

주관적 건강상태에 따른 사망률 차이

우혜경[†], 문옥륜^{*}

국립암센터, 인제대학원대학교 보건경영학과^{*}

<Abstract>

The Difference of Mortality According to Self-Assessed Health Status

Hye Kyung Woo[†], Ok Ryun Moon^{*}

National Cancer Center,

Department of Health Services Administration, Inje Institute of Advanced Studies^{}*

The single-item question of self-assessed health status has consistently been reported to be associated with mortality in some developed countries, even after controlling for a wide range of health measurements and known risk factors for mortality. It was intended in this study to find out whether or not such a relationship would also be valid in Korea.

This study examined the effect of point of reference year on the predictive validity of self-assessed health for mortality in 6-year follow-up period. We need to test the validity of the self-assessed health, as an indicator for assessing health status using Cox's proportional hazard model. For the analysis, we used the data from the 2nd (1999) to the 7th survey of "Korean Labor and Income Panel Study," and assessed relative risk of death based on subjective health state by tracing 11,366 people who replied to the question of self-assessed health state in the 2nd year. According to the result, those who reported poor self-assessed health state in the 2nd year showed a relatively high death rate, and their relative risk of

* 접수: 2007년 10월 4일, 심사완료: 2008년 11월 20일

† 교신저자: 우혜경, 국립암센터 (010-3350-3486, love9579@hanmail.net)

death was significantly higher. Such a relationship was accentuated if the predictive value of the 2nd survey result would be replaced by the average of the cumulative data on the past six years. Thus, it can be concluded that self-assessed health state is valid as an index for assessing Korean people's health status.

key word : Self Assessed Health, mortality, relative risk

I. 서론

건강수준을 측정하는데 있어 자기보고(self-reported)에 의한 <주관적 건강상태(self assessment health: SAH)>지표가 얼마나 타당한가에 대해서는 전 세계적으로 이견이 있었고, 이에 대한 연구가 1980년대 초반부터 유럽과 미국을 중심으로 이루어지기 시작했다.

Mossey와 Shapiro(1982)는 캐나다인의 스스로 평가된 초기 주관적 건강상태가 오히려 실제 상병 자료인 의무기록보다 더 훌륭한 건강예측지표라고 발표했다. 이후, 선진국 여러 나라에서는 주관적 건강상태가 인구집단에서 사망률을 예측하는 중요한 건강수준측정 지표로서의 역할을 확인해 왔다(Ellen et al., 1991; Mackenbach., 2002; Manderbacka et al., 2003; Franks et al., 2003; Muters et al., 2005).

Idler와 Benyamini(1997)의 논문리뷰 연구결과에 따르면, 27개의 연구논문 중 23의 논문에서 일관되게 주관적인 건강상태와 사망률과의 유의한 연관성을 밝히고 있다. Ellen(1991)은 자신의 건강이 “나쁘다” 라고 대답한 사람의 사망률이 유의하게 높았고, 스스로 평가된 건강척도는 의사의 진단(혹은 평가)보다도 사망률을 더욱 잘 예측하는 지표로서의 역할을 한다고 하였다. 또한 Mackenbach JP 등(2002)은 같은 결과를 토대로 자기가 스스로 평가한 주관적 건강상태는 생존 및 건강양상과 관계된 측면을 반영할 수 있는 측정도구라고 하였고, Ferraro등(2000)은 스스로 평가된 이환상태 측정이 기능적 장애를 예측하는 도구로서 유용하다는 결론을 내린바 있다.

이들의 공통된 연구결과를 살펴보면, 주관적 건강수준이 “나쁘다” 라고 응답한 대상자의 사망, 이환 및 장애 여부를 수년간 혹은 수십년간 추적한 결과 비교그룹에 비해 사망률, 이환율 및 장애율이 유의하게 높았고, 따라서 건강수준을 측정하는 지표로서 타당성이 충분하다는 의견이다.

하지만 이러한 연구결과들이 서구 선진국들을 중심으로 이루어져 있어, 인종이 다른 동양

권 국가들에는 주관적 건강상태 지표의 타당성에 관해 아직도 의문의 여지가 남아있는 것이 사실이다. 우리나라 역시 건강수준의 측정도구로서 주관적 건강상태 지표를 활용한 연구논문들을 쉽게 찾아볼 수 있으나, 이 지표가 우리나라 인구 집단 간 혹은 집단 내의 건강수준을 측정하는데 타당성이 있는가? 에 대한 연구는 미흡한 수준이다. 우리나라를 비롯한 동양권 국가들에서 이 연구가 활발히 이루어지지 못한 여러 가지 이유가 있을 수 있겠으나, 가장 중요한 이유는 이 연구들을 수행하는데 필요한 관련된 시계열적 자료, 즉 주관적 건강상태와 더불어 사망, 이환 및 장애여부를 포함하여 추적된 코호트자료가 구축되지 못한 점을 지적할 수 있다.

동일대상군으로 구축된 패널 및 코호트 자료를 바탕으로 한국인의 건강수준 측정 지표로서 다양한 연구에서 널리 활용되고 있는 주관적 건강상태지표의 타당성을 검증해 보는 것은 의미 있는 연구라고 할 것 이다. 따라서 본 연구는 동일한 대상자에 대한 동일한 조사를 반복하여 구축된 패널 조사 자료를 바탕으로 주관적 건강상태에 대한 응답자의 사망수준의 차이를 분석하여, 건강수준 측정 지표로서 널리 활용되는 주관적 건강상태지표의 타당성을 검증해 보고자 한다. 본 연구는 한국인 건강수준 측정을 배경으로 한 많은 연구들의 논리적인 이론적 배경이 될 것으로 기대된다.

II. 연구방법

1. 연구자료

본 연구는 <한국노동연구원>의 1998년(1차 조사)부터 2004년(7차 조사)까지 구축된 『한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study: KLIPS)』 자료를 바탕으로 설계되었다. KLIPS자료는 우리나라 5,000가구와 가구원을 대표하는 패널표본으로 구성된 횡단면 자료와 시계열 자료의 장점을 모두 갖고 있다.

