

# 노인의 장애 및 주관적 건강의 남녀차이와 사회경제적 요인의 영향

전경숙, 장숙량<sup>1,2)</sup>, 이선자<sup>3)</sup>

동서대학교 보건의료계열 간호학과, 서울대학교 보건환경연구소<sup>1)</sup>,  
Department of Society, Human Development and Health, Harvard School of Public Health<sup>2)</sup>, 서울대학교 보건대학원<sup>3)</sup>

## The Impact of Socioeconomic Factors on the Gender Differences of Disability and Subjective Health Among Elderly Koreans

Gyeong-Suk Jeon, Soong-Nang Jang<sup>1,2)</sup>, Seon-Ja Rhee<sup>3)</sup>

Department of Nursing, Division of Health Science, Dongseo University, Institute of Health and Environment, Seoul National University<sup>1)</sup>, Department of Society, Human Development and Health, Harvard School of Public Health<sup>2)</sup>, Graduate School of Public Health, Seoul National University<sup>3)</sup>

**Objectives :** Research on the gender differences of health among older Korean people has been limited compared with the research for other stages of life. This study first examined the patterns and magnitude of the gender differences of health in later life. Second, we examined the gender differences in the health of older men and women that were attributable to differing socioeconomic conditions.

**Methods :** Using the nationally representative 2005 Korean National Health and Nutrition Examination Survey, the gender differences in disability and subjective poor health were assessed by calculating the age adjusted and gender-specific prevalence. Logistic regression analyses were used to assess if the differences between the men and women for health could be explained by differential exposure to socioeconomic factors and/or the differential vulnerability of men and women to these socioeconomic factors.

**Results :** Our results indicated that older women were

more likely than the men to report disability and poor subjective health. The health disadvantage of older women was diminished by differential experiences with socioeconomic factors, and especially education. The differences shrink as much as 43.7% in the case of disability and 35.4% in the case of poor subjective health by the differential exposure to educational attainment. Any differential vulnerability to socioeconomic factors was not found between the men and women, which means that socioeconomic factors may have similar effect on health in both genders.

**Conclusions :** Differential socioeconomic experience and exposure between the men and women might cause gender difference in health in old age Koreans.

*J Prev Med Public Health 2009;42(3):199-207*

**Key words :** Elderly, Disability, Subjective health, Gender, Socioeconomic factors, Education

## 서론

‘남성은 여성보다 더 많이 사망하는 반면 여성은 남성보다 더 많이 질병으로 고생한다’는 남녀 건강차이에 대한 역설(gender paradox)은 서구사회에서 1970년대에서 1980년대에 걸쳐 널리 논의되어 왔다. 사망과 유병의 두 가지 측면의 역설 중 사망에 있어서의 성별양상에는 아직까지 이견이 없지만 [1], 유병의 경우 최근 유럽

연구 결과에서 좀 더 복잡한 양상을 보인다. 여성이 상대적으로 불리하게 나타나는 유병수준의 성별차이 양상은 기존 역설에 의한 추정보다 미미할 수 있으며 유병의 성별차이는 측정된 건강결과 및 생애단계에 따라 다르게 나타나 기존 역설에 의문이 제기되고 있다 [2-4]. 특히 주관적 불건강의 성별차이는 연령증가와 함께 감소하거나 오히려 역전되어 남성이 더 불건강한 패턴을 보이기도 한다 [2-4]. 한

편, 우리나라는 이와 달리 유병수준에 있어서 과거 성별차이 양상이 여전히 적용되는 것으로 보인다. 출생 시 기대여명을 보면 여성은 82세, 남성은 75세로 OECD 국가들 중 남녀 기대여명차이가 가장 큰 국가에 속하는 한편 [5], 2005년 국민건강영양조사에 기초하여 산출된 건강수명은 남녀가 비슷한 수준에 있다 [6]. 즉, 우리나라 여성은 남성에 비해 사망률이 낮아 오래 살지만, 남성보다 오랜 기간 질병으로 고생하며 건강하지 못한 삶을 보내고 있는 것이다.

남성과 여성의 건강격차에 대한 설명은 주로 건강에 영향을 주는 다양한 삶의 조건(사회경제적 요인, 물질적 자원 등) 차이와 성역할에 따른 상이한 심리적 경험에 초점을 두고 논의되어 왔다 [7,8]. 여성은 일반적으로 남성에 비해 하위 직종에 종사하거나 고등교육의 기회가 적거나 경제적으로도 낮은 위치에 있는 등, 사회 내 여성과 남성은 다른 구조적 위치에 있다 [2]. 따라서 최근 수십 년간 이루어진 여성의 건강수준 향상을 여성의 사회경제적 지위 향상 때문이라고 설명하기도 한다 [2,9]. 그러나 유병수준의 성별차이 양상과 이에 대한 사회경제적 요인의 기여는 나라마다 다를 수 있다. 따라서 성별 건강차이 양상 및 성별 건강차이에 대한 사회적 설명을 일반화하기 위해선 서로 다른 시기에, 다양한 사회에서 다양한 연령 그룹을 대상으로 연구가 이루어져야 할 필요가 있다 [4]. 최근의 국내 연구에서는 젊은 연령(25-44세)에 비해 장년층(45-64세)에서 건강의 성별차이가 컸으며 사회적 요인의 기여정도 또한 연령 그룹 및 건강결과에 따라 각기 달랐다 [10]. 노인은 건강의 성별차이 관련 연구가 축적된 서구 유럽에서도 상대적으로 소홀히 다루어진 경향인데, 제한적으로 이루어진 노인대상 연구에서 남녀노인의 유병차이는 매우 미미하게 나타났으며 [2,11] 여성노인의 사회구조적 불리함을 고려했을 때 주관적 건강의 성별차이는 역전되었으며 장애의 성별차이는 사라졌다 [2].

노년기 이전 생애에서 경험하는 사회경제적 위치에 있어서의 성별 차이는 노년기 동안의 건강과 안녕에 누적적으로 영향을 미친다 [12]. 고용에서 퇴직까지, 결혼에서 사별까지 사회경제적 경험과 사회적 위치 및 역할의 변화는 노년이 되어서도 남성과 여성에 따라 다르다. 여성은 남성에 비해 빈곤할 확률이 높으며 특히 여성의 빈곤화 경향은 노년기에 집중되고 있다 [13]. 게다가 남성노인은 약 20%가 사별 상태인 반면, 여성노인은 절반 이상이 사별 상태이다. 유배우인 경우 일반적으로 이혼, 별거 및 사별에 비해 건강하다는 것은 잘 알려져 있다. 또한 사별의 부정적 영향은 연령이 증가할수록 줄어들며 여성보

다 남성에서 더 부정적으로 영향하며 성별 차이가 발견되고 있다 [14]. 예상되는 사회구조적 요인의 누적 효과 외에도 고령인구는 남녀 성비의 불균형이 가장 큰 인구 집단이며 보건의료 서비스 요구가 가장 큰 집단이다. 65세 이상 전체 노인 중 여성이 남성보다 약 48% 더 많으며, 이러한 차이는 연령 증가와 함께 커져 80세 이상 노인에서는 여성노인이 남성노인의 약 2.4배에 이른다 [15]. 그러므로 남녀노인의 건강격차가 과연 사회구조적으로 여성노인이 처하는 불리한 위치 차이 때문이지를 탐색하는 작업은 필수적이다. 그러나 국내 건강의 성별차이 연구에서 노인은 거의 다루어지지 않았다.

성(gender)은 생물학적 사회적 측면 모두를 포함하고 있기 때문에 성별 건강격차에는 생물학적, 사회적 측면이 같이 기능한다 [16]. 성별 건강격차에 대한 사회적 관점의 접근에는 주로 두 가지 가설에 의해 검증되고 있다 [8]. 하나는 건강을 돕는 물질적, 사회적 요인들에 대한 접근 또는 노출에 있어서 경험하는 남녀 차이가 건강의 성별 차이를 가져온다는 것이다 (differential exposure hypothesis). 다른 하나는 이러한 사회적 요인에 여성은 남성과 달리 반응하는 것이 건강의 성별차이에 기여한다는 것이다 (differential vulnerability hypothesis). 따라서, 본 연구는 우리나라 노인을 대상으로 첫째, 노년기 신체적 장애 및 주관적 불건강 수준의 성별차이의 크기와 특성을 살펴보고 둘째, 남녀 노인의 사회경제적 위치 및 경험에 있어서의 차이가 노인의 장애 및 주관적 불건강 수준의 성별차이에 얼마나 기여하는지를 탐색하고자 하였다. 셋째는 장애와 주관적 불건강의 사회경제적 요인의 영향에 있어서 남녀 차이가 존재하는지를 확인하고자 하였다.

