03 (.03)	-1.01 (.313)	-.07 (.258)	.28 (.002)	.21 (.002)	
	Function	-.41	-0.16 (.06)	-2.74 (.006)	-.41 (.085)	-.32 (.003)	-.73 (.002)	
	Activities	-.52	-0.58 (.22)	-2.63 (.008)	-.52 (.003)	.01 (.655)	-.52 (.002)	
	Participation	-.03	-0.01 (.02)	-0.46 (.643)	-.03 (.653)		-.03 (.653)	

C.R. = Critical ratio; NSRW = Non-standardized regression weight; S.E = Standard error; SMC = Squared multiple correlation.

AC = Activities; FU = Function; PA = Participation; QOL = Quality of life; SES = Socioeconomic status; SS = Social support; x1 = Family support; x2 = Friends support; x3 = Significant persons' support; x4 = Education; y1 = Depressive symptoms; y2 = Self-rated health; y3 = Instrumental activities of daily life; y4 = Health behaviors; y5 = Social participation; y6 = Physical quality of life; y7 = Psychological quality of life; y8 = Social quality of life; y9 = Environmental quality of life.

Figure 2. Path diagram of the model for quality of life of older men living alone.

예측모형을 구축하고 이를 실증 자료를 통해 검증함으로써 삶의 질 영향 요인의 경로와 직·간접 효과를 규명하였다. 연구 결과, 활동은 삶의 질에 직접효과가 가장 컸으며, 삶의 질에 총 효과가 가장 큰 기능의 영향을 매개하였다. 즉 도구적 일상생활 활동 및 건강증진 활동이 원활할수록 남성 독거노인의 삶의 질은 향상되며 주관적 건강상태와 우울로 측정된 기능이 좋을수록 이들 활동이 향상되어 결과적으로 삶의 질이 향상되는 경로이다. 본 연구 결과는 국민건강영양조사를 활용한 노인의 삶의 질 모형구축 연구에서 일상생활 활동 정도가 삶의 질에 가장 큰 영향을 미치면서 주관적 건강상태의 삶의 질에 영향을 매개하는 경로[27]와 일치한다. 취약계층 노인의 삶의 질 연구에서 도구적 일상생활 수행 정도의 설명력이 46.9%이었고 [19], 일상생활 수행능력이 건강 관련 삶의 질에 가장 큰 영향을 미친다고 보고한 선행연구[27]와도 맥을 같이한다. 또한, 신체활동, 적절한 알코올 섭취 및 금연과 같은 건강생활 활동은 노인의 신체적 기능, 통증 및 정신건강에 영향을 미치며 삶의 질에 긍정적으로 기여하는 것으로 나타난 연구[48]를 지지하는 것이다. 본 연구에서 나타

난 활동의 삶의 질에의 주요 역할은 남성 독거노인은 독립적으로 일상생활 활동을 함으로써 스스로에 대한 통제력과 자율성을 유지하고자 함의 반영으로 사료된다. 스스로에 대한 통제력과 자율성을 유지할 수 있음은 노인의 삶의 질 향상에 매우 중요하다[49]. 본 연구와 선행연구에 기초할 때, 남성 독거노인의 삶의 질 향상을 위해서는 무엇보다도 스스로 일상생활을 유지하며 운동 등의 다양한 활동을 수행하는 것이 가장 중요하다 할 것이다. 특히 남성 노인은 혼자 살게 되었을 때, 식사준비, 빨래, 청소 등의 일상생활을 수행하는 데 어려움이 있으며[6], 규칙적 식사와 건강검진과 같은 건강증진 활동을 소홀히 하며 흡연과 음주가 증가하는 경향이다[26]. 그러므로 독거노인에게 반찬 배달, 가사지원 등의 돌봄 서비스도 필요하지만, 남성 독거노인에게서는 식사준비 등의 도구적 일상생활 활동을 스스로 원활하게 유지할 수 있도록 하는 자립 지원 프로그램을 확대하고 강화할 필요가 있다.