주관적인 건강상태가 사망률 예측지표로서 타당한지 여부에 대한 검증은 2차(1999년)조사 자료부터 7차(2004년)조사 자료를 바탕으로 이루어 졌다. 2차 조사(1999년 실시)시점부터 주관적인 건강상태에 대한 문항이 추가되었기 때문에, 2차 조사에서 주관적인 건강상태 문항에 응답을 했던 대상자만을 추출하고 자료에서 사망여부를 확인하여 1999년부터 2004년까지 6년간 사망한 가구원을 추적하였다.

1999년도 2차 조사의 15세 이상의 개인응답자 수 12,042명 중에서 30~69세 연령의 남녀 대상자를 이 연구의 분석대상으로 삼았다. 30세 미만 대상자를 포함시키지 않은 이유는

이들 연령에서의 사망자 수가 적고, 본인의 교육과 혼인상태 등과 같은 사회적 위치 지표를 정하는 데에 어려움이 있기 때문이다. 70세 이상의 고령자를 연구대상에 포함시키지 않은 이유는, 이들 고령자에서의 사망 양상은 젊은 연령대의 조기 사망(premature death)과는 그 성격이 다르기 때문이다. 일반적으로 고령자로 갈수록 사망률 불평등의 수준은 낮아지는데, 그 이유는 '누구나 사망하기 때문' 이다(강영호 외, 2004). 본 연구에서 사용된 표본은 30세-69세 범위의 11,366명의 개인 응답자인 남녀로, 이들 중에서 1999년도부터 2004년까지 6년간 총 143명이 사망하였다(표 1).

본 연구에 이용된 노동패널자료는 7차 년도에 걸쳐서 조사된 관계로 동일인을 지속적으로 추적하기가 다소 불가능한 경우가 존재하였으며, 이탈한 자료나 불성실한 자료에 대해서는 결측치로 처리하여 분석에 적용하였다. 그리고 연구대상자가 중도에 탈락하여 7차 년도까지 사망여부를 추적하기 힘든 경우는 연구 자료에서 제외 하였지만, 중간에 추적이 되지 않아도 추적기간 중 결과적으로 생존/사망여부가 확인이 되면 연구대상자로 포함하였다.

〈표 1〉 남·녀별 연구대상자 및 사망자 수 (1999-2004년 자료)

단위 : 명

연 령	남 자		여 자		결측치	
	대상자	사망자	대상자	사망자	대상자	사망자
30-39	1,919	15	1,843	3	61	
40-49	1,611	12	1,597	7	21	
50-59	1,292	27	1,293	13	2	
60-69	859	50	860	16	8	
전 체	5,681	104	5,593	39	92	-

2. 연구 설계

추적 전 초기년도(1999년도:2차 조사)에 응답자가 주관적으로 평가한 건강수준에서 건강이 나쁠수록('나쁘다' , '매우 나쁘다' 로 응답) 사망에 대한 상대위험도가 유의하게 높아질 것이라는 가설 하에, 주관적인 건강상태에 대한 문항에 응답한 30세부터 69세까지의 응답자를 대상으로 2차년도(1999년)부터 7차년도(2004년)까지 6년간 사망여부를 추적하였다. 또한 자신의 건강에 대한 인식이 조사 차수에 따라 달라 질 수 있음을 고려하여 2차 년

도부터 6차 년도까지 응답된 주관적 건강상태 점수를 평균 하여 나타낸 보정된 주관적 건강상태 점수를 변수로 산출하였고, 마찬가지로 사망여부를 추적하여 상대위험도를 살펴보았다(표 2). 2차년부터 6차 년도까지의 주관적 건강상태 문항을 활용한 주관적 건강상태의 평균점수에 대해서는 해당연도에 이 문항의 결측치가 있는 경우 표본을 제외하는 것이 더 정확한 분석이 될 수 있겠으나, 결측치 값을 모두 제외해서 분석하면 표본크기가 매우 작아져 추적된 사망자가 적어지는 문제가 있었다. 따라서 본 연구에서는 연구 대상연도에 응답된 주관적 건강상태 점수를 평균하여 결측치를 채우는 "inputation"방법으로 표본을 확보하였다. 또한 주관적 건강상태 누적평균 점수를 산출하는데 있어서 7차 년도를 제외한 이유는 개인 i가 t년에 사망한 경우 2차 년도부터 t-1년까지 주관적 건강상태 응답이 가능하다는 논리 때문이다.

〈표 2〉 연구의 틀 (1999-2004년: 시계열 자료 활용)

독립 변수		결과 지표
○ 주관적 건강상태 2차년도(1999년)에 응답된 주관적 건강상태 점수	○ 보정된 주관적 건강상태 2차년도(1999년)부터 6차년 도(2003년)까지 응답된 내 용의 평균점수	○ 사망률 : 2차년도(1999년)부터 7차년도(2004년)까지의 사망추적
① 매우좋다 ② 좋다 ③ 보통 ④ 나쁘다 ⑤ 매우나쁘다		① 사망자 ② 생존자

3. 분석방법

주관적인 건강상태에 따른 사망위험의 차이를 알아보고 주관적인 건강상태가 어느 정도 사망률을 예측할 수 있는지 알아보기 위하여, 먼저 본 연구대상자의 건강상태와 사망률을 조사하였다. 건강상태는 5점 척도로 반영하였으며, 건강상태가 “매우 좋다”를 5점, “좋다” 4점, “보통” 3점, “나쁘다” 2점, “매우 나쁘다”를 1점의 점수로 각각 부여하였다. 이를 2차 년도부터 6차 년도까지 누적하여 평균점수(Mean Score)를 낸 결과를 분석에 활용하였다.

한편, 본 연구 자료인 한국노동패널 자료는 크게 가구자료와 개인자료로 구성되어있는데, 주관적 건강상태 문항은 개인용 자료(4차 년도는 부가조사 자료에 포함)에 포함되어있고, 사망여부를 확인할 수 있는 자료는 가구용 자료에 포함되어 있다. 따라서 사망 여부와 시점에 대한 확인은 가구자료에 있는 사망한 가구원에 대한 조사 결과를 이용하였고, 가구원의 개인번호(PID)를 중심으로 각 차수별로 주관적 건강상태의 자료원인 개인용 자료와 사망진단을 위한 가구용 자료를 매치하여 분석하였다.

