

왜 여성의 주관적 건강이 더 나쁜가?

김 승 곤*

초 록

여성의 사망률은 모든 연령에 걸쳐 남성보다 낮지만 주관적 건강수준은 남성보다 나쁘다. 이 '역설적' 현상을 이해하기 위해서는 주관적 건강과 의사 진단이 있는 만성 질환 유병여부와 연결시켜 분석하는 것이 중요하다.

본 논문에서는 노동연구원의 노동패널 2003년 자료에서 추출한 15세 이상 남성 5282명과 여성 5701명의 17가지 만성질환에 대한 자료를 분석하였다. 먼저 주관적 건강수준의 남녀 차이를 세 부분으로 분해하였다: 첫째, 만성질환 유병률 분포의 남녀 차이에 의한 부분('분포효과'), 둘째, 동일한 만성질환 분포 하에서 자신의 건강이 나쁘다고 보고하는 성별 '보고율' 차이에 의한 부분('보고율 효과'), 그리고 만성질환 유병여부와 관계없는 요인에 의한 제 3의 부분이다.

분석결과를 요약하면, 첫째, 의사의 진단이 있는 만성질환의 '분포효과'는 남녀 주관적 건강수준 차이의 48%를 설명하였다. 둘째, '보고율효과'는 9%를 설명하였다. 마지막으로 만성질환과 관계없는 제 3의 부분 효과는 43%를 설명하였다. 종합하면, 동일 만성질환에 대하여 여성이 남성보다 자신의 건강이 더 나쁘다고 보고할 확률이 높기 때문에 여성의 주관적 건강수준이 낮다는 설명은 설명력이 낮다는 것을 의미한다. 아울러 제 3의 부분이 크게 나타난 것은 몇몇 만성질환에 있어 남성이 여성보다 더 심하게 아프기 때문에 사망률이 높게 나타난다는 것을 시사한다.

분석결과 '역설적'현상의 주요 원인은 근골격계 질환의 남녀차이로 보이며, 보다 면밀한 분석을 위해서는 만성질환 유병률과 사망률 및 우울증에 대한 자료를 결합할 필요가 있다.

주제어 : 성별 차이, 주관적 건강, 만성질환, 유병률 역설

* 전주대학교 경제학과(seungkim@jj.ac.kr)

I. 머리말

여성은 남성보다 기대수명이 더 길지만, 여성 자신의 건강이 나쁘다고 보고 하는 비율이 남성보다 높은 것으로 알려져 있다. 주관적 건강에 기초한 ‘남녀 건강·사망률 역설(유병률 역설)’은 세계 여러 나라의 인구를 대상으로 한 많은 연구에서 보고되었으며, 많은 연구자들에게 정형화된 사실로 받아들여져 왔다(Case & Paxson, 2004). 하지만 여성의 사망률이 남성보다 모든 연령에 걸쳐 낮다는 사실은 이 ‘역설’이 사실이 아닐 수도 있다는 것, 다른 기준을 사용하면 여성이 남성보다 실제로는 건강할지도 모른다는 것을 의미한다.

남녀의 주관적 건강수준에 역설적 현상이 나타나는 것은 다음 세 가지 설명의 조합으로 설명 가능하다. 첫 번째 설명은 남녀 간에는 생물학적 및 심리적으로 요인의 차이 때문에 만성질환 분포에 차이가 있고 그 때문에 더 많은 여성이 자신의 건강이 나쁘다고 보고한다는 것이다(Verbrugge, 1989; Molarius와 Janson, 2002). 주관적 건강상태에 중요한 영향을 미치는 몇몇 만성질환에서 여성의 유병률이 남성보다 상당히 높을 수 있다. 이러한 만성질환 분포의 성별 차이는 우선 남녀 간의 생물학적, 유전적 차이가 그 원인일 수 있다. 남녀 간에는 호르몬 작용의 차이, 만성질환에 대한 면역능력이나 대처능력의 차이가 존재한다. 이런 차이는 다시 남녀 간 만성질환 분포의 차이를 가져올 것이다.

