

1인가구의 주관적 건강상태 변화: 잠재계층성장모형을 활용하여

김은주¹ · 김 향¹ · 윤주영²

서울대학교 간호대학 박사수료생¹, 서울대학교 간호대학·간호과학연구소 부교수²

Trajectories of Self-rated Health among One-person Households: A Latent Class Growth Analysis

Kim, Eunjoo¹ · Kim, Hyang¹ · Yoon, Ju Young²

¹Doctoral Student, College of Nursing, Seoul National University, Seoul

²Associate Professor, College of Nursing · Research Institute of Nursing Science, Seoul National University, Seoul, Korea

Purpose: The aim of this study is to explore different types of self-rated health trajectories among one-person households in Korea. **Methods:** We used five time-point data derived from Korea Health Panel (2011~2015). A latent growth curve modeling was used to assess the overall feature of self-rated health trajectory in one-person households, and a latent class growth modeling was used to determine the number and shape of trajectories. We then applied multinomial logistic regression on each class to explore the predicting variables. **Results:** We found that the overall slope of self-rated health in one-person households decreases. In addition, latent class analysis demonstrated three classes: 1) High-Decreasing class (i.e., high intercept, significantly decreasing slope), 2) Moderate-Decreasing class (i.e., average intercept, significantly decreasing slope), and 3) Low-Stable class (i.e., low intercept, flat and non-significant slope). The multinomial logistic regression analysis showed that the predictors of each class were different. Especially, one-person households with poor health condition early were at greater risk of being Low-Stable class compared with High-Decreasing class group. **Conclusion:** The findings of this study demonstrate that more attentions to one-person households are needed to promote their health status. Policymakers may develop different health and welfare programs depending on different characteristics of one-person household trajectory groups in Korea.

Key Words: One-person household; Subjective health; Latent class analysis

서 론

1. 연구의 필요성

최근 우리나라는 '혼밥(혼자 먹는 밥)'이나 '혼술(혼자 마시는 술)'과 같은 이른바 나 홀로 문화가 등장하였다. 결혼관 변화

로 인한 만혼과 비혼의 증가, 고령화와 노동시장 구조 변화 등과 같은 여러 사회경제적 변화가 맞물려 1인가구가 증가한 데 따른 것이다[1]. 통계청이 발표한 인구주택 총 조사 결과에 따르면 1990년부터 2005년까지 가장 주된 가구 유형은 4인 가구였으나, 2010년은 2인 가구, 2015년에는 1인가구가 가장 주된 가구 유형으로 등장하였다[2]. 1인가구는 우리나라뿐만 아니

주요어: 1인가구, 주관적 건강, 잠재계층성장모형

Corresponding author: Kim, Hyang

College of Nursing, Seoul National University, 103 Daehak-ro, Jongno-gu, Seoul 03080, Korea.

Tel: +82-2-740-8456, Fax: +82-2-766-1852, E-mail start2010@snu.ac.kr

- 본 연구는 2017년도 제9회 한국의료패널 학술대회 대학원생 학술논문 공모에서 우수상을 수상한 연구를 바탕으로 추가 연구하여 작성한 것임.

- This article is a revision of the research findings awarded for 2017 Korea Health Panel conference graduate student academic article competition.

Received: Jun 10, 2019 / Revised: Oct 7, 2019 / Accepted: Nov 7, 2019

This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/>), which permits unrestricted non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

라 세계 여러 지역에서 가장 빠르게 증가하고 있는 가구 유형이다. 우리나라의 1인가구 비율은 1990년 9.0%(102만 가구)에서 2000년 15.5%(222만 가구), 2010년 23.9%(422만 가구), 2015년 27.2%(520만 가구)로 가파르게 증가하고 있다[2]. 2013년 발표된 OECD 통계에 따르면 노르웨이(37.7%), 덴마크(36.8%), 독일(35.8%) 등 유럽의 1인가구 비율이 높은 편이고, 미국의 1인가구 비율은 27.3%로 나타났다[3]. 아시아에서는 일반적으로 유럽이나 북미보다는 낮지만 일본(29.5%)을 위시로 중국과 인도가 이러한 추세를 주도하고 있다[3, 4]. 이와 같이 국내외적으로 늘어나고 있는 1인가구의 다양한 특성과 건강에 관심을 기울여야 할 때이다.

전세계적으로 1인가구는 사별로 인한 여성노인이 많고, 젊은 층에서는 도시에 거주하는 젊은 남성이 많은 특성을 나타낸다[4]. 우리나라에서도 1인가구는 전체적으로 남성과 여성의 비율이 큰 차이가 없으나, 청년층은 남성 1인가구, 노년층에서는 여성 1인가구의 비중이 높다[2, 5]. 결혼 상태로 보면 청년층에서는 미혼, 중년층은 이혼, 노년층은 사별로 인한 1인가구가 많다[6]. 또한 1인가구는 다인가구보다 저학력 층의 비율이 높고, 소득이 더 낮은 편으로 보고되고 있다[6]. 건강의 측면에서 살펴보면, 1인가구는 다인가구 구성원에 비해 건강상태가 낮은 것으로 보고되고 있다. 한국복지패널 자료를 활용한 연구에서 1인가구의 만성질환율, 외래진료 경험률, 입원율, 우울 의심, 자살생각, 자살 계획 비율이 다인가구에 비해 높고, 특히 청년이나 노년층에 비해 중년층에서 그 격차가 가장 큰 것으로 나타났다[5]. 노년층의 우울 의심률은 1인가구에서 다인 가구보다 두 배 가량 높은 수준이었으며[5], 특히 남성 독거노인에 비해 여성 독거노인의 우울 수준이 유의하게 높은 것으로 나타났다[7].

1인가구의 주관적 건강은 다인가구에 비해 낮은 것으로 보고되고 있다[12, 13]. 주관적 건강(self-rated health)이란 자기 건강에 대한 자발적 평가(spontaneous assessment)이자 건강에 대한 지속적인 자기 개념적 관점(enduring self-concept views)이다[8]. 주관적 건강은 미래 건강 결과의 중요한 예측 변수로서[9], 전반적인 건강수준을 나타내는 타당하고 신뢰할 수 있으며 간결하고 비용 효과적인 건강 평가 수단으로 널리 활용되고 있다[10]. 사람들이 자신의 건강을 주관적으로 평가할 때, 신체적인 측면뿐만 아니라 기능 수준, 적응이나 질병에 대한 태도, 느낌(feeling)까지도 고려한다는 것이 밝혀져[11] 주관적 건강은 건강의 다차원적 측면을 반영하는 유용한 개념이라 할 수 있다. 선행연구를 통해 밝혀진 1인가구의 주관적 건강에 영향을 미치는 요인은 연령, 성별, 교육수준, 결혼상태, 소득

등과 같은 인구사회학적 요인[12, 14]뿐만 아니라 만성질환, 우울과 같은 건강상태[14, 15], 그리고 흡연이나 음주, 신체활동과 같은 건강 행위도 포함된다[12].