모든 데이터 처리는 SPSS 12.0과 SAS 9.1 package를 병용하여 실시하였는데, 각 차수마다 조사된 자료를 바탕으로 본 연구에서 필요한 변수들을 모으고, 분석이 용이하도록 가공하는 Dataset 작업은 SPSS로 진행하였고, 이것을 SAS로 불러와 모든 분석이 이루어졌다. 모든 자료는 남자와 여자로 나누어 기초분석을 하였고, 기초통계분석 기법으로 빈도(%), χ^2 -test 및 ANOVA-test를 활용하였다.

본 연구는 생존 자료의 종속변수(survival/failure time)가 대부분 정규분포를 하지 않고, 자료의 특성상 추적기간에 따른 중도절단(특히 right censoring)이 발생하기 때문에 이를 보정해 줄 수 있는 생존분석기법으로 자료를 분석하였다. 따라서 대상자가 평가하는 주관적인 건강상태가 좋지 못할수록 사망 위험률이 증가할 것이라는 가설에 입각하여, 본 연구는 성, 연령, 학력 및 혼인상태를 보정하고, 생존양상을 비교해 볼 수 있는 SAS 통계패키지의 Proc phreg를 이용한 콕스 모형(Cox's proportional hazard model)을 분석에 적용하였다. Cox 모형은 공변량의 수준의 변화에 따르는 상대위험(relative hazard)은 시간에 관계없이 시간과는 독립적으로 일정하다는 비례위험을 가정한다. 주관적인 건강상태에 따른 사망률은 상대비(relative risk, hazard ratio)와 95% 신뢰구간으로 제시하였다. 모형은 다음과 같다.

$$h_i(t) = h_0(t) \exp(\beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_K X_K)$$

$h_i(t)$: the hazard function

$h_0(t)$: the baseline hazard function

X_k : 설명변수 (성별, 연령, 사회학적 변수, 주관적 건강상태 점수)

III. 연구결과

주관적 건강상태가 사망률을 어느 정도 예측할 수 있는가에 대한 검증을 위해 2차 년도를 기준¹⁾으로 30세부터 69세까지의 대상자를 추출한 결과, 남자 5,681명(50%)과 여자 5,593명(49.2%)으로 결측치(0.8%)를 포함한 전체 대상자의 수(N)는 11,366명이었다. 대

상자는 남자(33.8%), 여자(33.3%) 모두 30대가 가장 많은 빈도(33.6%)를 나타냈고, 연령별 유의한 차이를 보였다($p < .001$). 아울러, 대상자가 주관적으로 평가한 건강상태는 '좋다' 라고 대답(36.5%)한 대상자가 남자(18.6%), 여자(17.9%) 모두 유의하게 많았고 ($p < .001$), 대상자의 대부분이 자신의 건강상태가 보통이상(70.8%)이라고 응답한 반면 건강이 '나쁘다' 라고 대답한 응답자는 전체의 6.6%에 불과했다(표 3).

〈표3〉 1999년 기준연도(2차년도)의 남·녀 별 연령과 주관적 건강상태
(Background at base-line) 단위 : 명(%)

Base-line background	남자	여자	합계	p-value ¹⁾	
연령	30-39	1,919(33.8)	1,843(33.3)	3,823(33.6)	< .001
	40-49	1,611(28.4)	1,597(28.6)	3,229(28.6)	
	50-59	1,292(22.7)	1,293(23.1)	2,587(22.8)	
	60-69	859(15.1)	860(15.4)	1,727(15.2)	
주관적 건강 상태	매우좋다	1,311(23.1)	1,160(20.7)	2,471(21.7)	< .001
	좋다	2,111(37.2)	2,033(36.3)	4,144(36.5)	
	보통	620(10.9)	814(14.6)	1,434(12.6)	
	나쁘다	237(4.2)	361(6.5)	598(5.3)	
	매우나쁘다	81(1.4)	67(1.2)	148(1.3)	
	결측치	1,321(23.3)	1,158(20.7)	2,571(22.6)	
합 계	5,681(50.0)	5,593(49.2)	11,366(100)		

1) statistical analysis by χ^2 -test

가구별 사망자를 파악하고 그에 따라 사망여부를 진단한 결과, 7차 년도까지 사망한 총 사망자 수는 143명으로 전체 대상자의 1.3%수준이었다. 인구사회학적 특성에 따른 사망자 분포와 대상자가 평가한 주관적 건강상태를 점수화하여 인구사회학적 특성에 따라 분석한 결과는 표 4와 같다. 사망자 분포에서는 혼인여부 및 특성에 따라 통계적으로 차이는 없었

1) KLIPS는 2차 조사부터 <주관적 건강상태 평가>문항을 새롭게 추가하였기 때문에, 2차 조사자료부터 7차 조사자료까지 분석에 활용하여 사망자를 추적하였다.

으나, 연령, 성별, 학력에 따라서는 상당히 유의한 차이가 나타났다. 특히 연령이 높아질수록 사망률이 높으며($p < .001$), 여자보다 남자의 사망률이 유의하게 높은 경향으로 남성이 여성에 비해 사망자 수가 약 2.5배 이상 많은 것으로 나타났다($p < .001$). 또한 학력에 따라서는 학력수준이 낮을수록 상대적으로 높은 사망률을 보였고, 초졸 이하 그룹에서 사망률이 가장 높게 나타났다($p < .001$)(표 4).

전체 대상자의 추적기간 동안의 건강상태는 평균 점수가 약 3.6점(± 0.7)으로 대체로 양호한 것으로 나타났다. 그러나 연령, 성별, 학력 및 혼인상태 등 인구사회학적 특성에 따라서 모두 유의한 차이를 보였는데, 특히 연령이 높을수록 건강상태 평균점수가 낮아지며($p < .001$), 남자보다는 여자의 건강상태가 다소 좋지 못한 것으로 나타났다($p < .001$). 또한 학력별로 무학이거나 학력이 낮을수록 평균 건강상태점수가 낮게 평가되었고($p < .001$), 혼인 특성에 중 사별한 경우 가장 건강상태가 나쁘며, 미혼이 가장 건강상태가 좋은 것으로 평가되었다($p < .001$)(표 4).