우울과 주관적 건강상태로 측정된 기능은 남성 독거노인의 삶의 질 경로는 유의하였으나 기능의 삶의 질에의 직접효과는 없고 활동

을 통해 간접적으로 기여하였다. 즉 기능이 좋을수록 활동이 원활해져서 간접적으로 삶의 질 향상에 기여하는 경로이다. 이는 노인의 우울과 주관적 건강상태는 일상생활 활동과 건강증진 활동에 유의한 영향을 미친다는 결과[18,26,28,33]를 확인하였다. 지역사회 남녀노인을 대상으로 ICF 모델을 적용하여 도구적 일상생활 활동 예측모형을 구축한 연구에서도 도구적 일상생활 활동의 가장 주요한 영향요인이었으며[18], 두 개 도시 노인복지관 노인의 건강증진 활동의 주요 예측모형연구에서도 건강증진 활동에 직접효과가 있었다[50]. 한편, 본 연구와 같이 ICF 모형에 근거하였으나 본 연구의 기능→활동 경로와 달리 일상생활 활동→심리적 기능(우울)에의 경로를 설정한 선행연구에서는 일상생활 활동→심리적 기능(우울) 경로가 유의하지 않았으며 직접 효과도 없었다[12]. 따라서 본 연구 결과 및 ICF 모델에 기초할 때, 기능이 활동에 영향을 미치는 경로가 타당한 것으로 사료된다. 본 연구에서의 기능의 활동을 통한 삶의 질의 간접 기여는, 노인에게 건강은 여러 측면의 삶의 질 유지를 위한 기본이라는 것으로 이해된다[49,51]. Ebrahimi 등[52]은 건강은 자신을 돌보는 데 있어서 가장 중요하다고 하였으며, 노인에게 있어서 건강은 기능을 의미한다[53]. 따라서 노인이 신체적 기능과 정신적 기능이 원활하다는 것은 스스로 건강을 돌보고, 집안일을 수행하고, 바깥 활동과 의미 있는 활동을 수행함으로써 삶의 질에 기여하는 것으로 해석된다. 한편, 기능의 삶의 질 경로는 유의하나 직접효과가 유의하게 나타나지 않은 것은 경로분석과 효과분석의 유의성 검정방법의 차이로 인한 것으로 이해된다.

사회참여는 삶의 질에 직·간접 영향이 없는 것으로 나타났다. 이는 고령노인에서 사회참여 활동이 삶의 질에 직접효과가 유의하지 않았던 연구[54]와 맥을 같이한다. 하지만 특정 노인이 아닌 전반적 노인 대상의 선행연구에서 사회참여는 노인의 삶의 질과 만족감에 영향을 미치는 것으로 나타났다[4,12,29]. 또한, 노인 대상의 ICF 모델 연구에서 사회활동빈도와 사회연결망 크기로 측정한 사회적 유리는 삶의 질에 직접효과가 있는 것으로 나타났다[12]. 선행연구와 달리 남성 독거노인만을 대상으로 한 본 연구에서 사회참여가 삶의 질에 미치는 효과가 유의하지 않았던 것은 남성 독거노인의 낮은 사회참여 특성이 일부 반영된 것으로 사료된다. 2017년 노인실태조사 분석 보고서에서 남성 노인의 85.5%가 여가문화 등의 사회활동에 참여하는 것으로 나타났으나[21], 본 연구대상자인 남성 독거노인의 65.3%가 어떠한 사회활동에도 참여하지 않았다. 다른 한편으로는 사회참여의 측정 문제를 고려해 볼 수 있을 것이다. 본 연구의 사회참여 측정은 노인실태조사에서 사용한 사회참여 문항을 활용하여 여가활동, 친목단체, 정치활동, 자원봉사, 종교활동, 학습활동의 6개의 항목에 대해 참여 여부를 응답하도록 하였다. 노인실태조사는 전체 노인을 대상으로 한 조사이기 때문에 본 연구에서 동일한 사회참

여 도구를 사용한 것은 배우자의 지지가 결여된 남성 독거노인에게서 부분적으로 적합하지 않았을 가능성이 있다. 부부노인의 사회관계 유지 및 사회참여는 아내의 선호 혹은 편향이 반영되므로[55], 사별로 인한 독거노인의 사회관계 및 사회참여 양상은 남녀가 다를 것이다[56]. 따라서 본 연구 결과를 해석하는 데 있어서 기존의 전체 남녀노인의 사회참여를 측정하고자 개발된 도구는 남성 독거노인의 사회참여의 범주와 특성이 제대로 반영되지 않았을 가능성을 고려할 필요가 있다.