그러나 주관적 건강을 주요 개념으로 하는 선행연구는 대부분 1인가구와 다인가구의 차이를 단면적으로 분석한 것으로, 1인가구의 주관적 건강 궤적을 종단적으로 확인한 연구는 없었다. 또한 이전의 1인가구 연구는 상대적으로 취약한 집단인 노인층을 대상으로 한 연구가 많았다[7, 15, 16]. 그러나 현대 사회에서 다양한 형태의 1인가구가 혼재하고 있기에 전체 성인을 대상으로 보편적으로 접근할 필요가 있다. 따라서 본 연구에서는 한국의료패널조사 자료를 활용하여 성인 전체 1인가구의 주관적 건강이 시간에 따라 어떻게 변화하는지 살펴보고자 한다.

한편, 1인가구라고 할지라도 1인가구 전체 집단의 특성과는 변화 특성이 다른 하위 집단이 나타날 수 있다. 이와 같이 발달 궤적이 다른 잠재계층을 구분하는 것은 기존의 변수 중심의 분석방법(variable-centered analysis)과는 달리 개인의 응답 패턴에 따라 서로 다른 계층으로 구분하는 연구참여자 중심의 분석방법(person-centered analysis)이다[25]. 본 연구는 성인 1인가구 전체 집단 내에 이질성이 존재한다는 선행연구[1, 5]의 결과를 기반으로, 1인가구의 주관적 건강 상태 발달 궤적이 상이한 잠재계층을 확인하여 개별적인 변화의 개인간 차이에 대한 정보를 포착하고자 한다. 또한 잠재계층을 구분하는 예측 요인을 탐색함으로써, 1인가구의 건강증진을 위한 간호중재의 근거를 제공하고자 한다.

2. 연구목적

본 연구는 성인 1인가구를 대상으로 주관적 건강상태의 변화를 분석하고, 주관적 건강상태 발달궤적이 상이한 잠재계층을 확인하고자 한다. 구체적인 연구목적은 다음과 같다.

- 1인가구의 일반적 특성에 따른 주관적 건강 상태를 확인한다.
- 1인가구의 주관적 건강 상태의 시간에 따른 변화를 확인한다.
- 1인가구의 주관적 건강 상태 발달 궤적이 상이한 잠재계층을 확인한다.
- 1인가구의 주관적 건강 상태 발달 궤적이 상이한 잠재계층에 대한 예측 요인을 탐색한다.

연구 방법

1. 연구설계

본 연구는 우리나라 1인가구의 주관적 건강상태의 발달 궤적에 따른 잠재계층을 구분하고, 잠재계층 구분에 영향을 미치는 예측 요인을 파악하기 위하여 2011~2015년 한국의료패널 조사를 종단적으로 분석한 이차자료연구이다.

2. 연구자료 및 연구대상

본 연구는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하는 한국의료패널(Korea Health Panel) 조사의 2011~2015년 연간 데이터(version 1.4)를 활용하여 분석하였다.

본 연구에서는 2011년부터 2015년까지 5개년 한국의료패널조사 원시 자료를 가구원 고유번호를 기준으로 통합하였다. 2011년 조사대상자 전체 17,035명 중 만 18세 미만 3,594명, 당해 년도 사망자 61명을 제외하고, 세대 구성 항목에서 '1인가구'로 응답한 818명 중 2011년 조사부터 본인이 참가한 최종조사까지 '1인가구'로 응답한 대상자를 선별하여 최종 698명을 분석에 포함하였다.

3. 연구 변수

1) 종속변수: 주관적 건강(self-rated health)

'한국의료패널조사'에서는 주관적 건강을 '귀하께서는 현재 본인의 건강상태가 어떠하다고 생각하십니까?'라는 문항에 5점 리커트 척도로 측정하였다('매우 좋음' 1점~'매우 나쁨' 5점). 본 연구에서는 분석결과를 원활하게 해석하기 위하여 역점수화('매우 좋음' 5점~'매우 나쁨' 1점)하였다.

2) 독립변수: 주관적 건강상태 궤적 예측 변수

(1) 인구사회학적 변수

선행연구에 근거하여 인구사회학적 변수로 성, 연령, 교육수준, 결혼상태, 경제활동여부, 가구소득, 의료보장 형태를 본 연구에 포함하였다[14,17]. 교육수준은 초등학교 졸업 이하, 중학교 재학 이상에서 고등학교 졸업, 대학 재학 이상으로 구분을 단순화하였고, 혼인 상태는 미혼과 결혼을 한 경험이 있는 경우(결혼, 사별, 이혼, 별거 포함)로 구분하였다. 경제활동여부는 조사 시점을 기준으로 하여 수입을 목적으로 일을 하는지 유무로 이분화하여 측정된 값을, 가구소득은 가중치를 적용한 균등

화 가구소득(총 가구소득/ $\sqrt{\text{가구원 수}}$) 5분위 지표를 활용하였다. 의료보장 형태는 건강보험과 의료급여로 구분하였다.

(2) 건강 행위

주관적 건강상태와 관련이 있는 것으로 밝혀진 흡연이나 고위험 음주 여부, 그리고 건강신체활동 달성 유무를 건강 행위 관련 변수로 포함하였다[8,14,17-19]. 흡연은 현재 흡연 여부를 기준으로 흡연자와 비흡연자로 이분화 하였다. 음주는 한 번의 술자리에서 남성은 소주 7잔(맥주 355 cc 5캔), 여성은 소주 5잔(맥주 355 cc 3캔)을 주 2회 이상 마시는 경우를 고위험음주로 간주하였다[20]. 건강신체활동은 한국건강증진재단[21]이 제시한 한국인 신체활동 지침에 따라 달성 유무를 구분하였다. '한국의료패널조사' 조사에서는 신체활동 시간을 범주형으로 응답하도록 되어 있어 정확하게 측정하는 데에 한계가 있으나, 신체활동 시간 응답 범주의 중앙값(20분 미만은 15분, 60분 이상은 65분)에 주당 운동한 일수를 곱하여 주당 운동시간을 산출하였다. 한국인 신체활동 지침[21]에 따라 격렬한 신체활동 1분을 중증도 신체활동 2분으로 환산하여 중증도 신체활동 시간의 총합을 산출한 후, 18~64세에서는 중증도 신체활동을 일 주일에 150분 이상 수행한 경우, 65세 이상에서는 걷기를 포함한 중증도 신체활동을 150분 이상을 수행한 경우 건강신체활동을 달성한 것으로 구분하였다.