표 5는 2차년도(1999년)에 자신이 평가한 주관적 건강상태에 따라 추적기간(2차~7차) 동안의 사망률 상대위험비(Relative Risk, hazard ratio)와 95% 신뢰구간을 제시해 놓은 것이다.

연령과 성별을 모두 보정 했을 때, 2차 년도에 자신이 평가한 건강이 “매우 좋다” 라고 대답한 사람들에 비해 “좋다” 라고 대답한 사람들의 사망의 상대 비는 1.22배(95% CI: 1.17-1.27) 높았고, “보통” 이라고 대답한 사람은 1.91배(95% CI: 1.80-2.03) 높았으며, “나쁘다” 라고 대답한 사람은 2.5배(95% CI: 2.29-2.72), “매우 나쁘다” 라고 대답한 사람은 2.55배(95% CI: 2.14-3.02)로 2차 년도에 자신이 평가한 주관적인 건강상태가 나쁠 수록 추적기간동안 사망한 사망자 수는 상대적으로 많았던 것으로 나타났고, 통계적으로 유의하게 사망의 상대비가 높아지는 것을 알 수 있다(표 5).

표 6은 2차년도(1999년)부터 6차년도(2003년)까지 조사된 응답자의 주관적 건강상태를 누적평균으로 나타내어 지표를 보정하고, 같은 방법으로 추적기간(2차~7차)동안의 사망률 상대위험비(Relative Risk, hazard ratio)를 산출한 것이다.

연령과 성별을 모두 보정 했을 때, 보정된 주관적 건강상태가 “매우 좋다” 라고 대답한 사람들에 비해 “좋다” 라고 대답한 사람들의 사망의 상대위험비는 1.19배(95% CI: 1.10-1.36) 높았고, “보통” 이라고 대답한 사람은 1.55배(95% CI: 1.29-2.05) 높았으며, “나쁘다” 라고 대답한 사람은 2.92배(95% CI: 1.99-4.72), “매우 나쁘다” 라고 대답한 사람은 7.64배(95% CI: 3.83-16.57)로 자신이 평가한 주관적인 건강상태가 나쁠수록 추적기간동안 사망한 사망자 수는 상대적으로 많았고, 보정된 주관적 건강상태지표에 따라서도 통계적으로 유의하게 사망의 상대비가 매우 높아지는 것을 알 수 있다(표 6).

〈표 4〉 인구사회학적 특성에 따른 사망분포와 주관적 건강상태

인구사회학적 변수	명	사망분포		주관적 건강상태			
		명(%)	p ¹⁾	Mean(±SD)	Duncan	p ²⁾	
연령	30-39	3,823	18(0.5)	< .001	3.9(0.5)	d ³⁾	< .001
	40-49	3,229	19(0.6)		3.7(0.6)	c	
	50-59	2,587	40(1.5)		3.5(0.7)	b	
	60-69	1,727	66(3.8)		3.1(0.8)	a	
성별	남자	5,681	104(1.8)	< .001	3.7(0.7)	b	< .001
	여자	5,593	39(0.7)		3.5(0.7)	a	
	결측치	92	-		3.8(0.9)	b	
학력	무학	209	3(1.4)	< .001	2.7(0.7)	a	< .001
	초졸이하	1,256	35(2.8)		3.1(0.7)	b	
	중졸이하	1,586	26(1.6)		3.4(0.7)	c	
	고졸이하	4,491	51(1.1)		3.7(0.6)	de	
	대졸이하	1,093	7(0.6)		3.9(0.5)	e	
	대졸이상	2,285	17(0.7)		3.9(0.5)	e	
	결측치	47	3(0.9)		-	-	
혼인 상태	미혼	1,758	18(1.0)	N.S.	3.9(0.6)	c	< .001
	기혼	8,637	115(1.3)		3.6(0.6)	bc	
	별거	114	1(0.9)		3.4(0.8)	ab	
	이혼	323	5(1.5)		3.2(0.8)	ab	
	사별	448	2(0.4)		3.0(0.7)	a	
	결측치	86	2(2.3)		3.5(0.3)	bc	
	전 체	11,366	143(1.3)			3.6(0.7)	

1) statistical analysis by χ^2 -test

2) statistical analysis by ANOVA

3) a, b, c, d : Different letters mean significant difference of mean value of groups of ANOVA (Duncan, $p < 0.05$)

<표 5> 주관적 건강상태에 따른 사망의 상대위험도(Relative Risk)

단위: 명(%)

주관적 건강상태	1999년도(2차) 응답자	추적기간동안 사망자	Relative Risk ¹⁾	(95% CI)
매우 좋다	2,471(28.1)	19(18.3)	1.00	-
좋다	4,144(47.1)	26(25.0)	1.22	(1.17-1.27)
보통	1,434(16.3)	22(21.2)	1.91	(1.80-2.03)
나쁘다	598(6.8)	23(22.1)	2.50	(2.29-2.72)
매우 나쁘다	148(1.7)	14(13.5)	2.55	(2.14-3.02)
합 계	8,795(100.0)	104(100.0)		

1) statistical analysis by Cox Proportional Hazard Model(PHREG)

<표 6> 보정된 주관적 건강상태에 따른 사망의 상대위험도(Relative Risk)

단위: 명(%)

보정된 주관적 건강상태	99(2차)~03(6차) 응답자	추적기간동안 사망자	Relative Risk ¹⁾	(95% CI)
매우 좋다	492(2.6)	12(11.5)	1.00	-
좋다	5,544(62.8)	24(23.1)	1.19	(1.10-1.36)
보통	2,212(25.1)	32(30.8)	1.55	(1.29-2.05)
나쁘다	523(5.9)	27(26.0)	2.92	(1.99-4.72)
매우 나쁘다	49(0.6)	9(8.6)	7.64	(3.83-16.57)
합 계	8,820(100.0)	104(100.0)		