두 번째 설명은 성별 만성질환의 분포가 동일하다 하더라도 어떤 만성질환에 대해서는 여성이 더 많이 자신의 건강이 나쁘다고 보고한다는 것이다. 그 원인에 대하여 두 가지 설명이 가능하다. 첫 번째 가능한 설명은 여성은 건강에 대한 평가의 ‘태도’가 남성과 다르다는 것이다. 즉, 동일한 신체적 이상에 대하여 여성이 더 민감하게 건강이 나쁘다고 보고하는 경향이 있다는 것이다. 그 이유에 대하여 널리 받아들여지고 있는 하나의 시각은 여성은 조금만 몸에 이상이 느껴져도, 남성들만큼 깊이 생각해보지 않고, 남성보다 쉽게 자신의 건강이 나쁘다고 보고하는 경향이 있다는 것이다(Spiers 등, 2003). 다른 시각에 의하면, 이와 반대로, 여성이 오히려 남성보다도 보다 더 신중하게 자신의 건강상태를 평가하여, 더 정확하게 보고한다는 것이다. 여성들은 자신의 건강 문제에 대하여 더 많이 알고 있고, 자신의 건강에 대하여 더 많은 조언을 구하는 경향이 있으며, 따라서 건강에 대한 면접조사에서 자신의 건강상 문제

를 더 많이 보고한다는 것이다¹⁾(Verbrugge, 1989; Idler, 2003). 여기서 지적할 수 있는 점은 위 첫 번째 가능한 설명은 일부 만성질환에만 국한하여 두드러지게 나타날 수도 있다는 점이다. 두 번째 가능한 설명은 여성이 어떤 만성질환을 앓게 되면 남성보다 더 ‘심하게’ 앓게 되기 때문에 건강이 더 나쁘다고 보고할 가능성이 높다는 것이다. 이것이 사실이라면 여성의 기대수명이 더 길다는 사실과 충돌하게 된다. 따라서 개연성이 없다고 할 수 있다.

마지막으로 세 번째 설명은 주관적 건강의 성별 차이는 만성질환 이외 요인의 성별 차이가 주된 결정요인이라는 것이다. 이 경우 만성질환이 없는 사람들 가운데 자기 건강이 나쁘다고 보고하는 사람의 비율에서 남녀 간 상당한 차이가 난다는 것을 필요로 한다. 한편, 이 세 번째 부분이 크다면, 즉, 주관적 건강의 성별 차이가 만성질환과 관계가 없다면, 주관적 건강 이외의 다른 건강 측정 도구를 이용하면, 여성이 남성보다 건강이 나쁘다는 역설적 현상이 사실이 아닐 수도 있음을 의미한다.

최근 서구와 미국 인구를 대상으로 한 연구에서 역설적 현상이 사실이 아닌 부분이 있다는 연구결과가 나오고 있다. 여성의 사망률이 낮은 것은 분명한 사실이지만, 여성의 주관적 건강이나 다른 여러 가지 측정기준에 의한 건강이 일관되게 높은 것은 사실이 아니라는 것이다. 특히 노년기에는 주관적 건강의 성별 차이가 관찰되지 않는다는 연구가 많이 보고되고 있다. MacIntyre 등(1996)은 두 종류의 영국 자료를 이용하여 자기 건강이 나쁘다고 보고하는 비율의 남녀 차이는 성인기의 시작에서 나타나지만 노년기에는 차이가 없고, 심리적인 스트레스를 제외하고는 여성이 남성보다 만성질환을 많이 가지고 있는 것이 아니라고 보고하였다. Case와 Deaton(2003)은 미국의 자료를 이용하여, 자기 건강이 나쁘다고 보고하는 비율의 남녀 차이가 노년기에 접어들면서 현저히 작아진다고 보고하였고, Arber와 Cooper(1999)는 영국자료를 이용하여, 그리고 Leinonen 등(1997)은 핀란드의 자료를 이용하여 노년기에 접어들면서 남녀 차이가 아예 사라진다는 분석결과를 보고하였다. 한국의 연구로는 차승은과 한경혜(2003)가 있는데, 30-59세의 중년

1) MacIntyre 등(1996)은 보다 심층적인 건강면접에 의하면 남성이 오히려 자신의 건강문제에 대하여 더 많이 알고 있다고 주장하였다.

기 남녀를 대상으로 ‘신체이상 경험 여부’로 측정된 남녀 간 건강에 큰 차이가 없음을 보인다.

유병률 역설을 분석하기 위해서는 일차로 주관적 건강(self-reported 혹은 self-rated health)을 하나의 ‘객관적’인 기준으로서 의사의 진단이 있는 만성질환 유병여부(morbidity)와 연결시켜 살펴볼 필요가 있다. 의사 진단이 있는 만성질환은 보다 객관적으로 몸의 건강상태를 측정할 수 있는 지표이며, 동시에 주관적 건강과 사망률 모두와 밀접하게 연관되어 있기 때문이다.