## 연구방법

### 1. 분석 자료 및 대상

연구 자료는 보건복지가족부와 보건사회연구원원이 공동으로 실시한 『2005년 국민건강·영양조사』 자료를 이용하였다. 국민건강영양 조사는 13개 지역층(1개의

특별시, 6개의 광역시와 6개 도)의 행정구역(동·읍·면)과 주거종류(아파트, 일반주택)를 층화기준으로 하여 600개의 조사구를 선정하고 각 조사구 내에서 20-26 표본가구를 선정 13,345가구를 대상으로 조사하였으며 조사 완료가구는 12,001가구(조사 완료율 89.9%)였다 [17]. 국민건강·영양조사는 질병예의 이환여부, 활동제한, 사고로 인한 손상, 의료이용 등을 조사한 ‘건강면접조사’, 음주, 흡연 등의 ‘보건의식행태 조사’, ‘검진조사’ 및 ‘영양조사’로 이루어졌으며 본 연구는 면접조사원에 의해 조사된 ‘건강면접조사’ 자료를 이용하였다.

본 연구는 건강면접조사의 19세 이상 성인 대상자(25,486명; 조사완료율 98.8%) 중 65세 이상 노인 3,730명을 대상으로 하였으며 최종 분석대상은 일상생활활동제한(74), 주관적 건강상태(1), 교육수준(2), 가구소득(7), 결혼상태(1) 등 주요 변수에 있어서의 결측 케이스(84명)를 제외한 3,645명으로 하였다.

### 2. 측정 변수

종속변수인 건강상태는 일상생활 활동제한, 주관적 건강으로 측정하였다. 주관적 건강상태는 전반적인 건강수준을 나타내는 지표로서 유병과 사망을 예측하는데 신뢰성과 정확성이 입증된 지표로 알려져 있으며 [18] 성인 및 노인을 대상으로 한 성별 건강차이를 규명한 국내·외 연구 [2]에서 흔히 사용된 지표이다. 연구에 사용된 주관적 건강상태 질문은 “당신의 건강은 대체로 어떠하다고 생각하십니까?”에 대한 질문에 1) 매우건강하다, 2)건강하다, 3)보통이다, 4)약간 나쁘다, 5)매우 나쁘다의 응답으로 구성되었다. ‘약간 나쁘다’ 또는 ‘매우 나쁘다’ 고 응답한 노인을 건강상태가 좋지 않은 불건강 집단으로 하고 나머지 응답의 경우를 건강한 집단으로 하였다. 일상생활 활동제한 또한 노인대상 성별 건강차이를 규명하는 연구 [2]에 흔히 사용되는 지표이며 본 연구는 대한노인병학회의 한국형 일상생활활동 측정도구(K-ADL, Korean Activities of Daily Living) [20]에 의한 측정 결과를 이용하였

다. 일상생활 활동 목록은 옷 입기, 세수하기, 목욕하기, 식사하기, 침상 밖으로 이동하기, 화장실 사용하기, 대소변 조절하기의 7가지 문항으로 구성되었으며 각각의 문항에는 1)도움 없이 혼자 할 수 있다, 2)부분적으로 도움이 필요하다, 3)전적으로 도움에 의존 한다의 3가지 응답 선택이 주어졌다. 본 연구는 제시된 7개 항목의 일상생활 활동을 수행하는데 어느 한 가지 영역이라도 부분적 도움 및 완전도움을 받는 경우를 일상생활활동 제한이 있는 것으로 하였다.

사회경제적 요인 변수로는 교육수준, 가구소득, 및 주택소유여부를 포함하였다. 교육수준은 무학, 초졸, 중졸, 고졸이상으로 구분하였으며 고졸이상을 준거집단으로 하였다. 가구소득은 자가보고 형식으로 조사된 월 가구소득에 대하여 가구원수를 보정한 등가소득(equivalent income)을 산출하기 위하여 가구균등화지수(equivalent scale)를 적용하였다. 본 연구에서는 OECD 국가 간 비교에서 사용하는 가구균등화지수 0.5를 사용하였다. 이렇게 계산된 등가소득을 4분위로 나누었으며 최상위 분위를 준거집단으로 삼았다. 노인의 사회경제적 지표의 하나로 사용되는 주택소유여부 [2]는 자가와 세입/무상으로 구분하였다.

연령, 결혼 및 가구유형은 보정변수로 하였으며 결혼 및 가구유형은 1) 노인부부만, 2) 노인부부와 자녀, 부모 등과의 동거, 3) 혼자된 노인과 자녀, 부모 등 가족과의 동거, 4) 독거로 구분하였다.

### 3. 분석방법

남녀노인의 건강차이 크기와 특성을 살펴보기 위해 연령표준화 유병율, 사회경제적 요인 분포 및 사회경제적 요인에 따른 연령표준화 유병율을 남녀별로 제시하였으며 남녀차이의 유의성을 검정하였다. 사회경제적 요인이 건강의 젠더차이를 얼마나 설명하는지를 규명하기 위해 Model I(젠더, 연령, 결혼 및 가구유형), Model II(Model I+교육수준), Model III(Model I+가구소득), Model IV(Model I+주택소유 여부), Model V(Model I+교육수준, 가구소득, 주택소유 여부)의 다변량 로지스

**Table 1.** Age-adjusted, gender-stratified prevalence of ADL disability and self-rated health as 'poor' among older people aged 65 years or over (N=3,645) in the 2005 Korean National Health Examination and Nutrition Survey (KNHENS)

|                                       | Men<br>no.(%) | Women<br>no.(%) | ADL disability    |       |      | Self-rated health as 'poor' |       |      |
|---------------------------------------|---------------|-----------------|-------------------|-------|------|-----------------------------|-------|------|
|                                       |               |                 | Men               | Women | All  | Men                         | Women | All  |
| Prevalence                            |               |                 | 14.6              | 19.1  |      | 44.6                        | 60.6  |      |
| Age                                   |               |                 |                   |       |      |                             |       |      |
| 65 - 69                               | 672 (46.1)    | 818 (37.4)      | 7.3 <sup>+</sup>  | 11.4  | 9.6  | 36.8 <sup>+</sup>           | 56.7  | 47.7 |
| 70 - 74                               | 416 (28.5)    | 608 (27.8)      | 11.6              | 14.9  | 13.3 | 42.8 <sup>+</sup>           | 64.1  | 55.5 |
| 75 - 79                               | 205 (14.1)    | 425 (19.4)      | 23.9              | 26.1  | 24.8 | 55.6 <sup>+</sup>           | 66.4  | 62.9 |
| 80 - 84                               | 117 (8.0)     | 209 (9.6)       | 24.8              | 33.2  | 30.4 | 51.3                        | 61.2  | 57.7 |
| 85 +                                  | 48 (3.3)      | 127 (5.8)       | 40.0 <sup>+</sup> | 57.5  | 53.1 | 66.7                        | 51.2  | 55.4 |
| Marital status and Living arrangement |               |                 |                   |       |      |                             |       |      |
| Living couple only                    | 848 (58.2)    | 560 (25.6)      | 15.4              | 18.1  | 16.1 | 43.1 <sup>+</sup>           | 64.9  | 51.8 |
| Living couple and others              | 432 (29.6)    | 241 (11.0)      | 16.3              | 23.7  | 18.0 | 48.6 <sup>+</sup>           | 68.3  | 55.4 |
| Widowed but living with others        | 85 (5.8)      | 775 (35.4)      | 9.1 <sup>+</sup>  | 21.6  | 20.3 | 36.6 <sup>+</sup>           | 56.6  | 54.5 |
| Living alone                          | 93 (6.4)      | 611 (27.9)      | 11.6              | 16.1  | 15.7 | 49.3                        | 60.9  | 60.0 |
| Educational attainment                |               |                 |                   |       |      |                             |       |      |
| High or over                          | 451 (30.9)    | 146 (6.7)       | 12.7              | 13.3  | 12.7 | 32.6 <sup>+</sup>           | 41.5  | 34.9 |
| Middle school                         | 244 (16.7)    | 135 (6.2)       | 17.4              | 14.2  | 16.1 | 45.1                        | 46.5  | 46.0 |
| Elementary school                     | 543 (37.2)    | 838 (38.3)      | 14.0              | 18.4  | 16.5 | 50.1 <sup>+</sup>           | 63.2  | 58.2 |
| Uneducated                            | 220 (15.1)    | 1,068 (48.8)    | 18.7              | 21.0  | 20.5 | 53.4 <sup>+</sup>           | 63.6  | 61.9 |
| Equivalent household income           |               |                 |                   |       |      |                             |       |      |
| Highest 25%                           | 374 (25.7)    | 521 (23.8)      | 9.8 <sup>+</sup>  | 19.9  | 15.2 | 36.2 <sup>+</sup>           | 50.2  | 43.8 |
| 2nd 25%                               | 368 (25.2)    | 505 (23.1)      | 13.2 <sup>+</sup> | 19.3  | 15.9 | 40.4 <sup>+</sup>           | 60.0  | 51.2 |
| 3rd 25%                               | 403 (27.6)    | 548 (25.1)      | 18.7              | 22.6  | 20.9 | 51.4 <sup>+</sup>           | 64.8  | 59.1 |
| Lowest 25%                            | 313 (21.5)    | 613 (28.0)      | 16.6              | 19.6  | 17.7 | 50.8 <sup>+</sup>           | 66.6  | 61.1 |
| Home ownership                        |               |                 |                   |       |      |                             |       |      |
| Owned                                 | 1,229 (84.3)  | 1,618 (74.0)    | 14.6 <sup>+</sup> | 17.8  | 16.5 | 43.3                        | 58.3  | 51.3 |
| Rent or government subsidiary         | 229 (15.7)    | 569 (26.0)      | 16.1 <sup>*</sup> | 22.6  | 20.7 | 52.0                        | 66.9  | 62.2 |
| N=                                    | 1,458         | 2,187           |                   |       |      |                             |       |      |