1) statistical analysis by Cox Proportional Hazard Model(PHREG)

IV. 고 찰

자기보고(self-reported)에 의한 주관적 건강상태(self-assessment health: SAH)지표는 우리나라에서 연구대상자의 건강수준을 측정하기 위한 도구로 다양한 연구에서 활용되어 왔다. 주관적 건강상태는 하나의 설문문항으로 설문조사 시 쉽게 자료를 구할 수 있기 때문

에 매우 실용적인 지표이며, 인구집단 간 질병이환의 차이 및 서로 다른 지역 간의 보건의료 서비스 및 자원의 필요도를 설명하기 위해서도 이용되어온 지표이다. 동시에 건강수명 (health expectancy)과 같은 지표를 계산하는 데도 유용하게 이용된다(한국건강형평성학회, 2008).

그러나 이 지표가 과연 한국인의 건강수준을 측정하기 위한 도구로서 타당함에 대한 검증은 국내의 연구에서 매우 미약했다. 우리나라에서는 강화지역의 노인을 대상으로 연구되었던 지선하 등(1994)과 전라남도 일부지역 주민을 대상으로 연구되었던 권순석 등(1999)의 연구를 제외하면 관련된 연구를 찾아보기 힘들다. 또한 이들 연구가 특정 지역 또는 특정 연령대를 중심으로 이루어졌기 때문에 우리나라에서 건강결과변수로서 다양한 연령층을 대상으로 광범위하게 사용되기에 충분 한가? 에 대한 궁금증을 완전히 해소하기엔 부족한 점이 있다. 따라서 유럽과 미국을 중심으로 많은 선진 국가에서 건강수준을 측정하는 연구에 많이 활용되고 있는 주관적 건강상태의 타당성을 검증하기 위한 연구가 1980년대 초반부터 활발하게 이루어지고 있는 것과 비교했을 때, 이와 관련된 국내의 연구가 부족했던 이유를 되짚어 보지 않을 수 없다. 우리나라에서 이 연구가 활발히 이루어지지 못한 것에 여러 가지가 이유가 있을 수 있겠으나 가장 주요한 이유는 이 연구를 수행하는데 필요한 자료가 충분하지 못하다는 사실을 들 수 있을 것이다. 건강과 불 건강을 객관적으로 증명할 수 있는 지표로서 흔히 질병으로 인한 사망, 이환 및 장애여부 등을 활용한다. 그러나 대상자의 주관적 건강상태와 더불어 건강을 객관적으로 평가할 수 있는 사망, 이환 및 장애여부 등을 포함하여 추적된 광범위한 코호트자료가 우리나라에서 충분히 구축되지 못한 점을 지적할 수 있다.

물론 대상자의 주민등록번호가 연구에 활용될 수 있다면 국민건강영양조사 자료와 통계청의 사망등록 자료를 연계하여 살펴보는 것도 가능하지만 주민등록번호를 활용한 연구가 현행 법률²⁾상에서 불가능하기 때문에 자료에 대한 문제는 고민스러운 부분이다.

본 연구는 가구원 패넬표본을 구성하여 지속적으로 사망여부를 추적 조사한 『한국노동패넬』 자료를 활용하였다. 한국노동패넬 자료가 우리나라 대표 가구(5,000가구)와 그 가구원을 대상으로 조사되었기는 하지만, 시부 지역만을 표본 선정지역으로 삼고 읍부/면부 및 제주도 지역을 제외하여 조사되었기 때문에 대표성을 완전히 충족한다고는 볼 수 없다. 그러나 읍부/면부 지역의 인구비율이 18.5%(2005년 인구센서스)로 비교적 적은 수준이라는 점과 제주도를 제외하였기는 하지만 전국의 대표가구를 표본으로 선정하여 다양한 사회계층을 포괄하였다는 점은 이 자료를 활용하여 이루어진 본 연구의 해석이 반영되는데 무리가 없으리라고 본다. 또한 한국노동패넬 자료는 매년 동일한 가구와 가구원에 대한 동일한 조사를 매

2) 공공기관의 정보공개에 관한법률 제9조 제1항 제6호와 공공기관의 개인정보 보호에 관한법률 제10조 제3항 제4호

년 반복해서 실시하기 때문에 원 표본 가구 유지율을 가졌다는 연계자료로서의 의의도 크다고 할 수 있다. 강영호 등(2004)의 연구에 의하면, 이차 자료(예를 들어, 센서스자료와 사망자료의 연계 등)를 사용한 비연계자료 연구(unlinked study)에서의 분자/분모 바이어스(numerator/denominator bias) 가능성을 없애는 방법은, 연구대상자들의 사망 여부를 개인 단위에서 추적하는 패널 또는 코호트 연구에서 사망률을 확인하는 것이라고 했다.

본 연구에서 사용된 표본은 30세~69세 범위의 11,366명의 개인 응답자인 남녀로, 이들 중에서 1999년도부터 2004년까지 6년간 총 143명이 사망하였다. 남자는 대상자 총 5,681명 중에 104명이 사망하였고, 여자는 5,593명 중에 총 39명이 사망하였으며, 연령대가 높아질수록 사망자의 수도 증가하는 양상이었다. 사망자 수가 비교적 적은 15세 이상 30세 미만의 대상자와 앞에서도 언급했듯이 젊은 연령대의 조기 사망(premature death)과는 그 성격이 다른 70세 이상의 고령자를 연구의 대상자에서 제외하였음에도 불구하고, 성별 연령별 사망자 수의 차이는 다소 크게 나타났기 때문에, 모든 분석이 성, 연령을 보정하여 이루어졌다. 추적기간이 6년으로 상대적으로 짧았기 때문에 사망자 수가 전체 조사대상자의 1.3%정도로 적어 이들 집단을 성별연령별로 나누어 주관적 건강상태와 사망률 차이를 다양하게 보여 주는데 제한점이 있었다.