(3) 건강 상태

주관적 건강상태에 관한 발달 궤적을 예측하는 건강 상태 관련 변수로는 선행연구에 근거하여 장애, 만성질환, 비만, 우울, 통증 및 불편감에 대한 유무를 포함하였다[8, 9, 19, 22]. 장애 유무는 장애등급 판정이나 장애 등록 여부와 관계없이 장애가 있다고 응답한 대상자를 '장애 있음'으로 하였다. 만성질환 유무는 조사 시점을 기준으로 하여 의사 진단을 받은 만성질환이 있는 경우 '만성질환 있음'으로 구분하였다. 비만은 국제보건기구[23]에서 발표한 동양인 체질량지수표를 참조하여 체질량지수(Body Mass Index, BMI) 25 kg/m² 이상을 비만으로, 25 kg/m² 미만인 경우를 비만이 아닌 것으로 구분하였다. 우울은 한국의료패널조사에서 '최근 1년간 2주 이상 연속으로 일상생활에 지장이 있을 정도로 많이 슬펐거나 불행하다고 느낀 적이 있습니까?'라는 문항에 '있음' 또는 '없음'으로 측정된 값을 활용하였다. 통증 및 불편감은 '당신의 통증이나 불편 정도는 어떠하다고 생각하십니까?'라는 문항에 '나는 통증이나 불편감이 없다'로 응답한 경우를 '없음', '나는 다소 통증이나 불편감이 있다' 또는 '매우 심한 통증이나 불편감이 있다'고 응답한 경

우를 ‘있음’으로 구분하였다.

4. 자료분석

연구대상자의 1인가구의 인구사회학적 변수, 건강 행위, 건강 상태에 대한 기술통계를 실시하였다. 또한 인구사회학적 변수, 건강 행위, 건강 상태에 따른 주관적 건강상태는 t-test, ANOVA로 검정하였고, 변수 간 상관관계는 Pearson 상관분석을 실시하였다.

2011년부터 2015년까지 1인가구의 주관적 건강 상태 발달 궤적은 잠재성장곡선모형(Latent Growth Curve Modeling, LGCM) 분석을 실시하였다. 잠재성장곡선모형은 시간의 경과에 따른 개인의 변화량을 확인할 수 있는 분석방법으로[24], 공변량(covariates)이 포함되지 않은 무조건부 모형(unconditional model) 분석으로 1인가구의 주관적 건강상태 발달 궤적의 평균 초기값(intercept)과 변화율(slope)을 확인하였다.

1인가구의 주관적 건강 발달 궤적에 따른 잠재계층은 잠재계층성장모형(Latent Class Growth Modeling, LCGM)으로 분석하였다. 잠재계층성장모형은 동질 하지 않은 집단(heterogeneous population) 내에서 궤적의 변화가 유사한 하위 집단(homogeneous subpopulations)을 구분하여 의미 있는 집단이나 계층을 찾아내는 데 유용한 연구방법이다[25]. 잠재계층성장모형은 초점을 변수 간의 관계가 아닌 개인 간의 관계에 두고, 개인의 응답 패턴에 따라 서로 다른 계층으로 분류하여 계층 내의 개인이 계층 간의 개인보다 유사하도록 구분한다[25].

1인가구의 주관적 건강상태 발달 궤적이 서로 다른 잠재계층을 파악한 후, 다항 로지스틱 회귀분석(multinomial logistics regression)을 실시하여 계층을 구분하는 예측 요인을 확인하였다.

자료분석 시 기술통계, χ^2 test, t-test, ANOVA, 상관분석 및 다항 로지스틱 회귀분석에는 IBM SPSS v.23, 잠재성장곡선모형 분석에는 AMOS v.21, 그리고 잠재계층성장모형에는 Mplus 7.0을 활용하였다.

5. 윤리적 고려

본 연구는 공개된 자료를 이용한 연구로 연구자가 속한 기관의 생명윤리위원회(Institutional Review Board)에 심의를 의뢰하여 심의 면제(IRB No. E1801/003-004)를 받은 후 연구를 시행하였다. 연구자료는 한국보건사회연구원의 한국의료패널 담당자에게 자료활용동의서를 제출한 후 제공받은 자료를

사용하였다.

연구결과

1. 1인가구의 일반적 특성에 따른 주관적 건강 상태

1인가구의 일반적 특성과 그에 따른 주관적 건강상태는 Table 1과 같다. 전체 대상자의 주관적 건강 상태 평균은 3.15 ± 0.97 점이었다.

1인가구의 71.5%는 여성이었고, 평균 연령은 62.62 ± 15.78 세였다. 1인가구의 51.3%가 초등학교 졸업 이하였고, 19.4%가 미혼이었으며, 45.9%가 경제활동에 참여하고 있었고, 69.8%가 가구 균등화 소득이 낮은 1, 2분위에 속하였다. 1인가구는 연간 개인의료비로 약 72만원을 쓰고 있었고 의료급여의 비중은 15.8%였다. 모든 인구사회학적 변수에 따라 주관적 건강 상태가 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 즉, 남성이 여성보다($t = -4.07, p < .001$), 그리고 교육수준이 높을수록($F = 16.29, p < .001$) 주관적 건강 상태가 유의하게 좋았다. 반면에 높은 연령일수록 주관적 건강상태는 악화되었다($r = -.21, p < .001$). 결혼한 경험이 있는 사람보다는 미혼이($t = 4.59, p < .001$), 경제활동을 하지 않는 사람에 비해 경제활동을 한 대상자의 주관적 건강 상태가 더 좋았다($t = -5.12, p < .001$). 소득이 낮은 분위의 1인가구는 소득이 높은 1인가구보다 주관적 건강상태가 나빴다($F = 7.98, p < .001$). 또한 개인의료비지출이 높을수록($r = -.20, p < .001$), 그리고 건강보험 가입자에 비해 의료급여를 받고 있는 1인가구의 주관적 건강이 통계적으로 유의하게 더 나쁜 특성을 나타냈다($t = 5.00, p < .001$).

1인가구의 현재 흡연 비율은 19.4%, 고위험음주 비율은 17.6%, 그리고 건강신체활동을 달성한 비율은 40.3%에 달했다. 고위험음주를 하는 군과($t = -4.62, p < .001$) 건강신체활동을 달성한 군이($t = -3.28, p = .001$) 그렇지 않은 군에 비해 주관적 건강상태가 유의하게 더 좋았다.

1인가구의 83.2%는 만성질환을 가지고 있었고, 장애가 있거나 우울인 경우는 각각 14.7%, 11.8%였다. 또한 비만인 1인가구는 25.5%였고, 절반 정도는 통증이나 불편감을 경험하고 있었다. 비만을 제외한 모든 건강상태 변수에서 주관적 건강상태가 유의한 차이를 보였다. 즉, 장애($t = 4.00, p < .001$)나 만성질환이 있을수록($t = 5.80, p < .001$) 그리고 우울($t = 4.60, p < .001$), 통증이나 불편감($t = 10.17, p < .001$)을 경험한 1인가구일수록 그렇지 않은 1인가구에 비해 주관적 건강상태가 유의하게 더 좋지 않았다.