사회적 지지는 남성 독거노인의 삶의 질에 직·간접 효과가 있으며, 기능에도 직접효과가 있는 것으로 나타났다. 즉 사회적 지지는 삶의 질에 직접 영향을 미칠 뿐만 아니라 우울과 주관적 건강상태로 측정된 신체적·정신적 기능을 통해 삶의 질에 간접적으로도 기여한다. 이는 기존 국내·외 노인연구에서 사회적 지지가 정신 건강과 신체 건강의 주요 영향요인으로 확인되는 것과 일치하며[18,38,57], 사회적 지지가 독거노인의 우울과 삶의 질의 관계를 조절하는 역할이 있음을 확인한 연구와도 맥을 같이 한다[8,12]. 사회적 지지는 스트레스를 받는 사람에게 완충 역할을 하여 안정감을 제공한다[58]. 한편, 본 연구와 달리 기초생활 수급 여성 독거노인의 삶의 질 연구에서는 사회적 지지는 유의한 영향을 미치지 않았다[59]. 본 연구 결과는 선행연구의 여성 독거노인과 달리[59] 남성 독거노인은 일상생활 활동과 신체적 및 정신적 건강을 유지하는 데 있어서 상대적으로 더 큰 어려움과 스트레스에 직면하기 때문에[3,30] 사회적 지지의 신체적 건강 및 우울에의 보호 효과 및 삶의 질에의 간접적 기여가 더 클 수 있음이 반영된 것으로 사료된다.

교육수준으로 측정한 사회경제요인은 기능과 활동에 직접효과와 총 효과가 있었으며 삶의 질과 사회참여에는 간접효과가 유의하였다. 결과적으로 남성 독거노인의 교육수준은 기능과 활동을 통해 삶의 질에 간접적으로 영향을 미치는 경로이다. 이는 교육수준이 높을수록 운동, 건강검진과 같은 긍정적 건강 행위 빈도가 높고 흡연 및 결식과 같은 부정적 건강 행위 빈도는 낮았으며[31,60], 교육수준이 높을수록 건강 행위실천지수가 유의하게 높았던[27,60] 기존 연구결과와 맥을 같이 한다. 교육수준은 삶의 질에의 총 효과는 유의하나 직접효과는 유의하지 않은 것으로 나타났는데, 이 또한 교육수준이 사회적 환경적 삶의 질과 관련이 있고[4,13], 남녀 독거노인의 교육수준은 삶의 만족도에 유의한 상관관계를 보였던[5] 선행연구결과를 부분적으로 반영하는 것이다. 따라서 교육수준과 사회적 지지가 기능과 활동에 직접효과가 있는 것으로 나타난 본 연구 결과는 개인요인과 환경요인이 ICF의 주요 개념인 기능, 활동, 참여를 촉진하거나 장애가 될 수 있다는 ICF의 이론적 모델[15]을 지지하는 결과라 할 수 있다. 이상의 본 연구결과와 기존연구결과에 기초할 때, 남성 독거노인에게 있어서 교육수준은 기능과 활동에 직접 영향을 미치며

궁극적으로 이들의 삶의 질 수준에 간접적으로 기여함을 알 수 있다. 따라서 교육수준이 낮은 남성 독거노인들의 도구적 일상생활 활동, 건강증진 활동과 건강상태에 대한 모니터링과 이들을 위한 세심한 중재 프로그램 개발 노력이 요구된다.