본 연구는 종속변수인 생존/사망 자료가 대부분 정규분포를 하지 않고, 자료의 특성상 추적기간에 따른 중도절단(censoring)이 발생하기 때문에 이를 보정해 줄 수 있는 생존분석기법으로 자료를 분석하였다. 생존 자료(survival data)에서는 연구기간이 종료되지 않았는데도, 추적 도중에 탈락하거나 연구가 종료될 때까지도 사건이 발생하지 않는 중도절단이 문제가 된다. 사건이 발생하지 않아서 연구기간 동안 생존해 있는 것도 완전히 관찰을 한 자료가 아닌 불완전한 관찰 자료에 속하기 때문이다(송경일 외, 2007). 본 연구와 같은 한국노동패널자료를 사용하여 사망률을 추적하여 사회경제적 불평등을 검증해 보았던 강영호 등(2004)의 연구에서는 중간 조사에서 사망이 추적되지 않더라도 이후의 조사에서 추적이 이뤄진 경우에는 중간 조사 시의 중도 절단은 무시하였다. 예를 들어, 1차 조사에서 조사 대상자였으나 2~4차 조사에서는 조사가 되지 않다가 5차 조사에서 조사가 이뤄진 경우 연구 종료 시점까지 추적이 된 것으로 판단하였다. 본 연구에서도 강영호 등(2004)의 연구와 마찬가지로 중간 조사 시의 중도 절단은 무시하였지만, 연구종료시점인 7차년도 시점까지 대상자의 탈락으로 인해 사망여부가 확인되지 않는 경우는 본 연구의 분석에서 제외하였다. 본 연구에서 활용된 Cox's proportional hazard model은 공변량의 수준의 변화에 따르는 상대위험(relative hazard)은 시간에 관계없이 시간과는 독립적으로 일정하다는 비례위험을 가정(송경일 외, 2007)하기 때문에 생존 자료에서 상대적인 사망위험도를 살펴볼 수 있는 분석방법이다. 또한 사건의 발생에 영향을 미치는 예측변수는 많다. 나이, 성별 등과 같은

baseline characteristics은 연구자가 어떤 중재(intervention)나 치료 등으로 바꿀 수 있는 요소들이 아니고 미리 정해진 요소들이다. 이런 baseline characteristics을 보정하지 않으면 bias로 작용할 것이다. 따라서 여러 개의 위험인자를 고려한 생존분석에서는 회귀분석 같은 모형이 필요하기 때문에 Cox모형이 필요한 것이다. 미국이나 유럽 등에서 이루어진 선행 연구에서도 대부분 이 모형을 이용하여 주관적인 건강상태와 사망률과의 관계를 분석하였는데, Mackenbach JP 등(2002)은 이모형을 활용하여 인구사회학적 변수, 건강상태, 건강행위 및 사회정신변수를 통제한 상태에서 네덜란드인의 주관적인 건강상태에 따른 사망률의 양상을 살펴보고, 스웨덴에서 이루어진 Manderbacka K 등(2003)의 연구에서도 같은 방법으로 노인의 주관적 건강상태에 따른 사망률의 양상을 비교해 보았다. 또한 미국에서도 다양한 계층의 주관적 건강상태에 따른 사망률 차이를 여러 연구에서 이모형을 활용하여 검증해 보았는데, 그 중 Idler EL 등(2000)의 연구는 Cox모형을 이용하여 10년간 추적 조사된 미국의 국민건강영양조사 자료를 바탕으로 신체검사자료, 증상 및 건강행위 등을 통제하고 주관적 건강상태와 사망률과의 관계를 분석하였다.

본 연구 결과 대상자의 성별, 연령 및 교육수준에 따른 사망자 분포에는 모두 통계적으로 유의한 차이가 있었고($P<.000$), 추적기간 동안 응답했던 주관적 건강상태점수에도 성별, 연령, 교육수준 및 혼인상태 범주별로 유의하게 평균의 차이를 보였다($P<.000$). 남성일수록, 연령이 증가할수록, 그리고 학력이 낮을수록 사망자의 분포가 많은 것으로 나타났고, 남성일수록, 연령이 증가할수록, 학력이 낮을수록, 그리고 별거/이혼/사별인 경우와 같이 혼인상태가 유지되지 못한 경우 추적기간 동안의 주관적 건강상태 점수는 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 따라서 주관적 건강상태에 따른 사망률차이 검증에 혼란을 줄 수 있는 성별, 연령, 학력 및 혼인상태를 모두 보정하여 분석하였다. 미국과 유럽에서 이루어진 선행연구를 살펴보면 사망추적 기간이 보통 길기 때문에 추적된 사망자 수가 비교적 많고, 대상자의 인구사회학적 변수, 장애와 질병상태를 포함한 건강상태 및 건강행위 등의 다양한 변수들이 함께 조사되어 연구에 활용되기 때문에 보다 풍부한 연구결과를 보여준다. Ellen L 등(1991)의 연구에서는 연구시작 시점에 주관적 건강상태와 대상자의 장애와 질병상태를 함께 조사하여 어떤 지표가 사망률을 더욱 잘 예측하는지 평가해 보고자 하였다. 그 결과, poor self-perception이라고 대답한 사람의 사망률이 유의하게 높았고, 의사의 진단에 의한 장애나 질병상태에 비해 스스로 평가된 health scale이 사망률을 더욱 잘 예측하는 것으로 나타났다. 그리고 Mackenbach JP 등(2002)은 인구사회학적 변수, 건강상태(health status) 및 건강행위(behavioural risk factors)를 통제하고 정신사회학 변수(psychosocial factors), 주관적 건강상태 및 사망률과의 관계를 살펴보았다. 여러 혼란변수를 통제한 상태에서도 주관적 건강상태와 사망률은 여전히 강하게 연관이 있었고 사회적 지지나 장기간의 어려움, 신

경과민 등의 정신사회학 변수를 통제한 이후에도 주관적 건강상태와 사망률과의 관련성은 감소되지 않았다. Idler EL 등(2000)의 연구에서는 신체검사 및 임상자료, 증상, 건강행위 등에 관한 자료를 함께 수집하여 이들 요인들을 통제하고 baseline의 주관적 건강상태가 사망수준과 기능적 제한(functional limitations)을 예측하는지 검증해 보았다. 그 결과 주관적 건강상태가 사망수준 뿐만 아니라 남녀의 기능적 제한을 예측할 수 있다고 보고하였다.