Table 1. General Characteristics of One-person Households on 2011 KHP data

(N=698)

Domains	Variables	Categories	One-person households	Self-rated health	t or F or r [†]	p
			n [†] (%) [‡] or M±SD [‡]	M±SD [‡]		
Demographic · socio-economic characteristics	Gender	Male	157 (28.5)	3.41±0.99	-4.07	< .001
		Female	541 (71.5)	3.04±0.94		
	Age (year)		62.62±15.78		-21 6.95	< .001
		≤ 29	18 (4.8)	4.12±0.77		
		30~39	32 (8.2)	3.42±0.83		
		40~49	31 (6.4)	3.20±0.83		
		50~59	95 (16.2)	3.08±1.02		
		60~69	170 (21.2)	3.21±0.96		
		70~79	285 (35.2)	2.99±0.96		
		80~89	67 (8.1)	2.97±0.89		
	Education	≤ Elementary school	325 (51.3)	2.96±0.95	16.29	< .001
		Middle-High school	169 (32.9)	3.29±0.97		
		≥ College	56 (15.7)	3.66±0.93		
		Missing	148			
	Marital status	Single [§]	84 (19.4)	3.52±0.91	4.59	< .001
		Experience of being married	614 (80.6)	3.06±0.96		
	Economic activity	Active	287 (45.9)	3.37±0.90	-5.12	< .001
		Inactive	411 (54.1)	2.96±0.98		
	Household income quantiles (weighted)	Lowest	369 (47.6)	2.97±0.99	7.98	< .001
		Second	167 (22.2)	3.10±0.92		
		Third	73 (12.2)	3.40±0.84		
		Fourth	51 (10.3)	3.47±0.94		
		Highest Fifth	38 (7.7)	3.60±0.90		
	Individual medical expenditure (KRW/year)		722,077.49±1,269,974.27		-2.20	< .001
	Medical security	Missing	1	3.24±0.94	5.00	< .001
		National health insurance	581 (84.2)	2.69±0.97		
		Medicaid	117 (15.8)			
Health behavior	Current cigarette smoking	Yes	111 (19.4)	3.27±1.03	-1.50	.135
		No	587 (80.6)	3.12±0.95		
	Excessive alcohol consumption	Yes	88 (17.6)	3.55±0.91	-4.62	< .001
		No	610 (82.4)	3.06±0.96		
	Healthy physical activity possible	Yes	287 (40.3)	3.31±0.97	-3.28	.001
		No	411 (59.7)	3.04±0.95		
Health state	Disabled	Yes	107 (14.7)	2.72±1.07	4.00	< .001
		No	591 (85.3)	3.22±0.93		
	Chronic disease	Yes	617 (83.2)	3.05±0.96	5.80	< .001
		No	81 (16.8)	3.66±0.82		
	Obesity	Yes	184 (25.5)	3.11±0.93	0.62	.533
		No	513 (74.5)	3.16±0.98		
		Missing	1			
	Depression	Yes	89 (11.8)	2.65±0.99	4.60	< .001
		No	609 (88.2)	3.22±0.94		
	Pain/discomfort	Yes	379 (49.9)	2.77±0.92	10.17	< .001
		No	319 (50.1)	3.53±0.86		
	Self-rated health		3.15±0.97			
		Very good	38 (6.4)			
		Good	215 (31.9)			
		Fair	256 (36.0)			
		Poor	163 (21.7)			
		Very poor	26 (4.0)			
		Missing	1			

[†] Unweighted; [‡] Sample cross-sectional weights were applied for t-test, ANOVA test, Person r and percentages; [§] Never married; ^{||} Married, widow, divorced, separated.

2. 1인가구의 주관적 건강 상태의 발달 궤적

잠재성장곡선 무조건부 모형 분석을 통하여 2011년부터 2015년까지 1인가구의 주관적 건강 상태가 어떠한 발달 궤적을 보이는지 확인하였다(Table 2). 모형의 적합도를 살펴보면 카이제곱 값은 24.78 ($p=.037$)로 통계적으로 유의하였으나, CFI (Comparative Fit Index), NFI (Normed Fit Index), 그리고 TLI (Tucker-Lewis Index) 모두 .95를 넘고 RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation)는 .05보다 작으므로 모형이 적합한 것으로 판단하였다[26].

주관적 건강 수준의 초기값은 평균 3.09점($p<.001$)이고 기울기는 평균 -0.05 ($p<.001$)로 두 수치 모두 통계적으로 유의하였다. 또한 주관적 건강 상태의 초기값과 변화율 간의 공분산은 -0.03 ($p<.001$)로 통계적으로 유의하였다.

3. 1인가구의 주관적 건강 상태의 발달 궤적에 따른 잠재 계층

잠재계층성장모형 분석으로 주관적 건강 상태의 발달 궤적에 따른 잠재계층의 수를 결정하였다(Table 3). 가장 적합한 수의 잠재계층을 판단하기 위한 적합도 지수로 AIC (Akaike Information Criterion), BIC (Bayesian Information Criterion)를 검토하였으며, 두 지수가 작을수록 적합도가 높다는 의미이다[25]. AIC, BIC, 그리고 Adjusted BIC 모두 잠재계층의

수가 3일 때 가장 작은 값이었다가, 잠재계층의 수가 늘어나면서 그 수치가 점차 커졌다. 잠재계층을 3개로 구분하였을 때 잠재계층 별 비율은 첫 번째가 23.6%(165명), 두 번째가 44.4%(310명), 그리고 세 번째가 31.9%(223명)를 차지하여 분류의 실제적 유용성이 높고, 각 계층 모두에서 표본 대비 계층별 최소 비율 2.5% 이상의 기준을 충족하여[25] 3개 잠재계층을 최종 모형으로 결정하였다.

각 잠재계층의 주관적 건강의 발달 궤적에 대한 패턴은 Figure 1과 같다. Class 1은 주관적 건강이 낮은 상태(2.16점, $p<.001$)에서 시작하여 시간 경과에 따른 통계적으로 유의한 변화가 없어(-0.01, $p=.626$) ‘나쁨-지속군’으로 명명하였다. Class 2는 보통(3.05점, $p<.001$)의 주관적 건강 상태에서 시작하여 시간의 경과에 따라 통계적으로 유의미하게 주관적 건강이 약간 낮아지는 경향을 보여(-0.05, $p=.008$) ‘보통-악화군’으로 명명하였다. 마지막으로 Class 3은 초기에 주관적 건강이 좋은 상태(3.87점, $p<.001$)에서 시간이 지남에 따라 주관적 건강이 점차 낮아지는 경향을 보여(-0.07, $p=.002$) ‘좋은-악화군’으로 명명하였다.

4. 잠재계층 예측 요인

다항 로지스틱 회귀분석으로 1인가구의 주관적 건강 상태 발달 궤적에 따른 세 개의 잠재계층을 구분 짓는 예측 요인을 확인한 결과는 Table 4와 같다. ‘좋은-악화군’을 준거집단(reference

Table 2. Trajectory of Self-rated Health among One-person Households

(N=698)

Latent variables	Mean	SE	Model fit				
			χ^2 (p)	CFI	NFI	TLI	RMSEA
Initial intercept	3.09*	0.03	24.78 (.037)	.99	.97	.99	.03
Slope	-0.05*	0.01					

CFI=comparative fit index; NFI=normed fit index; TLI=Tucker-Lewis index; RMSEA=root mean square error of approximation; * $p<.001$.