본 연구의 ICF 모델 기반의 삶의 질 모형은 남성 독거노인의 삶의 질을 83.7% 예측하였다. 이는 일상생활 활동, 여가활동, 사회적 유리, 우울, 경제상태 및 거주형태의 5가지 개념으로 시설과 지역사회 노인의 삶의 질을 75.6% 설명했던 ICF 모형 연구[12]와 국민건강영양조사를 활용하여 일상생활 활동, 주관적 건강상태, 교육수준, 만성 질환을 통해 노인의 삶의 질을 45.7% 설명한 모형연구[27]에 비해 높다. 또한, 여성 독거노인[60], 맞춤형 건강관리 대상 취약계층 노인[19], 독거 남녀 노인[7,8]을 대상으로 신체·정신적 건강, 건강 행위와 활동, 사회적 지지와 사회참여, 사회경제상태 및 인구학적 특성 등을 포함하여 삶의 질의 영향요인을 통합적으로 탐색한 선행연구들의 설명력이 30.0%~52.9%인 것에 비해 본 연구 모형의 설명력은 높은 수준이다. 본 연구의 높은 설명력은 두 가지로 설명될 수 있을 것이다. 하나는, 잠재변인을 측정하는 변수가 선행연구에 비해 타당함이 일부 반영된 것으로 사료된다. 구조모형 연구에서는 가능한 잠재변수 당 2개 이상의 측정변수를 확보하도록 추천되는데[61], 본 연구는 사회참여를 제외한 4가지 잠재변수에 대해 2개 이상의 측정변수를 활용하였으며 각 잠재변수에 대한 측정변수들의 집중타당성이 유지되었다. 한편 ICF 모델에 기초한 선행연구는 잠재변인 각각에 대해 하나의 변수로 측정하였다[12]. 다른 하나는, 본 연구의 삶의 질의 예측경로가 선행연구보다 상대적으로 타당하였음이 반영된 것일 수 있다. 논의 두 번째 단락에서 제시한 바와 같이, 본 연구는 선행 문헌 고찰과 ICF 모델에 기초하여 기능, 활동, 참여의 관계를 우울과 주관적 신체 건강상태로 측정한 기능이 활동과 참여에 영향을 주는 경로를 설정하였다. 그러나 본 연구보다 설명이 8.1% 낮게 나타난 선행연구는 활동과 사회참여가 우울로 측정한 기능에 영향을 미치는 경로로 설정하였다[1]. 따라서 본 연구 모형은 ICF 모델의 구성요소와 그 경로의 이론적 타당성을 지지하는 결과이며 향후 독거노인 등의 다양한 취약계층 노인의 삶의 질 예측모형으로 활용할 수 있을 것이다.

끝으로 본 연구에서 WHOQOL-BREF를 이용해 측정한 남성 독거노인의 삶의 질은 120점 만점에 평균 70.35점이었다. 이는 동일 도구로 측정된 여성 독거노인의 삶의 질(73.58점) [62], 요양 시설 유료 이용 노인의 삶의 질(106.58점) [63]과 지역사회 거주 허약노인의 삶의 질(79.22점) [64]보다도 낮은 수준이다. 이는 남성노인의 독거는 여성 노인보다 남성 노인의 삶의 질에 더 부정적으로 기여함을 반영하는 결과로 남성 독거노인의 삶의 질 수준은 질환 노인 및 시설 거주 노인보다 취약함을 의미한다. 남성 노인이 배우자 없이 독거로 살

아간다는 것은 강력한 사회적 지지자원의 상실뿐만 아니라 독립적 삶을 유지하기가 어려움을 의미한다. 따라서 남성 독거노인에 대한 사회적 관심이 우선적으로 요구되며 이들의 삶의 질에 부정적 영향을 미치는 제 요인들의 해소를 위한 보다 세심한 간호 중재 개발이 필요하다.

결론

본 연구는 국내에서 처음으로 남성 독거노인의 삶의 질 예측모형을 구축하여 다양한 영향요인의 직·간접효과의 크기와 경로를 확인하고자 시도되었다. 본 연구의 ICF 기반 삶의 질 모형은 적합하며 모형의 설명력은 83.7%이었다. 또한, 남성 독거노인의 삶의 질에는 활동과 사회적 지지의 직접 효과와 총 효과가 가장 중요했다. 남성 독거노인의 삶의 질 향상을 위해서는 무엇보다도 도구적 일상생활 활동 및 건강증진 활동 역량과 사회적 지지를 강화할 수 있는 노력이 요구된다. 본 연구 모형은 남성 독거노인의 삶의 질을 통합적으로 이해하는데 기여하고 후속 연구에의 ICF 모델 적용의 근거를 제시했다는 데 의의가 있다. 그럼에도 불구하고, 연구 참여 대상자를 전남에 거주하는 노인으로 한정하고 있어 연구 결과를 우리나라 전체 남성 독거노인에게 일반화하는 데 한계가 있다. 또한, 환경요인의 측정을 개인에게 가장 인접한 환경인 가족, 친구, 의미있는 타인의 사회적 지지로 제한하였기에 독거노인이 거주하는 지역의 물리적 환경 및 사회자본 등을 포함하지 못하였다. 따라서 추후 연구에서는 환경의 측정범위를 확장할 것을 제언한다.