<sup>+</sup>p<0.05, <sup>\*</sup>p<0.01 for difference between men and women

틱 회귀분석을 단계적으로 수행하였다. 동시에 각각의 요인이 건강의 젠더차이에 얼마나 기여하는지를 각각의 사회경제적 요인을 모델에 포함하기 전과 이후의 성간 odds ratio의 변화율[OR 보정 전-OR 보정 후]/(OR 보정 전-1)X100]을 계산하여 제시하였다 [21]. 마지막으로 장애 및 주관적 불건강의 사회경제적 요인의 영향의 크기 및 방향이 남녀에 따라 다른지를 탐색하기 위하여 여성과 남성을 따로 하여 회귀분석을 수행하였다. 또한 이러한 영향 및 반응의 정도와 방향이 남녀 모델에 따라 유의하게 다른지를 확인하기 위하여 남녀 로짓계수(logit coefficients)의 Wald Chi-square test를 실시하였다[22].

독립변수들 간 다중공선성 여부를 검정한 결과 모든 독립변수들의 VIF (variance inflation factor)는 1.434 이하로 확인되어 다중공선성의 우려는 배제할 수 있었다. 모든 회귀분석 모형은 Hosmer-Lemeshow 모형 적합도 검정 결과 예측값과 관찰값의 차이가 유의하지 않은 것으로 나타났다. 통계분석 시에는 표본추출률과 완료율을 보정하기 위한 가중치를 부여하였으며 통

계 프로그램은 SPSS ver. 12.0 과 SAS ver. 9.1을 이용하였다.

## 결 과

### 1. 장애 및 주관적 불건강의 성별차이 크기와 특성

Table 1은 본 연구 대상 남녀노인의 인구학적, 사회경제적 분포와 장애 및 주관적 불건강의 유병수준을 나타낸 것이다. 기대한 바와 같이 여성노인은 일반적으로 남성노인에 비해 나이가 많았으며 대부분의 남성노인(87.8%)이 배우자와 함께 사는 반면 많은 여성노인은 사별하여 자녀와 같이 살거나(35.4%) 혼자 사는 경우(27.9%)에 해당하였으며 배우자와 함께 사는 경우는 단지 36.6%에 불과하였다. 여성노인은 남성노인에 비해 낮은 교육수준에 분포하였다. 남성노인의 47.6%가 중졸이상의 학력에 있었으나 여성노인의 12.9%만이 중졸이상이었으며 무학 여성노인은 48.8%나 되었다. 또한 주요 사회경제적 지표이며 물질적 자원의 하나인 가구소득에 있어서도 여성노인은 최하위 가구소득에

**Table 2.** Adjusted odds ratios (95% confidence intervals) of ADL disability among people aged 65 years or older (N=3,645) in the 2005 Korean National Health Examination and Nutrition Survey (KNHENS)

|                                       | Model I           | Model II          | Model III         | Model IV          | Model V           |
|---------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Gender                                |                   |                   |                   |                   |                   |
| Men                                   | 1.00              | 1.00              | 1.00              | 1.00              | 1.00              |
| Women                                 | 1.45 (1.16-1.81)  | 1.25 (0.99-1.59)  | 1.44 (1.15-1.80)  | 1.48 (1.18-1.84)  | 1.27 (1.00-1.61)  |
| Age                                   |                   |                   |                   |                   |                   |
| 65 - 69                               | 1.00              | 1.00              | 1.00              | 1.00              | 1.00              |
| 70 - 74                               | 1.44 (1.12-1.85)  | 1.38 (1.07-1.78)  | 1.43 (1.10-1.84)  | 1.48 (1.15-1.91)  | 1.35 (1.04-1.74)  |
| 75 - 79                               | 3.01 (2.33-3.89)  | 2.75 (2.12-3.58)  | 3.02 (2.33-3.91)  | 3.11 (2.41-4.02)  | 2.68 (2.06-3.49)  |
| 80 - 84                               | 4.01 (2.96-5.42)  | 3.50 (2.56-4.78)  | 3.86 (2.85-5.22)  | 4.05 (3.01-5.47)  | 3.50 (2.56-4.79)  |
| 85+                                   | 9.76 (6.79-14.03) | 8.34 (5.73-12.13) | 9.17 (6.38-13.18) | 9.84 (6.87-14.10) | 8.59 (5.89-12.54) |
| Marital status and Living arrangement |                   |                   |                   |                   |                   |
| Living couple only                    | 1.00              | 1.00              | 1.00              | 1.00              | 1.00              |
| Living couple and others              | 1.21 (0.93-1.59)  | 1.21 (0.92-1.58)  | 1.48 (1.12-1.96)  | 1.19 (0.91-1.56)  | 1.45 (1.09-1.93)  |
| Widowed but living with others        | 1.15 (0.89-1.50)  | 1.10 (0.85-1.44)  | 1.51 (1.14-2.00)  | 1.12 (0.86-1.45)  | 1.31 (0.97-1.75)  |
| Living alone                          | 0.85 (0.64-1.13)  | 0.80 (0.60-1.07)  | 0.76 (0.57-1.01)  | 0.73 (0.54-0.97)  | 0.75 (0.56-1.00)  |
| Educational attainment                |                   |                   |                   |                   |                   |
| High                                  |                   | 1.00              |                   |                   | 1.00              |
| Middle                                |                   | 1.41 (0.92-2.17)  |                   |                   | 1.32 (0.85-2.03)  |
| Elementary                            |                   | 1.61 (1.15-2.25)  |                   |                   | 1.46 (1.04-2.05)  |
| Uneducated                            |                   | 1.99 (1.40-2.83)  |                   |                   | 1.75 (1.22-2.50)  |
| Equivalent household income*          |                   |                   |                   |                   |                   |
| Highest 25%                           |                   |                   | 1.00              |                   | 1.00              |
| 2nd 25%                               |                   |                   | 1.15 (0.88-1.52)  |                   | 1.12 (0.85-1.48)  |
| 3rd 25%                               |                   |                   | 2.03 (1.54-2.67)  |                   | 1.75 (1.32-2.34)  |
| Lowest 25%                            |                   |                   | 1.69 (1.26-2.28)  |                   | 1.45 (1.06-1.97)  |
| Home ownership                        |                   |                   |                   |                   |                   |
| Owned                                 |                   |                   |                   | 1.00              |                   |
| Rent or government subsidiary         |                   |                   |                   | 1.37 (1.11-1.68)  | 1.30 (1.04-1.61)  |
| Changes in odds ratio†                |                   | 43.7%             | 2.2%              | 0%                | 40.4%             |

\* Monthly household income divided by the square root of the number of people in the household. The household equivalized income was categorized into quartile.