일부지역을 중심으로 이루어지기는 하였지만 국내에서 이루어진 연구에서도 외국과 같은 양상의 결과를 보여주었다. 강화지역 55세부터 99세까지의 노인인구 코호트자료를 활용한 지선하 등(1994)의 연구에 의하면 일부 만성질환의 유병상태 및 건강행위를 통제한 상태에서 건강상태별 비교위험도를 계산한 결과 남녀 모두 '매우 건강하다'에 비해 '나쁘다'인 경우 사망률이 높게 나타났다. 또한 1995년 주암호 인근에 위치한 9개 읍면 지역 등 전라남도 일부 농촌지역에 거주하는 20세 이상의 주민을 대상으로 자거건강인지도 양호군과 불량군의 의료이용정도와 사망위험을 비교한 권순석 등(1999)의 연구에서는 연령과 성별, 그리고 1994년도 투약일을 보정하여 자가 건강인지도에 따른 사망위험이 양호군에 비해 불량군이 1.45배로 더 높은 수준이었다.

본 연구에서 사용되었던 한국노동패널자료는 건강관련 조사가 다양하게 이루어지지 않았기 때문에 질병 및 장애여부, 건강행위, 정신사회적 변수를 고려했던 외국의 연구에 비해 다양한 혼란요인에 대한 고려가 부족하다는 제한점이 있다. 이들 요인의 영향을 통제하고도 주관적인 건강상태가 나쁠수록 사망수준이 증가한다는 외국 연구의 일관된 결과들을 살펴볼 때, 본 연구결과가 반영되는데 크게 무리는 없을 것이라고 보이지만 향후 다양한 건강관련 변수들이 함께 고려된 연구로 보다 향상된 입증은 필요하다.

2차년도(1999년)에 자신이 평가한 주관적 건강상태와 추적기간 동안의 그들의 사망분포를 바탕으로 사망의 상대위험도(Relative Risk, Hazard ratio)를 산출한 본 연구의 결과를 살펴보면, 2차 년도에 자신의 건강이 "매우 좋다"라고 대답한 사람(reference group)에 비해 "좋다"라고 대답한 사람은 1.22배, "보통"이라고 대답한 사람은 1.91배, "나쁘다"라고 대답한 사람은 2.5배, 그리고 "매우 나쁘다"라고 대답한 사람은 2.55배의 사망의 상대위험도를 나타냈다. 즉, 자기 보고된(self reported) 주관적 건강상태가 나쁠수록 추적기간 동안 사망자 수가 상대적으로 많았고, 유의하게 사망의 상대위험비가 높아지는 것으로 나타났다. 이는 앞서 제시한 미국과 유럽에서 행해진 연구결과와 같은 양상의 결과로서 연구대상자의 주관적 건강상태가 나쁠수록 사망수준이 증가되는 것을 알 수 있다.

또한 본 연구는 자신의 건강에 대한 인식이 조사 차수에 따라 달라 질 수 있음을 고려하여 2차년도(1999년)부터 6차년도(2003년) 응답된 주관적 건강상태 점수를 평균 하여 나타낸 보정된 주관적 건강상태 점수를 변수로 산출하였고, 마찬가지로 사망여부를 추적하여 상

대위험도를 살펴보기도 하였다. 그 결과, 2차년부터 6차 년도까지 누적평균으로 보정된 주관적 건강상태가 “매우 좋다” 라고 대답한 사람들에 비해 “좋다” 라고 대답한 사람들의 사망의 상대 비는 1.19배 높았고, “보통” 이라고 대답한 사람은 1.55배 높았으며, “나쁘다” 라고 대답한 사람은 2.92배, “매우 나쁘다” 라고 대답한 사람은 7.64배의 매우 높은 사망의 상대위험도를 나타냈다. 앞서 언급했듯이 주관적 건강상태 누적평균 점수를 산출하는데 있어서 7차 년도를 제외한 이유는 개인 i 가 t 년에 사망한 경우 2차 년도부터 $t-1$ 년까지 주관적 건강상태 응답이 가능하다는 논리 때문이다. 그러므로 대상자가 4차 년도에 사망하였다면 주관적 건강상태 점수는 2차년부터 3차 년도까지 조사된 주관적 건강상태 점수를 평균한 값이 분석에 적용되는 것이다. 본 연구는 각 차수에 응답되지 않은 주관적 건강상태 문항에서의 결측값을 ‘imputation’ 방법으로 결측치를 채워 표본을 최대한 확보하였지만 이러한 초기 결측값 처리로 인한 bias와 사망자의 생존기간이 달라 모든 대상자를 동일한 선에서 같은 기준으로 살펴볼 수 없었던 점은 연구방법 면에서 논리적 반박이 있을 수 있다. 그러나 조사차수가 길지 않아 초기 조사차수와 연구종료 차수의 범위가 넓지 않았고, 한국노동패널 자료에 있어서 표본유지율³⁾이 높다는 것을 감안해 보면 결측치 처리방법으로 인한 결과의 영향은 크지 않을 것으로 본다. 또한 주관적 건강상태가 조사대상자의 상병상태나 심리상태 등을 복합적으로 반영하는 심리적·사회적 결과의 표현이기 때문에 대상자가 조사차수에 응답한 건강상태 점수를 모두 반영하여 건강에 대한 인식이 조사차수 마다 달라질 수 있다는 점을 고려하여 분석된 표 6의 결과는 표 5에 제시된 baseline에 응답되었던 주관적 건강상태가 나쁠수록 사망위험이 증가한다는 결과를 보완하는 의미로서 충분히 활용될 수 있으리라고 생각된다.