CONFLICTS OF INTEREST

The authors declared no conflict of interest.

ACKNOWLEDGEMENTS

None.

DATA SHARING STATEMENT

Please contact the corresponding author for data availability.

AUTHOR CONTRIBUTIONS

Conceptualization or/and Methodology: Jeon GS.

Data curation or/and Analysis: Jeon GS & Kim SJ.

Funding acquisition: None.

Investigation: Kim SJ.

Project administration or/and Supervision: Jeon GS.

Resources or/and Software: None.

Validation: Jeon GS.

Visualization: Kim SJ.

Writing original draft or/and Review & editing: Kim SJ & Jeon GS.

REFERENCES

1. Statistics Korea. 2019 Elderly statistics [Internet]. Daejeon: Author; c2019 [cited 2020 Mar 9]. Available from: http://m.kostat.go.kr/board/file_dn.jsp?aSeq=377702&ord=4.
2. Statistics Korea. 2017 Elderly statistics [Internet]. Daejeon: Author; c2017 [cited 2020 Jun 16]. Available from: http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/1/index.board?b-mode=read&aSeq=363362.
3. Cho SH, Lee EJ. Status and policy suggestions for Incheon single-person households: Focused on the elderly living alone [Internet]. Incheon: The Incheon Institute; c2017 [cited 2020 Mar 9]. Available from: <http://www.idi.re.kr/researchRPT/view.do?seq=1969&iNum=1343&page=1&m=0101&s=i-dim#compRpt>.
4. Gaymu J, Springer S, Stringer L. How does living alone or with a partner influence life satisfaction among older men and women in Europe? *Population*. 2012;67(1):43–69. <https://doi.org/10.3917/pope.1201.0043>
5. Seok J, Jang E. The effect of social relationship resource by gender on the life satisfaction of elderly living alone. *Korean Journal of Gerontological Social Welfare*. 2016;71(2):321–349. <https://doi.org/10.21194/kjgsw.71.2.201606.321>
6. Jeong KH. Elderly living alone and policy response strategies. *Health and Welfare. Issue & Focus*. 2015;300:1–8.
7. Kim KS. Effects of the health status and health behavior on health-related quality of life of the elderly living alone and living with their families: Using data from the 2014 Community Health Survey. *Journal of Korean Academy of Community Health Nursing*. 2017;28(1):78–87. <https://doi.org/10.12799/jkachn.2017.28.1.78>
8. Kim JJ, Jung SI, Kim JE, Yoon SY, Kim JW, Choi TY, et al. Quality of life and related factors in elderly people who live alone. *Journal of the Korean Society of Biological Therapies in Psychiatry*. 2017;23(3):164–170. <https://doi.org/10.22802/jksbtp.2017.23.3.164>
9. World Health Organization (WHO). World report on ageing and health [Internet]. Geneva: WHO; c2015 [cited 2020 Aug 15]. Available from: https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/186463/9789240694811_eng.pdf.
10. World Health Organization (WHO). Active ageing: A policy framework. Geneva: WHO; 2002 Apr. Report No.: WHO/NMH/NPH/02.8.
11. The WHOQOL Group. Development of the World Health Organization WHOQOL-BREF quality of life assessment. *Psychological Medicine*. 1998;28(3):551–558. <https://doi.org/10.1017/s0033291798006667>
12. So H, Kim H, Ju K. Prediction model of quality of life in elderly based on ICF model. *Journal of Korean Academy of Nursing*. 2011;41(4):481–490. <https://doi.org/10.4040/jkan.2011.41.4.481>
13. Campos AC, Ferreira e Ferreira E, Vargas AM, Albala C. Aging, Gender and Quality of Life (AGEQOL) study: Factors associated with good quality of life in older Brazilian community-dwelling adults. *Health and Quality of Life Outcomes*. 2014;12:166. <https://doi.org/10.1186/s12955-014-0166-4>
14. Van Nguyen T, Van Nguyen H, Duc Nguyen T, Van Nguyen T, The Nguyen T. Difference in quality of life and associated factors among the elderly in rural Vietnam. *Journal of Preventive Medicine and Hygiene*. 2017;58(1):E63–E71. <https://doi.org/10.15167/2421-4248/jpmh2017.58.1.655>
15. World Health Organization (WHO). International classification of functioning, disability and health: ICF. Geneva: WHO; 2001. p. 1–311.
16. Bakas T, McLennon SM, Carpenter JS, Buelow JM, Otte JL, Hanna KM, et al. Systematic review of health-related quality of life models. *Health and Quality of Life Outcomes*. 2012;10:134. <https://doi.org/10.1186/1477-7525-10-134>
17. The WIPP project. Active healthy aging in the context of the ICF-model [Internet]. Krus : Interreg Deutschland–Danmark; c2015 [cited 2020 Aug 15]. Available from: <https://www.wipp-online.eu/en/active-healthy-aging-in-the-context-of-the-icf-model/>.
18. Park YK, Suh SR. A predictive model of instrumental activities of daily living in community-dwelling elderly based on ICF model. *The Journal of the Korea Contents Association*. 2018;18(2):113–123. <https://doi.org/10.5392/JKCA.2018.18.02.113>
19. Kim JI. Levels of health-related quality of life (EQ-5D) and its related factors among vulnerable elders receiving home visiting health care services in some rural areas. *Journal of Korean Academy of Community Health Nursing*. 2013;24(1):99–109. <https://doi.org/10.12799/jkachn.2013.24.1.99>
20. Lee SH. Gender difference in influencing factors on health related quality of life among the elderly in community. *Journal of Digital Convergence*. 2013;11(12):523–535. <https://doi.org/10.14400/JDPM.2013.11.12.523>
21. Jeong KH, Oh YH, Kang EN, Kim KR, Lee YK, Oh MA, et al. The 2017 national survey of elderly. Sejong: Korea Institute