본 연구의 궁극적인 목적은 ‘왜 여성이 남성보다 주관적 건강수준이 나쁜가?’라는 질문에 대한 보다 명확한 답을 찾아보는 것이다. 이를 위하여 주관적 건강과 만성질환간의 관계에 나타나는 성별차이를 분석할 수 있는 계량분석방법을 제시하고, 통계적으로 추정된 다음 결과를 분석하고자 한다. 특히 위에 제시한 세 가지 가능한 설명에 기초하여, 남녀 간 주관적 건강의 차이를 만성질환 유병률 분포의 성별 차이에 의한 부분(‘분포효과’), 동일한 만성질환 분포 하에서 자신의 건강이 나쁘다고 보고하는 성별 보고율 차이에 의한 부분(‘보고율효과’), 그리고 만성질환 유병여부와 관계없는 요인에 의한 제 3의 부분으로 나누고, 회귀분석을 이용하여 세 부분의 크기를 각각 추정함으로써, 남성과 여성의 주관적 건강수준에 대한 이해를 보다 명확하게 하고자 한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 II장에서는 본 연구에서 이용한 한국노동패널조사(Korean Labor and Income Panel Study, 이하 KLIPS) 자료를 설명하고, 주관적 건강 및 의사진단 만성질환 유병률의 성별차이를 알아보고, 제 III장에서는 계량적 분석방법 및 분석결과를 제시한 다음, 제 IV장에서 연구의 결과를 정리하고 시사점을 도출하고자 한다.

II. 자료 및 기초통계

1. 자료

본 연구는 KLIPS의 6차년도(2003년) 자료에 포함된 주관적 건강과 의사진단 경험 만성질환에 대한 개인자료를 이용하였다.

KLIPS는 관찰치가 풍부한 모든 사회계층을 포괄하는 자료이다. KLIPS는

노동관련 패널조사로 건강과 같은 인적자본 변수를 포함하여 노동에 관련된 변수를 폭넓게 조사하고 있다. KLIPS는 1998년 1차 조사가 시작되어 2005년에 6차년도인 2003년 자료가 발표되었다. 6차년도를 기준으로하면 약 4,590가구, 11,500명 이상을 조사대상으로 하고 있으며, 본 연구에서는 15세 이상의 남성 5,283명, 여성 5,702명, 총 10,985명의 관찰치를 이용할 수 있었다. 또한 KLIPS는 전국적인 대표성이 충분한 자료이다. KLIPS는 도시지역만을 표본 선정지역으로 삼고 제주도가 제외되기는 하였지만, 제주도와 군지역의 인구비율이 20% 이하임을 고려하면 전국적 대표성이 있다. 아울러 KLIPS에는 건강에 밀접한 영향을 주는 교육수준과 같은 사회경제적 변수까지 포함하고 있는 장점이 있다²⁾.

한편 KLIPS의 설문은 반드시 직접 면접을 통하여 이루어지며, 이때 면접원은 주로 가구주 본인이나 가구주의 배우자를 대상으로 면접하는 것을 원칙으로 한다. 질문형태는 면접원이 설문문항을 응답자에게 구두로 질문하고, 이에 대한 응답을 면접원이 기록하는 ‘면접타계식’을 원칙으로 하고, 심야귀가 등의 원인으로 면접원이 조사대상자를 만나기 어려운 경우에 한하여 유치조사방법을 사용한다³⁾.

현재 2007년 자료까지 공개된 KLIPS에는 매년 조사마다 현재의 건강 상태를 묻는 자기 보고 건강상태, 즉 주관적 건강상태에 대한 질문이 포함되어 있다. 아울러 의사의 진단이 있는 여러 가지 만성질환 유병여부에 대한 조사 자료는 2001년 자료와 2003년 자료에 포함되어 있다. 하지만 두 자료 사이에 각종 만성질환에 대한 묶음이 달라 두 자료를 연결할 수 없어 시계열자료로 활용은 불가능하였다. 본 논문에서는 2003년 조사 자료만을 횡단면 자료로 이용하였다.

2. 주관적 건강의 성별 차이

KLIPS에서 주관적 건강은 ‘현재 당신의 건강상태는 어떻습니까?’라는 질문에 대하여, ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’ 및 ‘건강이 아주 안 좋다’의 5점 척도로 조사되어 있다. 본 연구에서는

2) 사회경제적 변수와 건강간의 관계에 대해서는 Case와 Paxon(2004), 김승곤(2004) 및 김혜련 등(2004)을 참고할 수 있다.