†Changes in odds ratio were calculated by: [(OR<sub>Before controls</sub> - OR<sub>After controls</sub>)/(OR<sub>Before controls</sub> - 1)x100]

Model I Adjusted for age, and marital status and living arrangement.

Model II Adjusted for age, marital status and living arrangement, and education.

Model III Adjusted for age, marital status and living arrangement, and household income

Model IV Adjusted for age, marital status and living arrangement, and home ownership

Model V Adjusted for all

28.0%가 분포하는 반면 남성은 21.5%였으며 최상위 25% 가구소득에는 여성은 23.8%인 반면 남성노인은 25.7% 분포하고 있다. 주택소유여부에 있어서도 여성노인은 남성노인에 비해 더 많이 무주택 상태에 있는 것으로 나타났다.

일상생활활동 장애 및 주관적 불건강 수준에 있어서의 남녀차이를 살펴보았다. 여성노인(19.1%)은 남성노인(14.6%)에 비해 높은 장애 유병수준을 나타냈으며 주관적 불건강 수준에 있어서도 남성(44.6%)에 비해 높은 수준인 60.6%에 해당하였다. 5세 간격 연령별로 유병수준을 살펴본 결과 전체적으로는 연령증가와 함께 유의하게 장애 및 불건강 수준이 증가하는 양상을 나타냈다. 그러나 장애의 유병수준이 남녀 모두에서 연령 증가에 따라 점차적으로 증가하는 양상이 뚜렷한 반면 주관적 불건강 수준의 경우 남성노인에서는 연령이 증가할수록 불건강에 대한 보고가

증가하였지만 여성노인에서는 연령증가와 함께 불건강 수준이 증가하다가 80세부터는 점차 감소하여 85세 이상 여성노인에서는 불건강 수준이 그 어느 연령보다 낮게 나타났다. 따라서 65-69세 여성노인은 남성노인에 비해 약 20% 더 많이 주관적으로 불건강을 호소하였으나 85세 이상 연령에서는 오히려 남자노인이 여성노인에 비해 약 15% 더 많이 불건강하다고 보고하는 것으로 나타났다. 결혼상태 및 가구형태에 따른 남녀노인의 건강상태에 있어서는 배우자 없이 자녀와 같이 사는 남자노인의 장애가 9.1%로 부부가구 등 다른 가구 유형에 비해 장애의 분포가 낮은 반면 여성노인의 경우 다른 가구유형에 비해 혼자되어 자녀와 같이 사는 경우 장애수준이 21.6%로 높게 나타나며 남녀 간에 유의한 차이를 나타냈다. 한편 주관적 불건강의 경우 독거 남성노인은 그 어느 경우보다 주관적 불건강 수준이 높은 반면

여성노인은 배우자와 같이 사는 경우 주관적 불건강 수준이 높으며 남녀 간 결혼 및 가구 유형에 따른 건강수준의 분포에 유의한 차이를 보였다.

교육수준, 가구소득 및 주택소유의 사회경제적 요인에 따른 남녀 건강수준을 살펴본 결과, 남녀노인 모두에서 교육수준이 낮을수록 장애 및 불건강 수준이 증가함을 관찰할 수 있었다. 정규교육을 받지 못한 남성노인의 18.7%, 여성노인의 21.0%가 장애유병 상태에 있었으며 이는 고등학교 이상의 남성노인의 12.7% 및 여성노인의 13.3%에 비해 상당히 높은 수준이다. 주관적 불건강에 있어서도 무학의 경우 남성노인의 53.4%, 여성노인의 63.6%가 불건강 수준에 있으며 이는 고등학교 학력이상의 노인(남성: 33.6%, 여성: 41.5%)에 비해 약 20% 이상 높은 것이다. 가구소득에 있어서도 소득수준이 낮을수록 불건강한 양상을 나타냈다. 일상생활활동 장애의 가구소득 격차는 여성노인보다는 남성노인에서 뚜렷하게 나타났는데 가구소득이 최하위 25%에 해당하는 남성노인(16.6%)은 최상위 25%에 비해 약 7% 더 많이 장애를 경험하였다. 최하위 25% 가구소득에 해당하는 남성노인(50.8%)은 최상위 25%에 해당하는 남성노인(36.2%)보다 약 14% 높게 불건강 수준에 있으며 여성노인에서도 가구소득에 따른 건강격차를 보였다. 주택의 소유여부에 따른 장애 및 불건강 수준의 격차도 남녀노인 모두에서 뚜렷하게 나타났다.

## 2. 장애 및 주관적 불건강의 성별차이에의 사회경제적 요인의 영향

Table 2와 3은 사회경제적(교육수준, 가구소득, 및 주택소유 여부) 요인을 모델에 포함하였을 때의 일상생활활동 장애 및 주관적 불건강 수준의 성별 차이가 어떻게 변화하는지를 살펴봄으로써 사회경제적 요인에의 남녀노인의 경험 및 노출의 차이가 건강의 성별차이에 기여하는지 (differential exposure)를 검토한 결과이다. Model I 은 남녀노인의 연령, 결혼상태 및 가구유형을 보정한 상태에서 남성을준거 집단으로 했을 때 여성의 장애 (Table 2) 및

주관적 불건강 (Table 3) 위험의 odds 값을 나타낸 것이다. 여성노인은 남성노인보다 일상생활활동 장애의 위험은 45% 더 높았으며 123% 더 많이 불건강하다고 평가하였으며 이러한 성별 차이는 통계적으로 유의하였다 ( $p < 0.001$ ) (Tables 2,3).

앞서 Table 1에서 살펴본 바에 따르면, 여성노인은 교육수준에 있어서 남성노인에 비해 상대적으로 불리한 위치에 있으며 남녀 간 교육수준의 격차를 보이고 있는데 이러한 교육수준의 특성을 모형에 포함함으로써 (Model II) 노인의 장애 및 주관적 불건강의 성별 차이가 상당부분 줄어들었다. 여성노인의 일상생활활동 장애의 성별 odds 값은 1.45에서 1.25로 감소하였으며 더 이상 장애의 성별 차이가 유의하지 않았다 (Table 2). 주관적 불건강 위험의 성별 odds 값 역시 2.23에서 1.79로 감소하였으나 주관적 불건강의 성별 차이는 여전히 유의하였다. 따라서 남녀노인의 교육수준의 차이는 노인의 장애 및 주관적 불건강의 성별 차이를 각각 43.7%와 35.4% 설명하는 것으로 나타났다 (Model II) (Tables 2,3). 또한, 기대했던 바와 같이 교육수준은 건강에 유의하게 영향을 미쳤다. 정규 교육을 받지 못한 무학의 노인은 고졸이상 노인에 비해 장애 위험 및 주관적 불건강 위험이 각각 1.99배 (95% CI=1.40-2.83), 2.59배 (95% CI=2.05-3.27) 높았다. 교육의 건강에의 영향은 교육수준에 따라 단계적으로 불건강의 위험을 높이며 강한 관련성을 보였으며 이러한 관련성은 다른 사회경제적 요인(가구소득 및 주거소유 여부)을 추가적으로 보정한 이후에도 유의하였다 (Model V) (Tables 2,3).