Table 3. Determining the Number of Latent Classes according to Self-rated Health Development Trajectory

(N=698)

Categories		2-class model	3-class model	4-class model	5-class model
Model fit	AIC	8,104.20	7,988.71	7,991.44	7,990.61
	BIC	8,149.68	8,047.84	8,064.21	8,077.02
	Adjusted BIC	8,117.93	8,006.56	8,013.41	8,016.69
n (%) according to latent class	Class 1	375 (53.7)	165 (23.6)	1 (0.1)	0 (0.0)
	Class 2	323 (46.3)	310 (44.4)	328 (47.0)	231 (33.1)
	Class 3		223 (31.9)	204 (29.2)	163 (23.4)
	Class 4			165 (23.6)	12 (1.7)
	Class 5				292 (41.8)

AIC=Akaike information criterion; BIC=Bayesian information criterion.

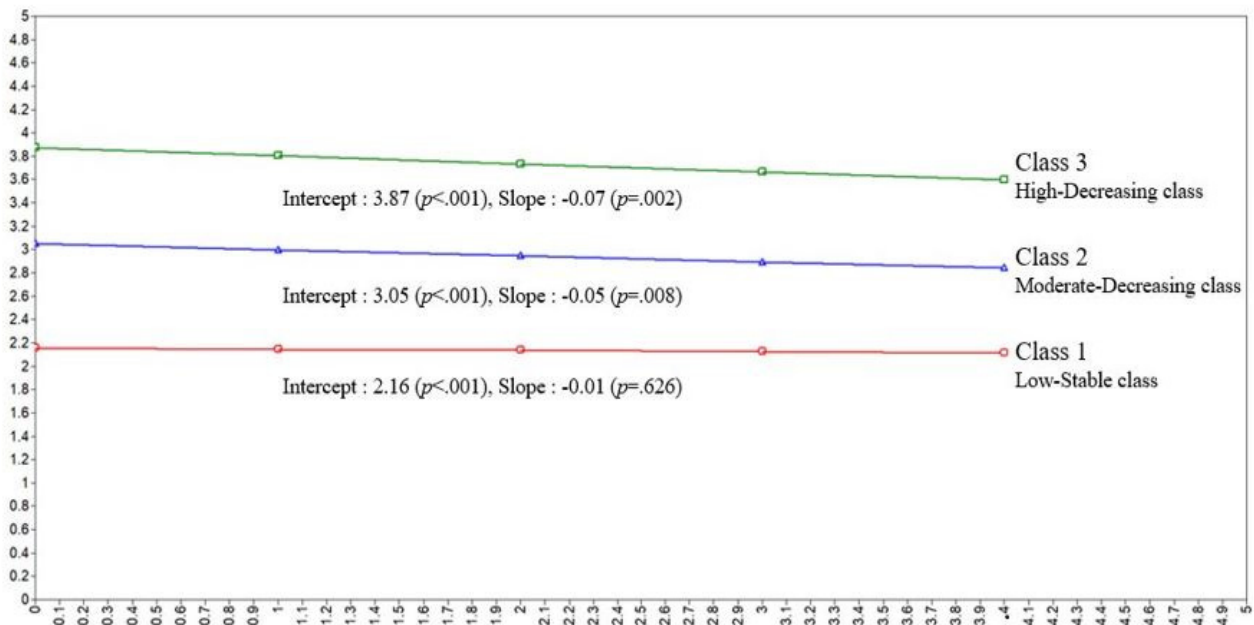


Figure 1. Latent classes of self-rated health trajectories.

group)으로 하여, 비교하는 집단에서 앞서 구분한 잠재계층을 예측하는 데 유의한 변수를 확인하였다. Durbin-Watson 통계량은 2.01로 잔차(residual)의 자기 상관(auto correlation)이 없었고, 공차한계(tolerance) .38~.96, 분산팽창요인(Variance Inflation Factor, VIF) 1.05~2.62로 독립변수들 간의 다중공선성의 문제는 없었다.

먼저 남성보다는 여성일 경우($OR=2.79$, 95% $CI=1.05\sim7.46$), 현재 경제활동을 하고 있지 않으며($OR=0.43$, 95% $CI=0.21\sim0.88$), 현재 흡연을 하고 있거나($OR=6.44$, 95% $CI=2.30\sim18.04$) 고위험음주나($OR=0.21$, 95% $CI=0.05\sim0.82$) 건강한 신체활동을 하지 않는 경우($OR=0.32$, 95% $CI=0.17\sim0.59$) ‘좋은-악화군’에 비하여 ‘나쁨-지속군’에 속할 가능성이 높았다. 또한 건강상태 측면에서는 장애($OR=3.43$, 95% $CI=1.46\sim8.04$), 만성질환($OR=14.93$, 95% $CI=1.68\sim133.02$), 우울($OR=6.51$, 95% $CI=2.67\sim15.87$), 통증이나 불편감이 있는($OR=10.03$, 95% $CI=4.94\sim20.33$) 대상자가 준거집단에 비해 ‘나쁨-지속군’에 속할 가능성이 높았다.

두 번째로, ‘좋은-악화군’에 비하여 미혼인 경우($OR=2.93$, 95% $CI=1.17\sim7.35$), 건강한 신체활동을 하지 않는 경우($OR=0.57$, 95% $CI=0.37\sim0.86$), 만성질환($OR=3.08$, 95% $CI=1.53\sim6.19$), 통증이나 불편감($OR=2.25$, 95% $CI=1.45\sim3.49$)이 있는 경우 ‘보통-악화군’에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다.

논 의

본 연구는 한국의료패널 조사 자료를 활용하여 1인가구의 주관적 건강 상태 궤적을 잠재성장곡선모형으로 확인하고, 주관적 건강 상태 발달 궤적이 상이한 잠재계층을 잠재계층성장모형으로 구분하였다. 또한 다항 로지스틱 회귀분석으로 각각의 잠재계층을 구분하는 예측 요인을 탐색하였다. 본 연구를 통해 한국의료패널 성인 1인가구 표본에서 주관적 건강 궤적에 관한 몇 가지 중요한 결과를 확인할 수 있었다.