- for Health and Social Affairs; 2017 Nov. Report No.: 2017-53.
22. Oshio T. Gender differences in the associations of life satisfaction with family and social relations among the Japanese elderly. *Journal of Cross-Cultural Gerontology*. 2012;27(3):259-274. <https://doi.org/10.1007/s10823-012-9169-y>
 23. Henchoz K, Cavalli S, Girardin M. Health perception and health status in advanced old age: A paradox of association. *Journal of Aging Studies*. 2008;22(3):282-290. <https://doi.org/10.1016/j.jaging.2007.03.002>
 24. Belmonte JMMM, Pivetta NRS, Batistoni SST, Neri AL, Borim FSA. The association between self-rated health and functional capacity indicators. *Geriatrics, Gerontology and Aging*. 2017;11(2):61-67. <https://doi.org/10.5327/Z2447-211520171700021>
 25. Cesari M, Onder G, Zamboni V, Manini T, Shorr RI, Russo A, et al. Physical function and self-rated health status as predictors of mortality: Results from longitudinal analysis in the iSIRENTE study. *BMC Geriatrics*. 2008;8:34. <https://doi.org/10.1186/1471-2318-8-34>
 26. Ju HJ, Kong HK. A study on the relationship between the variables related to the health promoting behavior of the elderly. *Journal of Digital Convergence*. 2019;17(2):243-254. <https://doi.org/10.14400/JDC.2019.17.2.243>
 27. Kim JY, Lee SG, Lee SK. The relationship between health behaviors, health status, activities of daily living and health-related quality of life in the elderly. *Journal of the Korean Gerontological Society*. 2010;30(2):471-484.
 28. Pinto JM, Neri AL. Factors related to low social participation in older adults: Findings from the Fibra study, Brazil. *Cadernos Saúde Coletiva*. 2017;25(3):286-293. <https://doi.org/10.1590/1414-462x201700030300>
 29. Amiri E, Khiavi FF, Dargahi H, Dastjerd E. Retirement homes: Social participation and quality of life. *Electronic Physician*. 2017;9(4):4108-4113. <https://doi.org/10.19082/4108>
 30. Jeon GS, Jang SN, Rhee SJ. The impact of socioeconomic factors on the gender differences of disability and subjective health among elderly Koreans. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*. 2009;42(3):199-207. <https://doi.org/10.3961/jpmph.2009.42.3.199>
 31. Sohn SY. A model construction of the quality of life in the rural elderly [dissertation]. Seoul: Seoul National University; 2006. p. 1-116.
 32. Sugisawa H, Harada K, Sugihara Y, Yanagisawa S, Shinmei M. Health, psychological, social and environmental mediators between socio-economic inequalities and participation in exercise among elderly Japanese. *Ageing & Society*. 2019;40(7):1594-1612. <https://doi.org/10.1017/S0144686X1900014X>