가구소득은 가구원 수를 보정한 후 4분위로 나누어 비교하였는데, 최하위 25% 소득에 있는 노인은 최상위 25% 소득 노인에 비해 장애 위험은 69%, 불건강 위험은 139% 더 높았다 (Model III) (Tables 2,3). 한편, 가구소득과 장애 및 주관적 불건강 사이에 연관성이 존재함에도 불구하고 가구소득 변수를 모형에 포함했을 때 (Model III) 일상생활활동 장애의 성별 odds 값은 1.45 (Model I)에서 1.44 (Model III)로 미미하게 감소하였으며 주관적 불건강의 성별 odds

**Table 3.** Adjusted odds ratios (95% confidence intervals) of self-rated health as 'poor' among people aged 65 years or older (N=3,645) in the 2005 Korean National Health Examination and Nutrition Survey (KNHENS)

|  | Model I          | Model II         | Model III        | Model IV         | Model V          |
|--|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|
| <b>Gender</b>                                |                  |                  |                  |                  |                  |
| Men  | 1.00             | 1.00             | 1.00             | 1.00             | 1.00             |
| Women  | 2.23 (1.90-2.61) | 1.79 (1.52-2.12) | 2.17 (1.85-2.55) | 2.23 (1.90-2.62) | 1.84 (1.55-2.18) |
| <b>Age</b>                                   |                  |                  |                  |                  |                  |
| 65 - 69                                      | 1.00             | 1.00             |                  | 1.00             | 1.00             |
| 70 - 74                                      | 1.37 (1.17-1.62) | 1.32 (1.12-1.56) | 1.28 (1.08-1.51) | 1.35 (1.15-1.60) | 1.27 (1.08-1.51) |
| 75 - 79                                      | 1.84 (1.51-2.25) | 1.66 (1.36-2.04) | 1.78 (1.46-2.17) | 1.87 (1.54-2.28) | 1.59 (1.30-1.96) |
| 80 - 84                                      | 1.56 (1.21-2.00) | 1.33 (1.02-1.72) | 1.49 (1.16-1.92) | 1.64 (1.28-2.09) | 1.30 (1.00-1.69) |
| 85+  | 1.45 (1.04-2.02) | 1.22 (0.87-1.72) | 1.29 (0.93-1.80) | 1.50 (1.09-2.08) | 1.21 (0.86-1.71) |
| <b>Marital status and Living arrangement</b> |                  |                  |                  |                  |                  |
| Living couple only                           | 1.00             | 1.00             |                  | 1.00             | 1.00             |
| Living couple and others                     | 1.17 (0.97-1.41) | 1.18 (0.97-1.43) | 1.45 (1.18-1.78) | 1.11 (0.91-1.34) | 1.44 (1.17-1.76) |
| Widowed but living with others               | 0.72 (0.59-0.88) | 0.67 (0.55-0.83) | 0.97 (0.78-1.20) | 0.66 (0.54-0.81) | 0.81 (0.64-1.01) |
| Living alone                                 | 0.99 (0.81-1.21) | 0.91 (0.74-1.13) | 0.84 (0.68-1.03) | 0.84 (0.68-1.03) | 0.78 (0.63-0.97) |
| <b>Educational attainment</b>                |                  |                  |                  |                  |                  |
| High   |                  | 1.00             |                  | 1.00             | 1.00             |
| Middle                                       |                  | 1.57 (1.20-2.05) |                  |                  | 1.46 (1.11-1.92) |
| Elementary                                   |                  | 2.41 (1.95-2.97) |                  |                  | 2.16 (1.74-2.67) |
| Uneducated                                   |                  | 2.59 (2.05-3.27) |                  |                  | 2.23 (1.75-2.83) |
| <b>Equivalent household income</b>           |                  |                  |                  |                  |                  |
| Highest 25%                                  |                  |                  | 1.00             |                  | 1.00             |
| 2nd 25%                                      |                  |                  | 1.53 (1.26-1.86) |                  | 1.34 (1.10-1.63) |
| 3rd 25%                                      |                  |                  | 2.27 (1.85-2.79) |                  | 1.78 (1.44-2.20) |
| Lowest 25%                                   |                  |                  | 2.39 (1.92-2.98) |                  | 1.80 (1.43-2.27) |
| <b>Home ownership</b>                        |                  |                  |                  |                  |                  |
| Owned  |                  |                  |                  |                  | 1.00             |
| Rent or government subsidiary                |                  |                  |                  | 1.57 (1.33-1.86) | 1.41 (1.19-1.68) |
| <b>Changes in odds ratio<sup>†</sup></b>     |                  | 35.4%            | 4.7%             | 0%               | 31.7%            |

<sup>†</sup> Monthly household income divided by the square root of the number of people in the household. The household equivalized income was categorized into quartile.

<sup>‡</sup> Changes in odds ratio were calculated by:  $[(OR_{Before\ controls} - OR_{After\ controls}) / (OR_{Before\ controls} - 1) \times 100]$

Model I Adjusted for age, and marital status and living arrangement.

Model II Adjusted for age, marital status and living arrangement, and education.

Model III Adjusted for age, marital status and living arrangement, and household income

Model IV Adjusted for age, marital status and living arrangement, and home ownership

Model V Adjusted for all

값 역시 2.23 (Model I)에서 2.17 (Model III)로 약간 감소하였다 (Tables 2,3). 주택소유 여부 또한 노인의 장애 및 주관적 불건강 수준과 유의하게 관련이 있었다. 세입 형태의 주거생활을 하는 노인은 자가 소유 주택 노인에 비해 장애 위험이 37% 더 높았으며 주관적 불건강 위험은 57% 높게 나타났다. 그러나 주택소유여부는 장애 및 주관적 불건강의 성별 격차를 줄이는데 기여하지 않는 것으로 나타났다 (Model IV) (Tables 2,3).

다음의 Table 4는 사회경제적 요인에 남녀가 달리 반응하는 것이 성별건강 격차를 설명하는지(differential vulnerability)를 살펴보기 위해 남성노인과 여성노인을 각각으로 하여 회귀분석을 실시한 결과이다. 즉 장애 및 주관적 불건강과 사회경제적 요인과의 관련성의 크기 및 방향에 있어서 성별 차이가 존재하는지를 탐색한 것이다. 전체적으로 사회경제적 요인은 노

인의 장애 및 주관적 불건강의 주요 관련 요인으로 나타났으나 (Model V) (Tables 2,3); 남녀에 따라 사회적 요인의 영향의 크기와 방향은 통계적으로 유의한 차이를 나타내진 않았다 (Table 4). 무학 및 최하위 소득은 여성노인의 장애 위험을 유의하게 증가시키지 않는 반면 남성노인에서 무학 및 최하위 소득은 유의하게 장애의 위험을 각각 1.81배, 1.95배 증가시켰으나 이러한 남녀 간의 영향에 있어서의 차이는 유의하지 않았다. 또한 주택의 자가 소유 여부는 여성노인의 장애 및 주관적 불건강에 영향을 미치는 반면 남성의 장애 및 주관적 불건강의 관련성은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 이러한 영향에 있어서의 남녀 차이 또한 통계적으로 유의한 수준은 아니었다.

사회경제적 요인이외 연령, 결혼상태 및 가구 유형을 살펴본 결과, 연령은 남녀 노인 모두에서 장애의 위험을 높이며 부정

**Table 4.** Adjusted odds ratio (and 95% confidence intervals) of ADL disability and self-rated health as 'poor' among men (N=1,458), women (N=2,187) aged 65 yr or older in the 2005 Korean National Health Examination and Nutrition Survey (KNHENS)