먼저 지속적으로 1인가구를 유지하는 대상자들의 주관적 건강상태는 ‘보통’ 수준에서 출발하여 시간이 지남에 따라 점점 악화되는 것으로 나타났다. 잠재성장곡선모형으로 확인한 주관적 건강상태 궤적은 첫 해에 3.09점에서 시작하여 매년 0.05점씩 감소하였다. 이는 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study) 종단 자료(2006년~2008년)를 활용하여 전체 대상자의 주관적 건강 궤적을 탐색한 선행연구[14]에서 초기값 3.44점($p < .001$), 변화율 -0.01 ($p < .05$)로 나타난 것에 비하여 초기값이 약간 낮고, 감소 속도가 조금 더 빠른 것이었다. 추가로 분석한 2011년 한국의료패널 성인 전체 표본(13,380명)의 주관적 건강상태 초기값은 3.36점($p < .001$), 변화율은 -0.03 ($p < .001$)으로, 본 연구 표본에서도 전체 대상자 평균에 비해 1인가구의 초기 주관적 건강 상태가 더 낮고 더 빨리 나빠지는 것으로 볼 수 있다. 1인가구의 주관적 건강이 다인가구에 비해 낮다는 것은

Table 4. Multinomial Logistics Regression

(N=698)

Domains	Variables	Class 1: Low-Stable class (n=165)				Class 2: Moderate-Decreasing class (n=310)			
		OR	95% CI	Wald χ^2	p	OR	95% CI	Wald χ^2	p
Demographic · socio-economic characteristics	Age (year)	0.99	0.95~1.03	0.40	.530	1.01	0.99~1.04	0.79	.375
	Household income quantiles	1.03	0.74~1.44	0.04	.848	1.06	0.86~1.30	0.30	.583
	Gender (ref. male)	2.79	1.05~7.46	4.19	.041	1.44	0.82~2.55	1.58	.208
	Marital status (ref. experience of being married)	0.96	0.20~4.71	0.00	.958	2.93	1.17~7.35	5.22	.022
	Education								
	≤ Elementary school	0.11	0.01~1.24	3.17	.075	0.91	0.39~2.17	0.04	.838
	Middle~High school (ref. ≥ college)	0.26	0.02~2.73	1.28	.259	0.89	0.41~1.94	0.09	.769
	Economic activity (ref. inactive)	0.43	0.21~0.88	5.37	.021	0.94	0.57~1.54	0.06	.809
Health behavior	Medical security (ref. national health insurance)	1.81	0.79~4.13	1.97	.160	1.19	0.58~2.42	0.22	.639
	Current cigarette smoking (ref. no)	6.44	2.30~18.04	12.54	<.001	1.44	0.75~2.77	1.22	.270
	Excessive alcohol consumption (ref. no)	0.21	0.05~0.82	5.04	.025	0.58	0.31~1.12	2.65	.103
Health state	Healthy physical activity possible (ref. no)	0.32	0.17~0.59	13.32	<.001	0.57	0.37~0.86	6.99	.008
	Disabled (ref. no)	3.43	1.46~8.04	8.02	.005	1.45	0.70~2.99	1.01	.316
	Chronic disease (ref. no)	14.93	1.68~133.02	5.87	.015	3.08	1.53~6.19	9.95	.002
	Obesity (ref. no)	1.43	0.75~2.71	1.18	.278	0.97	0.61~1.55	0.01	.912
	Depression (ref. no)	6.51	2.67~15.87	16.96	<.001	1.96	0.92~4.19	3.01	.083
Health state	Pain/discomfort (ref. no)	10.03	4.94~20.33	40.84	<.001	2.25	1.45~3.49	12.92	<.001

Reference group=Class 3: High-Decreasing class (n=223); OR=odds ratio; CI=confidence interval; ref.=reference.

여러 횡단연구들에서 밝혀져 온 사실이다[5,12,13]. 본 연구에서는 종단 분석을 통해 1인가구는 전체 대상자에 비해 주관적 건강의 초기값이 더 낮을 뿐만 아니라 그 감소 속도 또한 더 빠른 것을 확인할 수 있었다. 다만 한국의료패널조사 원시자료에서 주관적 건강 상태는 5점 리커트 척도로 측정되어 변화율이 크지 않으므로, 지역사회에 거주하는 성인 1인가구의 건강상태 변화를 의미 있게 반영하는가에 대한 실제적 고려가 필요하다. 그럼에도 불구하고 전체 대상자에 비해 1인가구의 주관적 건강 초기값이 낮고 통계적으로 유의하게 악화되는 것을 확인

한 만큼 장기적으로 1인가구의 건강 악화를 예방할 수 있는 정책 마련에 관심을 기울일 필요가 있다.

다음은 잠재성장곡선모형으로 확인한 1인가구 전체의 평균 발달 궤적이 전반적으로 유의하게 감소하는 양상을 보였지만, 1인가구 집단 안에서 주관적 건강의 궤적이 동일하게 예측되는 것이 아니라 몇 가지 유형의 집단 특성이 나타난다는 것이다. 본 연구에서 1인가구의 주관적 건강상태 발달 궤적에 따른 잠재계층을 확인한 결과, ‘좋은-악화군’, ‘보통-악화군’, ‘나쁨-지속군’의 3개 잠재계층으로 구분되었다. 이와 같이 1인가구

집단이 크게 세 가지 유형으로 구분되기는 했지만, 시간의 흐름에 따른 기울기의 크기가 크지 않아 1인가구의 주관적 건강 상태의 변화가 그다지 역동적이지 않다는 것을 알 수 있다. 각 잠재계층은 각각 주관적 건강상태가 좋음, 보통, 나쁨에서 시작하여 5년 동안 약간 나빠지거나, 변화 없이 유지하는 특성을 나타내었다.

이러한 결과는 두 가지 측면에서 해석될 수 있다. 첫째는 ‘주관적 건강’이라는 변수 자체의 안정적인(stable) 특성 때문이다. Bailis 등[8]의 연구에서, 이전의 주관적 건강 값은 다른 모든 변수들이 통제된 후에도 2년 후 주관적 건강 값의 가장 강력한 예측 변수였을 뿐만 아니라 독립적인 예측 변수였으며, 이는 다른 10년 코호트 연구에서도 마찬가지였다[27]. 또 다른 이유는 본 연구에서 대상으로 한 1인가구가 형성되는 근본적인 원인에 있다. 최근 확산된 1인가구는 초혼 연령이 높아져 발생한 미혼 독신가구(자발적 1인가구), 이혼이나 별거에 따른 단독가구, 고령화사회에 기인한 노인 단독가구, 교육 및 취업을 위해 원 가족과 떨어진 독립가구의 형태로 형성되기 때문에[1,4], 1인가구를 유지하는 동안에는 일반적으로 개인의 일상생활에 변화가 거의 없을 가능성이 높다. 따라서 건강에 대한 자기 인식 또한 좋거나, 그저 그렇거나, 나쁜 상태로 큰 변동이 없었던 것이라고 해석할 수 있다.