 33. Sørensen LV, Axelsen U, Avlund K. Social participation and functional ability from age 75 to age 80. *Scandinavian Journal of Occupational Therapy*. 2002;9(2):71-78. <https://doi.org/10.1080/110381202320000052>
 34. Song TM, Kim GS. Structural equation modeling for health & welfare research. 2nd ed. Seoul: Hannarae; 2015. p. 14-613.
 35. Min SK, Lee CI, Kim KI, Suh SY, Kim DK. Development of Korean version of World Health Organization Quality of Life scale Abbreviated Version(WHOQOL-BREF). *Journal of Korean Neuropsychiatric Association*. 2000;39(3):571-579.
 36. Pedrero-Pérez EJ, MethaQoL Group. Quality of life in patients treated with methadone: The WHOQOL-BREF. *Annals of Psychology*. 2018;34(2):251-257. <https://doi.org/10.6018/analesps.34.2.282971>
 37. Yesavage JA, Brink TL, Rose TL, Lum O, Huang V, Adey M, et al. Development and validation of a geriatric depression screening scale: A preliminary report. *Journal of Psychiatric Research*. 1982-1983;17(1):37-49. [https://doi.org/10.1016/0022-3956\(82\)90033-4](https://doi.org/10.1016/0022-3956(82)90033-4)
 38. Cho MJ, Bae JN, Suh GH, Hahm BJ, Kim JK, Lee DW, et al. Validation of Geriatric Depression Scale, Korean version(GDS) in the assessment of DSM-III-R major depression. *Journal of Korean Neuropsychiatric Association*. 1999;38(1):48-63.
 39. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*. 1997;38(1):21-37. <https://doi.org/10.2307/2955359>
 40. Won CW, Yang KY, Rho YG, Kim SY, Lee EJ, Yoon JL, et al. The development of Korean Activities of Daily Living(K-ADL) and Korean Instrumental Activities of Daily Living(K-IADL) scale. *Journal of the Korean Geriatrics Society*. 2002;6(2):107-120.
 41. Gu MO, Kim JH, Kim JI, Kim HJ, Kim HS, Oh JJ, et al. A study on the barriers to health behavior in elderly people in Korea. *Journal of Korean Gerontological Nursing*. 2003;5(2):117-126.
 42. Zimet GD, Dahlem NW, Zimet SG, Farley GK. The multidimensional scale of perceived social support. *Journal of Personality Assessment*. 1988;52(1):30-41. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5201_2
 43. Shin JS, Lee YB. The effects of social supports on psychosocial well-being of the unemployed. *Korean Journal of Social Welfare*. 1999;37:241-269.
 44. Johnson DR, Creech JC. Ordinal measures in multiple indicator models: A simulation study of categorization error. *American Sociological Review*. 1983;48(3):398-407. <https://doi.org/10.2307/2095231>
 45. Norman G. Likert scales, levels of measurement and the "laws" of statistics. *Advances in Health Sciences Education*. 2010;15(5):625-632. <https://doi.org/10.1007/s10459-010-9222-y>
 46. Bae BR. Structural equation modeling with Amos 21: Principles and practice. Seoul: Chungnam Books; 2014. p. 80-330.

47. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 3rd ed. New York (NY): The Guilford Press; 2011. p. 124-149.
48. Lima MG, Barros MB, César CL, Goldbaum M, Carandina L, Alves MC. Health-related behavior and quality of life among the elderly: A population-based study. *Revista de Saúde Pública*. 2011;45(3):485-493.
<https://doi.org/10.1590/s0034-89102011000300006>
49. van Leeuwen KM, van Loon MS, van Nes FA, Bosmans JE, de Vet HCW, Ket JCF, et al. What does quality of life mean to older adults? A thematic synthesis. *PLoS One*. 2019;14(3):e0213263.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0213263>
50. Greiner KA, Li C, Kawachi I, Hunt DC, Ahluwalia JS. The relationships of social participation and community ratings to health and health behaviors in areas with high and low population density. *Social Science & Medicine*. 2004;59(11):2303-2312. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2004.03.023>
51. Nosraty L, Jylhä M, Raittila T, Lumme-Sandt K. Perceptions by the oldest old of successful aging, Vitality 90+ Study. *Journal of Aging Studies*. 2015;32:50-58.
<https://doi.org/10.1016/j.jaging.2015.01.002>
52. Ebrahimi Z, Wilhelmson K, Eklund K, Moore CD, Jakobsson A. Health despite frailty: Exploring influences on frail older adults' experiences of health. *Geriatric Nursing*. 2013;34(4):289-294. <https://doi.org/10.1016/j.gerinurse.2013.04.008>
53. Murphy K, Cooney A, Shea EO, Casey D. Determinants of quality of life for older people living with a disability in the community. *Journal of Advanced Nursing*. 2009;65(3):606-615. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2648.2008.04929.x>
54. Kim J. A study of the effects of the participation in social contribution activities on the quality of life among Korean elderly [dissertation]. Seoul: Seoul National University; 2016. p. 1-121.
55. Waite LJ, Gallagher M. The case for marriage: Why married people are happier, healthier, and better off financially. New York (NY): Broadway Books; 2001. p. 161-173.
56. Umberson D, Wortman CB, Kessler RC. Widowhood and depression: Explaining long-term gender differences in vulnerability. *Journal of Health and Social Behavior*. 1992;33(1):10-24. <https://doi.org/10.2307/2136854>
57. Xie H, Peng W, Yang Y, Zhang D, Sun Y, Wu M, et al. Social support as a mediator of physical disability and depressive symptoms in Chinese elderly. *Archives of Psychiatric Nursing*. 2018;32(2):256-262.
<https://doi.org/10.1016/j.apnu.2017.11.012>
58. Cohen S, Underwood LG, Gottlieb BH. Social support measurement and intervention: A guide for health and social scientists. Oxford: Oxford University Press; 2000. p. 3-25.
59. Bak SS, Kim KS, Choi JH. Quality of life of older women living alone- national basic livelihood act recipients-. *Journal of Korean Gerontological Nursing*. 2010;12(3):248-255.
60. Baek SS, Ryoo EN, Park KS. A model construction for quality of life in single aged women. *Korean Society of Adult Nursing*. 2008;20(2):187-199.
61. Kim JH, Shin S, Park JH. A methodological quality assessment of South Korean nursing research using structural equation modeling in South Korea. *Journal of Korean Academy of Nursing*. 2015;45(2):159-168.
<https://doi.org/10.4040/jkan.2015.45.2.159>
62. Kim HK, Lee HJ, Park SM. Factors influencing quality of life in elderly women living alone. *Journal of the Korean Gerontological Society*. 2010;30(2):279-292.
63. Sok SHR, Choi JY. Factors associated quality of life of elderly in non-paid or paid assisted living facilities. *Korean Journal of Adult Nursing*. 2012;24(2):99-108.
<https://doi.org/10.7475/kjan.2012.24.2.99>
64. Srinivasan P, Dharna P, Sadaf A, Karuna S, Smita S, Varsha V, et al. Elderly: Depression and quality of life. *International Journal of Applied Research*. 2015;1(13):538-540. Available from: <https://www.allresearchjournal.com/archives/2015/vol1issue13/Parth/1-13-68.pdf>