|                                       | ADL disability    |                   | Self-rated health as 'poor' |                    |
|---------------------------------------|-------------------|-------------------|-----------------------------|--------------------|
|                                       | Men               | Women             | Men                         | Women              |
| Age                                   |                   |                   |                             |                    |
| 65 - 69                               | 1.00              | 1.00              | 1.00                        | 1.00               |
| 70 - 74                               | 1.55 (1.01-2.37)  | 1.22 (0.88-1.67)  | 1.21 (0.93-1.56)            | 1.34 (1.07-1.67)   |
| 75 - 79                               | 3.30 (2.10-5.19)  | 2.34 (1.69-3.23)  | 1.86 (1.34-2.60)            | 1.48 (1.14-1.93)   |
| 80 - 84                               | 3.78 (2.21-6.49)  | 3.27 (2.22-4.82)  | 1.42 (0.93-2.17)            | 1.23 (0.88-1.72)   |
| 85+                                   | 8.19 (4.05-16.56) | 8.50 (5.39-13.41) | 2.91 (1.50-5.63)            | 0.87 (0.58-1.32) † |
| Marital status and living arrangement |                   |                   |                             |                    |
| Living couple only                    | 1.00              | 1.00              | 1.00                        | 1.00               |
| Living couple and others              | 1.39 (0.94-2.05)  | 1.61 (1.04-2.49)  | 1.60 (1.22-2.08)            | 1.26 (0.90-1.76)   |
| Widowed but living with others        | 0.71 (0.34-1.50)  | 1.47 (1.03-2.10)* | 0.92 (0.56-1.52)            | 0.73 (0.56-0.96)   |
| Living alone                          | 0.69 (0.34-1.40)  | 0.86 (0.61-1.23)  | 1.19 (0.75-1.88)            | 0.68 (0.52-0.88) † |
| Educational attainment                |                   |                   |                             |                    |
| High                                  | 1.00              | 1.00              | 1.00                        | 1.00               |
| Middle                                | 1.51 (0.89-2.54)  | 0.97 (0.44-2.16)  | 1.62 (1.16-2.26)            | 1.16 (0.72-1.89)   |
| Elementary                            | 1.36 (0.88-2.12)  | 1.47 (0.82-2.63)  | 1.91 (1.46-2.52)            | 2.32 (1.60-3.35)   |
| Uneducated                            | 1.81 (1.08-3.04)  | 1.71 (0.96-3.06)  | 1.99 (1.38-2.88)            | 2.38 (1.64-3.47)   |
| Equivalent household income †         |                   |                   |                             |                    |
| Highest 25%                           | 1.00              | 1.00              | 1.00                        | 1.00               |
| 2nd 25%                               | 1.49 (0.89-2.50)  | 0.98 (0.70-1.37)  | 1.23 (0.90-1.69)            | 1.41 (1.09-1.82)   |
| 3rd 25%                               | 2.25 (1.33-3.79)  | 1.51 (1.06-2.14)  | 1.99 (1.43-2.76)            | 1.62 (1.22-2.14)   |
| Lowest 25%                            | 1.95 (1.12-3.39)  | 1.23 (0.84-1.80)  | 1.82 (1.27-2.61)            | 1.79 (1.32-2.41)   |
| Home ownership                        |                   |                   |                             |                    |
| Owned                                 | 1.00              | 1.00              | 1.00                        | 1.00               |
| Rent or government subsidiary         | 1.14 (0.74-1.74)  | 1.37 (1.06-1.76)  | 1.29 (0.95-1.76)            | 1.44 (1.16-1.79)   |

\*p < 0.05, †p < 0.01 by Wald chi-square statistic for testing the difference between coefficients for men and women.

†Monthly household income divided by the square root of the number of people in the household. The household equivalized income was categorized into quartile.

적 영향을 주었으나 주관적 불건강에 있어서 연령의 영향은 남녀에 따라 달랐다. 남성노인에서는 연령이 증가함에 따라 주관적 불건강 위험이 증가하는 경향으로 85세 이상 남성노인은 65-69세 남성노인에 비해 주관적 불건강 위험이 2.91 배나 되었다. 반면 여성노인의 경우 연령증가와 함께 주관적 불건강 위험이 감소하는 경향을 보였다. 따라서 85세 이상 노인의 주관적 불건강 위험의 방향 및 크기에 있어 남녀 간 차이가 존재하였다 (p < 0.01)(Table 4). 결혼상태의 배우자가 있는 노인은 장애 및 주관적 불건강을 더 경험하는 것으로 나타났지만 (Model V)(Tables 2,3), 이러한 결혼 및 가구유형의 건강에의 효과는 성별로 다르게 나타났다 (Table 4). 남성노인에서는 결혼 및 가구유형과 장애는 유의한 관련성이 없는 반면 여성노인에서는 노인부부만이 가구를 구성하고 있는 경우에 비해 자녀와 동거를 하는 경우 장애 위험이 높은 것으로 나타나며 남녀 간에 유의한 차이를 보였다 (p < 0.05). 또한 남성노인에서는 배우자가 없는 상태가 주관적 불건강에 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나 여성에서는 배우자가 있는 경우

보다 주관적 불건강의 위험을 유의하게 낮추며 결혼 및 가구 유형과 주관적 불건강과의 관련성의 방향과 크기에 있어서 남녀 간에 차이를 보였다 (p < 0.05).

## 고찰

그동안 많은 연구를 통해 사회경제적 건강격차의 존재에 대해선 이견이 존재하지 않으나 성별 건강격차에 대해서는 여전히 논의가 분분한 가운데, 우리나라 노인을 대상으로 건강의 성별차이의 크기와 패턴, 그리고 사회경제적 요인의 기여정도를 살펴 보았다. 연구결과, 우리나라 남성노인과 여성노인의 장애 및 주관적 불건강 수준에 유의한 차이가 존재함을 확인할 수 있었다. 동일 연령의 여성노인은 남성노인에 비해 일상생활 활동 장애의 유병이 더 높았으며 전반적 건강수준을 나타내주는 주관적 불건강 수준이 높은 것으로 나타났다. 유병에 있어서 기존 성별 건강차이에 대한 역설에 의문을 제기하는 최근 몇몇의 서구 선진국 연구결과와는 달리 [2,9], 본 연구결과에서는 우리나라 여성노인의 일상생활 활동 장애의 위험

(odds)은 남성노인보다 45% 높았으며 주관적 불건강 위험(odds)은 123% 높으며 유병에 있어서의 기존 성별건강차이 양상을 확인할 수 있었다.

또한, 남성과 여성이 달리 경험하는 사회경제적 여건이 남녀노인의 건강격차를 상당부분 설명함을 확인할 수 있었다. 특히 사회경제적 변수 중에서도 남녀노인 사이에 존재하는 교육격차는 여성노인의 높은 장애유병 및 주관적 불건강 위험을 각각 43.7% 및 35.4% 설명하였다. 즉 교육수준을 회귀분석 모형에 포함했을 때 장애의 성별 격차는 좁아져 더 이상 유의한 차이가 없었으며, 주관적 불건강의 성별 격차 여전히 유의한 수준으로 남아있었으나 상당부분 줄어들었다. 교육수준은 인생의 영고성쇠(榮枯盛衰)의 주요 열쇠가 될 수 있으며 [23] 건강을 결정하는 기본적 요소로서 기능하는 것으로 알려져 있다 [24]. 또한 교육수준은 젊은 시절 이룬 사회적 지위를 반영하기 때문에 건강과 사회경제적 지위와의 역 인과관계의 가능성에서 다른 지표에 비해 비교적 자유로운 장점을 가지고 있다고 평가된다 [24]. 따라서 국내연구에서도 교육은 사회경제적 건강격차의 주요 지표로 확인되었으며 [25,26] 건강의 성별차이를 상당부분 설명하는 것으로 나타났다 [10]. 교육은 시대와 사회에 따라 다른 의미를 지닐 수 있기 때문에 노인세대에게 있어서의 교육은 교육수준의 격차가 좁아진 지금의 젊은 세대와는 달리 사회적 지위 또는 삶의 기회를 더 민감하게 대변하는 지표가 될 수 있다. 최근 국내 연구결과에서도 주관적 불건강에 한하여 교육은 25-44세 성인(21.0%)에서보다는 45-64세 성인(33.0%)에서 더 크게 성별 격차를 좁혔으며 [10] 본 연구결과 노인인구 집단에서는 성별격차를 35.4% 줄이며, 64세 이전 연령에서 보다 교육수준이 더 큰 설명력을 보임을 알 수 있었다. 우리나라 여성노인은 지금의 젊은 세대와는 달리 남성에 비해 상대적으로 교육의 기회를 갖지 못하였다. 따라서 노인에게 있어서 남녀노인이 경험하고 위치하였던 교육수준의 남녀차이는 남녀노인의 건강차이를 상당부분 설명하는 것으로 추정된다. 게다가 교육수준이 낮을수록 건강문맹

(health illiteracy)이 높아 불건강의 위험요인에 대한 지식 및 인식이 낮으며 건강행위 실천이 낮다 [27,28]. 따라서 여성노인의 낮은 교육수준은 낮은 건강 문맹(health illiteracy)과 관련되어 남녀 건강차이에 기여한 것으로 추정된다. 한편, 남녀노인의 교육수준 차이가 노인 건강의 성별차이의 많은 부분을 설명해주고 있으나 남녀를 따로 하여 사회경제적 요인에 대한 반응(differential vulnerability)을 탐색한 본 연구 결과에서는 교육수준이 여성의 장애에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 나타났다 (Table 4). 이는 우리나라 여성노인의 경우 상당수가 무학의 낮은 교육수준이기 때문에(본 연구 결과에서도 무학여성노인이 49%에 해당됨) (Table 1) 교육수준이 크게 무학과 정규교육수준의 두 그룹으로 나뉜다. 따라서 교육수준이 여성노인 그룹 내에서 얼마나 잘 사회적 계층을 구분해 내는지에 대한 의문이 존재한다. 이러한 경우 교육연한 변수를 사용하여 장애의 불형평을 잘 반영할 수 있었다는 노인대상 연구 [29]을 참조하여 여성노인 내에서의 교육의 영향에 대한 좀 더 세밀한 후속 연구의 필요성이 제기된다.