잠재계층을 구분하는 예측 요인을 탐색한 결과는, 1인가구 중 특히 건강상태가 나쁜 대상자에 집중해야 하는 하나의 근거를 제시하고 있다. 구분된 잠재계층을 구체적으로 살펴보면, 주관적 건강이 좋은 상태였다가 낮아지는 준거 집단에 비해 만성질환, 통증 및 불편감이 있을수록 보통이었다가 나빠지는 군에 속할 가능성이 높았다. 또한 준거집단에 비해 장애나 만성질환, 우울, 통증 및 불편감이 있을수록 주관적 건강이 나쁜 상태로 지속되는 군에 속할 가능성이 높았다. 인구사회학적 요인이나 건강 행위 변수에 비해 건강상태 변수들의 영향력이 큰 것은, 질환으로 인한 건강상태 자체가 자신의 건강을 인지하는 가장 큰 요소라는 Kaplan과 Baron-Epel [10]의 연구결과와 일치한다. 게다가 만성질환 유무가 주관적 건강상태의 초기값과 변화율에 모두 영향을 미쳤으며 잠재성장 조건부 모형의 예측 요인들 중 상대적 영향력이 가장 크게 나타났다는 Kwon [14]의 연구결과와도 일맥 상통한다. 또한 본 연구결과는 우울할수록 주관적 건강이 좋지 않고[15-17], 기능적 장애가 있을수록 주관적 건강이 낮다는 선행연구[9]와도 동일한 결과를 나타냈다. Mantyselka 등[22]의 연구결과에 의하면 만성 통증의 횟수와 강도는 주관적 건강에 독립적인 관련 요인이다. Kaplan과 Baron-Epel [10]이 밝혀낸 바와 같이 만성질환이나 기능장

애가 있는 사람들은 질병이 없는 대상자들에 비해 주관적 건강을 보고함에 있어 상대적으로 통증의 영향을 크게 받기 때문에, 본 연구에서도 다른 요인들에 비해 만성질환과 통증으로 인한 영향이 큰 것으로 나타난 것으로 보인다. 이상의 결과는 만성질환, 통증, 우울, 장애 등 건강 상태가 좋지 않은 1인가구를 조기에 발견하여 적절하게 개입해야 한다는 점을 시사한다.

건강 행위에 있어서는, 현재 흡연을 할수록 ‘좋은-악화군’에 비해 ‘나쁨-지속군’에 속할 가능성이 높았고, 고위험 음주를 하지 않을수록 ‘좋은-악화군’에 비해 ‘나쁨-지속군’에 속할 가능성이 높았다. 흡연과 고위험 음주는 ‘좋은-악화군’과 ‘보통-악화군’을 구분하는 예측 요인으로서 통계적 유의성이 없었다. 건강 신체활동을 하는 대상자일수록 ‘나쁨-지속군’이나 ‘보통-악화군’보다는 ‘좋은-악화군’에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 연구결과는 주관적 건강이 건강신체활동과 정적인 관계가, 흡연과는 부적인 관계가 있다는 선행연구결과[12]와 일치하였다. 고위험음주에 대해서는, 국내에서 음주량이 많을수록 주관적 건강 인식이 좋은 것으로 나타났던 연구[17]와 유사한 결과가 나온 바, 관대한 음주 문화와 같은 사회적 건강 관념과 관련이 있는 것으로 해석할 수 있다. 주관적 건강을 평가함에 있어 건강 행위는 상대적으로 중요하지 않고, 질환과 같은 신체적인 측면과 기능, 대처가 더 중요하다는 주장도 제기되었기에[11] 향후 건강 행위와 주관적 건강에 대한 추가적인 연구가 필요하다.

본 연구에서는 잠재계층 구분에 영향을 미치는 요인으로 연령, 소득이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 또한 성별이나 결혼 여부는 잠재계층을 구분하는 데 있어 일부 유의한 변수로 나타났다. 이와 같은 인구사회화적인 변수들은 선행 연구들에서도 주관적 건강에 영향을 미치는 요인으로 제시되어 왔으나, 그 결과에 있어서는 일관되지 못하였다[14,28]. 인구사회학적 변수들이 건강 궤적에 미치는 영향에 있어서 생애 주기 별로 영향의 방향성과 크기에 차이가 있기 때문에[14], 전체 성인을 대상으로 한 본 연구에서는 잠재계층 구분을 예측하는 요인으로 통계적으로 유의하지 않거나 일부 영향만 나타났을 수 있다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서 나타난 1인가구의 잠재계층성장분석의 결과는 경험적 자료에 기반한 사후적 유형이다. 표본의 특성에 따라 잠재계층 유형의 수와 특성이 달라질 수 있기에, 다른 여러 표본자료에서도 본 연구의 결과와 유사한 잠재계층 유형이 나타날 수 있는지에 대한 추가적인 검토가 필요하다. 특히 본 연구의 표본인 2011년 한국의료패널 자료는 2010년 인구주택총조사 결과[29]와 비교하여

상대적으로 여성의 비율이 높고, 고연령인 특성이 있었다. 따라서 본 연구결과를 일반화할 때 주의를 기울여야 하며, 연구결과 해석 시에 표본의 특성을 고려할 필요가 있다. 둘째, 본 연구의 종속변수인 주관적 건강은 개인이 주관적으로 인식한 건강이므로, 1인가구의 실제적인 건강상태를 파악하기 위해서는 다른 객관적인 지표들과의 상관관계를 확인할 필요가 있다. 셋째, 본 연구에서는 초기의 예측요인으로 인한 궤적의 변화만을 살펴보았기에, 시간에 흐름에 따른 예측 요인의 변화(예를 들어, 새로운 질환의 진단 등)로 인한 궤적의 영향 또한 살펴볼 필요가 있다. 마지막으로, 본 연구에서는 연구대상을 5년 동안 1인가구를 유지한 대상으로 제한하였기 때문에, 가구 형태의 변화가 대상자의 주관적 건강 상태에 미치는 영향을 살펴볼 수 없었다. 혼인 상태 변화, 분가 또는 합가, 독립 등으로 인한 가구 형태 변화 자체가 가족 구성원의 건강에 미치는 영향을 종단적 연구를 통해 탐색해 볼 필요가 있다.

이와 같은 제한점에도 불구하고 본 연구는 1인가구를 지속적으로 유지한 대상자들의 주관적 건강상태의 변화를 종단 조사 자료를 활용하여 확인함으로써, 1인가구 주관적 건강에 대한 선행연구결과들을 지지하였다. 또한 주관적 건강 상태 발달 궤적이 상이한 잠재계층을 구분하고, 잠재계층을 구분하는 예측 요인까지 살펴보았다는 데에 의의가 있다.

결론 및 제언

본 연구는 2011~2015년 한국의료패널조사 자료를 이용하여 5개년동안 1인가구를 유지한 대상자들의 주관적 건강의 변화를 살펴보고, 주관적 건강 궤적이 상이한 잠재계층을 구분하며, 잠재계층을 구분하는 예측 요인을 분석하고자 실시되었다. 본 연구를 통해 1인가구를 지속적으로 유지하고 있는 대상자들의 경우, 주관적 건강이 시간이 지남에 따라 통계적으로 유의하게 악화되고 있는 것을 확인할 수 있었다. 또한 1인가구의 주관적 건강 변화 양상에 따라 궤적이 상이한 3개의 잠재계층(‘높음-악화군’, ‘보통-악화군’, ‘낮음-지속군’)으로 구분하였다. 잠재계층을 구분하는 예측 요인 중 초기의 건강상태가 좋지 않을수록 주관적 건강이 보다 나쁜 군에 속할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 따라서 1인가구 중 특히 건강상태가 좋지 않은 대상자들을 스크리닝하고 이들을 위한 맞춤형 건강관리 방안을 마련한 필요가 있다. 현 시대 가장 주된 가구 형태로 자리 잡은 1인가구의 건강에 좀 더 관심을 기울이고, 본 연구를 통해 확인한 1인가구의 잠재계층별 특성을 고려하여 1인가구 건강관리를 위한 간호중재를 개발해야 할 것이다.