본 연구가 우리나라에서 건강수준측정지표로서 광범위하게 사용되고 있는 주관적 건강상태 지표에 대한 타당성을 객관적으로 밝혔다는데 그 의의는 매우 크다고 본다. 또한 추적기간이 상대적으로 짧아 많은 사망자 수를 확보하지 못해 다양한 연구를 진행해 볼 수는 없었지만, 비교적 대표성 있는 패널자료를 활용하여 이루어진 주관적 건강상태지표에 대한 연구라는 점은 시사 할만하다. 향후 대상자의 사망이 비교적 장기간 추적되고 다양한 건강관련 변수들이 함께 조사된 코호트/패널 자료를 통해 보다 풍부한 연구를 진행해 볼 수 있으리라고 기대해 본다. 특히 주관적 건강상태가 단순히 일시적인 기분이나 건강에 대한 인식의 차이를 넘어 그 수준에 따라 사망위험을 예측한다는 점에서 이를 설명할 수 있는 다양한 기전에 관한 연구가 추가적으로 필요하다고 생각된다.

3) 한국노동패널의 표본유지율(KLIPS User's Guide Book, 2007) : 2차년도(1999년) 88%, 3차년도(2000년) 81%, 4차년도(2001년)77%, 5차년도(2002년) 76%, 6차년도(2003년) 77%, 7차년도(2004년) 77%

V. 요약 및 결론

본 연구는 건강수준(health status) 측정 지표로서 자기보고(self-report)에 의한 주관적 건강상태 지표가 우리나라 인구의 건강평가 연구에 타당성(validity)이 있는지 검증해보았다. 대상자가 평가하는 주관적인 건강상태가 좋지 못할수록 사망 위험률이 증가할 것이라는 가설에 입각하여, 자기보고에 의한 주관적 건강상태에 따른 6년간(1999년~2004년) 생존양상을 비교해 보았다.

연구결과, 자기보고에 의한 주관적 건강상태가 사망률을 예측하고, 우리나라에서 건강수준의 측정지표로서 충분히 타당성(validity)을 가지고 있다는 결론을 도출할 수 있었다. 이는 앞서 이루어진 서구 선진국 사회에서 연구된 결과들과 동일한 양상의 결과이다. 이와 같은 결과는 주관적 건강상태를 건강측정지표로 활용하여 연구되었던 논문들의 도구적 타당성에 대한 의문을 해소하고, 향후 이 지표를 활용한 보다 다양한 연구들을 뒷받침 해줄 수 있는 근거자료가 될 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강영호. 한국에서의 사회경제적 건강 불평등. 사회포럼 2003년 자료집. 연대와 포럼 2003.
- 강영호, 이상일, 이무송, 조민우. 사회경제적 사망률 불평등: 한국노동패널 조사의 추적 결과. 보건행정학회지 2004; 14(4):1-20.
- 권순석, 김상용, 임정수, 손석준, 최진수. 자가건강인지도에 따른 3년간의 의료이용도와 사망위험 비교. 예방의학회지 1999; 32(3):355-360.
- 남재량, 성재민, 이상호, 최효미, 신선옥. 한국노동패널 1-7차년도 조사자료 User's Guide /Code Book. 서울: 한국노동연구원; 2007.
- 방하남, 황수경, 김기현, 김지경, 박시내, 이상호. 한국노동패널 기초분석보고서 : 한국노동패널 4차(2001)년도 자료분석. 서울: 한국노동연구원; 2003.
- 송경일, 최종수. 생존자료의 분석. 서울: 한나래출판사; 2007.
- 지선하, 오희철, 김일순. 노인 스스로 인지한 건강상태와 사망률에 관한 연구: 강화코호트연구. 한국역학회지 1994; 16(2):172-180.
- 한국건강형평성학회. 건강형평성 측정 방법론. 파주: 한울아카데미; 2008. 쪽215-220.
- Bailis DS. Two view or self-rated general health status. Soc Sci Med 2003;56(2):203-17.

- Berkman L-Kawachi I. *Social Epidemiology*; 2000. 신영전, 김명희, 전희진, 김석현(옮김). 사회역학, 서울: 한울출판사; 2003.
- Ellen L. Idler, Stanislav Kasl. Health perceptions and survival: Do Global Evaluations of Health Status Really Predict Mortality?, *Journal of Gerontology Social Sciences* 1991;46(2): 55-65.
- Ferraro, Wilmoth J, Gerontol B. Measuring Morbidity: Disease Counts, Binary Variables, and Statistical Power, *journal of gerontology Psychol Sci Soc Sci* 2000.;55:173-189.
- Franks P. Sociodemographics, self-rated health and mortality in the U.S., *Soc Sci Med* 2003; 56(12):2505-14.
- Idler EL, Russell LB, Davis D. Survival, Functional limitation and self-rated health in the NHANESI Epidemiologic Follow-up Study. *American Journal of Epidemiology* 2003;. 152(9):874-83.
- Idler EV, 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.
- KF Ferraro, YP Su. Physician-evaluated and self-reported morbidity for predicting disability. *American Journal of Public Health* 2000;90:1103-108.
- Kim OK. Estimation of adult mortality in Korea : levels, trends, and socioeconomic differentials". *J Biosoc Science* 1986;18(3):347-356.
- Mackenbach JP, Simon JG, Looman CW, Joung IM. Self-assessed health and mortality : could psychosocial factors explain the association?. *International Journal of Epidemiology* 2002; 31:1163-1168.
- Manderbacka K, Kareholt I, Martikainen P, Lundberg O. The effect of point of reference on the association between self-rated health and mortality. *Social Science & Medicine* 2003; 56(7):1447-52.
- Mossey JM, Shapiro E. Self-Rated Health : A Predictor of Mortality Among the Elderly. *American Journal of Public Health* 1982;72(8):800-8.
- Muters S, Lampert T, Maschewsky Schneider U. Subjective health as predictor for mortality, *Gesundheitswesen* 2005;65(2):129-36.
- Yael Benyamini. Positive Affect and Function as Influences on Self-Assessments of Health : Expanding Our View Beyond Illness and Disability. *Journal of Gerontology Psychological sciences* 2000;55B(2):107-116.