가구소득은 노인의 장애 및 주관적 불건강의 성별격차를 각각 2.2% 4.7% 설명하는데 그쳤으며 주택소유 여부는 성별격차에 기여하지 못하였다. 본 연구결과 뿐만 아니라 노인을 대상으로 한 영국의 연구에서도 가구소득은 주관적 건강의 성별 건강격차를 줄이지 못하였으며 장애의 성별 격차는 오히려 약간 상승시켰다 [2]. 또한 우리나라 성인을 대상으로 한 연구 [10]에서 가구소득은 주관적 불건강의 성별격차를 4%, 만성질환 유병의 성별격차를 2%만 설명하고 있다. 가구소득은 국내·외 연구에서 건강을 결정하는 주요 사회경제적 지표의 하나로 알려져 있으나 이는 가구 단위의 사회경제적 지표이기에 가구 내 남녀 개인의 물질적 자원에 대한 접근 및 가용성의 특성을 일부만 반영하고 있는 제한이 있다. 따라서 개인단위의 남녀 건강차이를 설명하는데 한계가 있는 것으로 해석된다. 주택소유 여부는 차 소유 여부와 함께 가구 단위에 기초한 사회경제적 지표로써 흔히 사용되며 특히 노

동시장에 진입하지 않는 결혼한 여성 및 노인 그룹의 사회적 지위를 비교적 잘 반영하는 지표로 알려져 있다 [30]. 따라서 많은 노인연구에서 주택소유 여부에 따른 건강격차를 보여주고 있다 [2,29-31]. 또한 주택소유 여부는 노년기 독립적인 생활과 안락을 촉진하며 [32] 이웃의 형태 및 주택 환경의 질과 관련되며 이는 직업, 교육수준 및 소득과 관련되어 건강에 간접적 영향을 나타낸다 [24]. 따라서 본 연구 결과에서도 주택소유 여부는 연령 및 결혼상태와 다른 사회경제적 변수를 보정하고도 장애 및 주관적 불건강에 영향을 주는 것으로 나타났으나 남녀노인의 건강차이를 설명하지 못하였다. 주택소유 여부 또한 가구소득과 마찬가지로 가구 단위의 사회경제적 지표이기에 가구 내 남녀 각각의 물질적 자원에 대한 접근 및 가용성의 특성을 일부만 반영하고 있는 제한이 있기에 남녀 건강차이에 크게 기여하지 못한 것으로 해석된다.

남녀 노인의 건강차이는 또한 교육수준, 젊은 시절의 실업, 생애기간 동안 겪게 되는 생활사건 등의 사회적 여건에 대하여 남녀가 달리 반응하기 때문일 수 있다 (differential vulnerability). 예를 들면, 여성은 자녀 양육 등의 집안 일 관련 스트레스에 더 민감하게 반응하는 반면 남성은 경제적 스트레스에 더 민감하게 반응한다 [33]. 또한 건강의 사회경제적 요인에 대한 반응에 있어서의 성별차이는 연령, 시기, 장소에 따라 달라질 수 있는데 [34], 노인을 대상으로 한 캐나다 연구 [11]의 경우 가구소득은 여성노인의 건강에 더 중요하게 영향을 미쳤으나 남성노인은 교육수준에 더 민감하게 반응하였다. 우리나라 남성노인은 여성노인과 달리 배우자가 없는 상태 및 경제활동을 하지 않음에 대해 더 취약하게 반응하며 정신건강에 영향을 미치는 것으로 나타났다 [35]. 캐나다 여성의 주관적 건강 및 기능 상태에는 가구유형, 교육수준, 직업 등의 사회경제적 요인이 더 중요하였으나 남성에게는 흡연, 음주가 더 중요하였다 [19]. 그러나 본 연구에서는 사회경제적 요인에 있어서의 남녀간 반응 차이를 발견할 수 없었다. 사실 많은

기존 연구에서 여성과 남성은 사회경제적 요인보다는 사회적 지지, 스트레스 등의 사회심리적 요인에 대한 반응에 있어서 남녀 차이를 보이고 있으며 연구자들은 이러한 사회심리적 요인에의 남녀반응 차이가 건강의 남녀차이에 상당부분 기여하는 것으로 추론하고 있다 [11,35-37]. 그러나 본 연구는 자료의 한계 상 사회적 지지 및 사회심리적 요인에 대한 남녀반응 차이까지 살펴보진 못하였고 제한적이지만 연령, 결혼 및 가구유형을 보정한 상태에서 교육수준 등의 사회경제적 요인에 있어서 남녀 노인은 유사한 정도와 방향으로 반응함 확인 할 수 있었다.

결론적으로 우리나라 여성노인은 남성노인에 비해 장애 유병 및 주관적 불건강수준이 높은 것으로 확인되었으며 사회경제적 요인 중에서도 교육수준에 있어서의 남성과 여성의 경험 및 위치 차이가 노인 건강의 성별차이에 상당부분 기여함을 확인할 수 있었다. 결과를 해석함에 있어서 우리나라 여성노인의 경우 사회경제적 불리함으로 인하여 차감되는 여성의 생물학적 이득이 서구선진국 노인에 비해 더 컸을 것임을 고려해야 할 것이다 [38]. 왜냐하면 우리나라 여성노인은 지금의 젊은 세대 여성 및 서구선진국 여성노인에 비해 남녀 역할 구분이 뚜렷한 부권주의 사회에서 대부분의 젊은 시절을 보냈기 때문이다. 따라서 교육수준 및 소득 등의 여성의 사회경제적 역량(empowerment)을 강화하는 것은 젊은 시절의 질병 예방 능력 강화 및 건강증진뿐만 아니라 노년기 여성건강의 향상으로 귀결될 수 있을 것이다.

본 연구는 우리나라 노인의 장애 및 주관적 불건강의 성별차이 크기와 패턴 그리고 성별차이 원인으로써의 사회경제적 요인의 기여정도를 살펴보았다는 점에 의의가 있다. 그러나 다음과 같은 제한점에서 자유롭지 못하다. 첫째, 단면연구이기에 인과적 관계를 명확히 할 수 없다. 사회경제적 상태는 건강에 영향하기도 하지만 동시에 불건강함으로 인해 사회경제적으로 취약해 질 수도 있기 때문에 인과적 방향성에 대한 규명은 향후 종단적 연구를 통해 규명되어야 할 과제라 하겠다. 둘째



는 본 연구는 사망으로 인한 생존효과를 배제하지 못한다. 여성에 비해 높은 남성 사망으로 건강한 남성만이 선택적으로 생존했을 가능성이 존재할 수 있으므로 [2], 남녀노인의 장애 및 주관적 불건강 차이에 기여할 수 있을 것이다. 셋째는 본 연구에서 사용한 『2005 국민건강영양조사』의 건강면접조사는 건강상태를 자기 보고식 (self-reported)으로 측정하였기에 자신의 건강에 대한 평가 및 보고에 있어서의 남성과 여성의 차이가 기여했을 가능성도 배제할 수 없다. 넷째, 흡연, 음주, 신체활동 및 비만 등의 보건행태는 건강수준을 결정하는 주요 요인이므로 순수하게 사회경제적 여건의 남녀차이가 건강의 남녀차이에 기여하는 정도를 파악하기 위해선 향후 보건행태 변수를 보정할 필요가 있다. 그러나 본 연구에서 사용한 국민건강영양조사의 건강면접조사 자료는 보건행태 변수를 포함하고 있지 않아 보건행태를 보정하지 못한 제한점을 가지고 있다. 한편 몇몇 노인 연구 [39,40]에서는 음주, 흡연과 같은 보건행태를 사회경제적 요인과 장애와의 관련성에 영향하지 않는 것으로 나타났으며 노인에서의 건강행태는 건강상태에 의해 결과적으로 나타는 경우가 더 흔하기 때문에 건강행태를 노인 단면 데이터에서 장애나 주관적 건강의 관련요인으로 살펴보는 것이 결정적이진 않다는 견해이다. 앞서 기술한 제한점에도 불구하고 본 연구는 노인의 건강 및 남은 생애의 안녕과 노년기 사회경제적 여건의 관련성 뿐만 아니라 노년기 건강불평등에 대해 젠더관점에서 연구가 이루어져야 하는 근거를 제공하고 있다. 특히 남성노인과 여성노인의 교육, 소득 등의 사회경제적 경험 및 위치의 차이가 전 생애의 건강의 성별차이에 기여한다는 점에 관심을 가져야 함을 실증적으로 보여주고 있다.