REFERENCES

1. Byun M. Single person household and urban policy in Seoul. *Korean Journal of Culture and Social Issues*. 2015;21(3):551-573.
2. Statistics Korea. 2015 pupulation and housing census result [Internet]. Daejeon: Statistics Korea. 2016 [cited 2019 Jan 24] Available from: http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/3/index.board?bmode=read&aSeq=356062&pageNo=&rowNum=10&amSeq=&sTarget=&sTxt=
3. Organisation for Economic Co-operation and Development. OECD Family Database 2013 [Internet]. Paris: Organisation for Economic Co-operation and Development. 2013 [cited 2019 Jan 24] Available from: www.oecd.org/social/family/database
4. Yeung WJ, Cheung AK. Living alone: One-person households in Asia. *Demographic Research*. 2015;32(40):1099-1112. <https://doi.org/10.4054/DemRes.2015.32.40>
5. Kang EN, Lee MH. Single-person households in South Korea and their policy implications. *Health and Welfare Policy Forum*. 2016;234:47-56.
6. Kang ET, Kang JK, Ma KR. Subjective well-being of one-person households: Focus on non-married and married one-person households. *Journal of Social Science*. 2016;27(1):3-23. <https://doi.org/10.16881/jss.2016.01.27.1.3>
7. Park BY, Kwon HJ, Ha MN, Burm EA. A comparative study on mental health between elderly living alone and elderly couples: Focus on gender and demographic characteristics. *Journal of Korean Public Health Nursing*. 2016;30(2):195-205. <https://doi.org/10.5932/JKPHN.2016.30.2.195>
8. Bailis DS, Segall A, Chipperfield JG. Two views of self-rated general health status. *Social Science & Medicine*. 2003;56(2):203-217. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(02\)00020-5](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(02)00020-5)
9. Benyamini Y, Idler EL, Leventhal H, Leventhal EA. Positive affect and function as influences on self-assessments of health: Expanding our view beyond illness and disability. *The Journals of Gerontology: Series B*. 2000;55(2):107-116. <https://doi.org/10.1093/geronb/55.2.P107>
10. Kaplan G, Baron-Epel O. What lies behind the subjective evaluation of health status?. *Social Science & Medicine*. 2003;56(8):1669-1676. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(02\)00179-X](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(02)00179-X)
11. Simon JG, De Boer JB, Joung IMA, Bosma H, Mackenbach JP. How is your health in general? A qualitative study on self-assessed health. *European Journal of Public Health*. 2005;15(2):200-208. <https://doi.org/10.1093/eurpub/cki102>
12. Ha JK, Lee S. The effect of health-related habitual consumption and lifetime on subjective health of one person households: Focusing on comparison between non-one person. *Family and Environment Research*. 2017;55(2):141-152. <https://doi.org/10.6115/fer.2017.011>

13. Kim EG, Park SK. Comparison of health behaviors, disease prevalence between one-person women and multiple households women in Korea. *Journal of Korean Public Health Nursing*. 2016;30(3):483-494.
<https://doi.org/10.5932/JKPHN.2016.30.3.483>
14. Kwon T. Trajectories of self-rated health and its predictors: Focus on life span. *The Korean Journal of Humanities and the Social Sciences*. 2011;35(4):203-231.
15. McAvay G, Rodin J. Determinants of change in perceived health in a longitudinal study of older adults. *Journal of Gerontology*. 1992;47(6):373-384.
<https://doi.org/10.1093/geronj/47.6.P373>
16. Han B. Depressive symptoms and self-rated health in community-dwelling older adults: A longitudinal study. *Journal of the American Geriatrics Society*. 2002;50(9):1549-1556.
<https://doi.org/10.1046/j.1532-5415.2002.50411.x>
17. Kim JS, Cho B. Association between self-perceived health status and health related behavior in routine health examinees. *Korean Journal of Family Medicine*. 2010;31(9):688-696.
<https://doi.org/10.4082/kjfm.2010.31.9.688>
18. Abu-Omar K, Rutten A, Robine JM. Self-rated health and physical activity in the European Union. *Social and Preventive Medicine*. 2004;49(4):235-242.
<https://doi.org/10.1007/s00038-004-3107-x>
19. Ha Y, Park H. Association between obesity and self-rated health in Korean males and females. *Journal of Korean Biological Nursing Science*. 2012;14(3):203-211.
<https://doi.org/10.7586/jkbns.2012.14.3.203>
20. Korean Ministry of Health & Welfare. Korean Institute for Health and Social Affairs. Social security factbook 2017. Sejong: Korean Ministry of Health & Welfare; 2017 Dec. Report No.: 11-1352000-001385-10.
21. Kim YS, Yang YJ, Park HK, Kim JW. Development of physical activity guidelines and self-prescription guides for Korean. Research Report. Seoul: Korean Health Promotion Foundation; 2012 Nov. Report No.: Health Promotion Research Project 12-37.
22. Mäntyselkä PT, Turunen JH, Ahonen RS, Kumpusalo EA. Chronic pain and poor self-rated health. *The Journal of the American Medical Association*. 2003;290(18):2435-2442.
<https://doi.org/10.1001/jama.290.18.2435>
23. World Health Organization. The Asia-Pacific perspective: Redefining obesity and its treatment [Internet]. Sydney: Health Communications Australia. 2000 [cited 2019 Jan 23]. Available from:
https://apps.who.int/iris/bitstream/handle/10665/206936/0957708211_eng.pdf?sequence=1
24. Duncan TE, Duncan SC, Strycker LA. An introduction to latent variable growth curve modeling: Concepts, issues, and applications. 2nd ed. New York: Routledge; 2006. 261 p.
25. Jung T, Wickrama KAS. An introduction to latent class growth analysis and growth mixture modeling. *Social and Personality Psychology Compass*. 2008;2(1):302-317.
<https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2007.00054.x>
26. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. 4th ed. New York: Guilford publications; 2016. 445 p.
27. Sirola J, Tuppurainen M, Rikkonen T, Honkanen R, Koivu-maa-Honkanen H, Kroger H. Correlates and predictors of self-rated health and ambulatory status among elderly women: Cross-sectional and 10 years population-based cohort study. *Maturitas*. 2010;65(3):244-252.
<https://doi.org/10.1016/j.maturitas.2009.11.014>
28. Roberts G. Age effects and health appraisal: A meta-analysis. *The Journals of Gerontology: Series B*. 1999;54B(1):S24-S30.
<https://doi.org/10.1093/geronb/54B.1.S24>
29. Statistics Korea. 2010 population and housing census result [Internet]. Daejeon: Korea Statistics. 2011 [cited 2019 Jan 24]. Available from:
http://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/1/10/1/index.board?bmode=read&aSeq=249070