## 참고문헌

- Marmot MG, Shipley MJ. Do socioeconomic differences in mortality persist after retirement? 25 year follow up of civil servants from the first Whitehall study. *BMJ* 1996; 313(7066): 1177-1180.
- Arber S, Cooper H. Gender difference in health in later life: The new paradox? *Soc Sci Med* 1999; 48(1): 61-76.
- Hunt K, Annandale E. Relocating gender and morbidity: examining men's and women's health in contemporary Western societies: Introduction to special issue on gender and health. *Soc Sci Med* 1999; 48(1): 1-5.
- Macintyre S, Hunt K, Sweeting H. Gender differences in health: Are they really as simple as they seem? *Soc Sci Med* 1996; 42(4): 617-624.
- OECD. *OECD Health Data 2007: Statistics and Indicators for 30 Countries*. Paris: OECD; 2007.
- Korea Centers for Disease Control and Prevention, Korea Institute for Health and Social Affairs. *In-depth Analyses of the third National Health and Nutritional Examination Survey: The Health Interview and Health Behavior Survey Part*. Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2007.
- Ross CE, Bird CE. Sex stratification and health lifestyle: Consequences of men's and women's perceived health. *J Health Soc Behav* 1994; 35(2): 161-178.
- McDonough P, Walters V. Gender and health: Reassessing patterns and explanations. *Soc Sci Med* 2001; 52(4): 547-559.
- Lahelma E, Martikainen P, Rahkonen O, Silventoinen K. Gender differences in illhealth in Finland: Patterns, magnitude and change. *Soc Sci Med* 1999; 48(1): 7-19.
- Chun HR, Khang YH, Kim IH, Cho SI. Explaining gender differences in ill-health in South Korea: The roles of socio-structural, psychosocial, and behavioral factors. *Soc Sci Med* 2008; 67(6): 988-1001.
- Prus SG, Gee E. Gender differences in influence of economic, lifestyle and psychosocial factors on later-life health. *Can J Public Health* 2003; 94(4): 306-309.
- Knodel J, Ofstedal MB. Gender and aging in the developing world: Where are the men? *Popul Dev Rev* 2003; 29(4): 677-698.
- Seok JE, Lim JG. Income gap and differences of income sources between older women and men. *J Korean Gerontol Soc* 2007; 27(1): 1-22. (Korean)
- Stroebe M, Stroebe W, Schut H. Gender differences in adjustment to bereavement: An empirical and theoretical review. *Rev Gen Psychol* 2001; 5(1): 62-83.
- Korean National Statistical Office. 2007 Statistics of Elderly. Daejeon: Korea National Statistical Office; c2008 [cited 2008 Sep 10]. Available from URL: <http://www.kosis.kr>. (Korean)
- Bird C, Rieker P. Gender matters: An integrated model for understanding men's and women's health. *Soc Sci Med* 1999; 48(6): 745-755.
- Ministry of Health & Welfare, Korea Institute of Health and Social Welfare. *The Third Korea National and Nutrition Examination Survey (KNHANES III), 2005: Summary*. Seoul: Korea Institute of Health and Social Welfare; 2006. p.1-62. (Korean)
- Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality: A review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav* 1997; 38(1): 21-37.
- Denton M, Prus S, Walters V. Gender differences in health: Canadian study of the psychosocial, structural and behavioural determinants of health. *Soc Sci Med* 2004; 58(12): 2585-2600.
- Won CW, Rho YG, SunWoo D, Lee YS. The validity and reliability of Korean Instrumental Activities of Daily Living (K-IADL) scale. *J Korean Geriatr Soc* 2002 ; 6(4): 273-280. (Korean)
- van Oort FV, van Lenthe FJ, Mackenbach JP. Material, psychosocial, and behavioural factors in the explanation of educational inequalities in mortality in the Netherlands. *J Epidemiol Community Health* 2005; 59(3): 214-220.
- Allison PD. Comparing logit and probit coefficients across groups. *Sociol Methods Res* 1999; 28(2): 186-208.
- Araya R, Lewis G, Rojas G, Fritsch R. Education and income: Which is more important for mental health? *J Epidemiol Community Health* 2003; 57(7): 501-505.
- Grundy E, Holt G. The socioeconomic status of older adults: How should we measure it in studies of health inequalities? *J Epidemiol Community Health* 2001; 55(12): 895-904.
- Khang YH, Lynch JW, Kaplan GA. Health inequalities in Korea: Age- and sex-specific educational differences in the 10 leading causes of death. *Int J Epidemiol* 2004; 33(2): 299-308.
- Son M, Armstrong B, Choi JM, Yoon TY. Relation of occupational class and education with mortality in Korea. *J Epidemiol Community Health* 2002; 56(10): 798-799.
- Andersson P, Leppert J. Men of low socioeconomic and educational level possess pronounced deficient knowledge about the risk factors related to coronary heart disease. *J Cardiovasc Risk* 2001; 8(6): 371-377.
- Kosiak B, Sangl J, Correa-de-Araujo R. Quality of health care for older women: What do we know? *Womens Health Issues* 2006; 16(2): 89-99.
- Jagger C, Matthews R, Melzer D, Matthews F, Brayne C; MRC CFAS. Educational differences in the dynamics of disability incidence, recovery and mortality: Findings from the MRC Cognitive Function and Ageing



- Study (MRC CFAS). *Int J Epidemiol* 2007; 36(2): 358-365.
30. Moser KA, Pugh HS, Goldblatt PO. Inequalities in women's health: Looking at mortality differentials using an alternative approach. *Br Med J* 1988; 296(6631): 1221-1224.
31. Filakti H, Fox J. Differences in mortality by housing tenure and by car access from the OPCS longitudinal study. *Popul Trends* 1995; (81): 27-30.
32. Arber S, Ginn J. Gender and inequalities in health in later life. *Soc Sci Med* 1993; 36(1): 33-46.
33. Kessler RC, McLeod JD. Sex differences in vulnerability to undesirable life events. *Am Sociol Rev* 1984; 49(5): 620-631.
34. Matthews S, Manor O, Power C. Social inequalities in health: Are there gender differences? *Soc Sci Med* 1999; 48(1): 49-60.
35. Jeon GS, Jang SN, Rhee SJ, Kawachi I, Cho SI. Gender differences in correlates of mental health among elderly Koreans. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 2007; 62(5): S323-329.
36. Lee GR, DeMaris A, Bavin S, Sullivan R. Gender differences in the depressive effect of widowhood in later life. *J Gerontol B Psychol Sci Soc Sci* 2001; 56(1): S56-61.
37. Shye D, Mullooy JP, Freeborn DK, Pope CR. Gender differences in the relationship between social network support and mortality: A longitudinal study. *Soc Sci Med* 1995; 41(7): 935-947.
38. Roy K, Chaudhuri A. Influence of socioeconomic status, wealth and financial empowerment on gender differences in health and healthcare utilization in later life: Evidence from India. *Soc Sci Med* 2008; 66(9): 1951-1962.
39. Rautio N, Adamson J, Heikkinen E, Ebrahim S. Associations of socio-economic position and disability among older women in Britain and Jyväskylä, Finland. *Arch Gerontol Geriatr* 2006; 42(2): 141-155.
40. Jeon GS. Gender differences in social factors of health in later life. *J Korean Gerontol Soc* 2008; 28(3): 459-475. (Korean)