3) KLIPS 자료에 대한 보다 자세한 조사방법 및 성격은 남재량 등(2005)을 참조할 수 있다.

‘건강하지 않은 편이다’와 ‘건강이 아주 안 좋다’를 함께 묶어 ‘건강이 나쁘다’로 정의하여 분석하였다.

조사대상 인구 중 18.1%가 자신의 건강이 나쁘다고 응답하였는데, 이를 성별, 나이별로 정리한 것이 <표 1>이다.

<표 1> 주관적 건강의 성별 차이 - 나쁜 건강 비율(단위: %, 명)

나이	여성(A)	남성(B)	성별 차이 (A - B)
전체	21.75 (5702)	14.06 (5283)	7.69***
15-24세	3.05 (853)	1.83 (763)	1.22
25-34세	4.96 (1190)	3.90 (1178)	1.06
35-44세	10.23 (1154)	9.24 (1158)	0.99
45-54세	23.12 (986)	14.32 (957)	8.80***
55-64세	44.49 (690)	26.85 (674)	17.64***
65세 이상	60.55 (829)	46.65 (553)	13.90***

주: * p< 0.05 ** p< 0.01 *** p< 0.001

()안은 관찰치 수

성별로 보면 여성은 21.8%가 스스로의 건강이 나쁘다고 응답하였고, 남성은 14.1%가 그렇다고 응답하였다. 성별 차이를 보면, 여성의 비율이 7.7% 포인트 더 높게 나타났다⁴⁾. 흥미로운 것은 15세에서 44세까지는 통계적으로 유의한 주관적 건강상태의 남녀 차이가 존재하지 아니하다가 나이가 많아지면서 오히려 큰 폭으로 유지되는 경향이 뚜렷하다는 점이다. 남녀 간 차이는 55-64세 인구에서 17.6% 포인트 이상으로 확대되었다가 65세 이상 인구에서 다시 13.9% 포인트로 줄어든다. 65세 이상 노인의 성별 건강격차가 13.9% 포인트에

4) 통계청 KOSIS의 보건통계 결과도 비슷하다. KLIPS와 비슷한 질문에 대하여 KOSIS 보건통계 결과는 건강이 나쁘다고 응답한 여성의 비율이 22.0%, 남성이 13.1%로서 여성의 비율이 8.9% 포인트 더 높게 나타나 본 논문의 KLIPS와 비슷한 결과를 보여준다. 한편 보건복지부의 『2001년도 국민건강·영양조사』에 의하면 전체적으로 건강이 나쁘다고 응답한 사람의 비율이 KLIPS보다 낮은 편으로, 여성의 비율이 14.9%, 남성이 10.2%로서 여성의 비율이 4.7% 포인트 더 높았다.

이른다는 것은 최근의 서양의 여러 연구 결과, 즉 주관적 건강의 남녀차이는 나이가 많아질수록 줄어들고 노년기에는 거의 사라진다는 연구 결과와 상이한 것이다. 한편 차승은과 한경혜(2003)의 연구와 비교하면 30세에 가까운 쪽은 <표 1>의 결과와 같은 방향이지만, 59세에 가까운 쪽은 결과가 상이하다.

요약하면, KLIPS 자료를 통하여 살펴본 결과 한국의 경우 15-34세까지는 주관적 건강에 유의한 성별 차이가 존재하지 아니하고, 서양의 여러 최근 연구와 달리, 오히려 45세 이후로는 상당한 크기의 성별 차이가 존재함을 확인할 수 있다.

3. 만성질환 유병률의 성별 차이

<표 1>이 보여주는 상당한 크기의 주관적 건강의 성별 차이를 만성질환 유병여부와 연결시켜 분석하기 위하여 의사진단 만성질환 유병률의 성별 차이를 살펴보자.

KLIPS 2003년 자료에서 만성질환은 ‘과거에 혹은 현재 병·의원에서 의사로부터 아래의 질병으로 진단을 받은 적이 있습니까?’라는 질문에 대하여, ‘있지만 완치되었다’, ‘있어서 치료중이다’, ‘있지만 치료받지 않았다’ 및 ‘없다’의 응답으로 조사되었다. 본 논문에서는 ‘있어서 치료중이다’와 ‘있지만 치료받지 않았다’로 응답한 경우를 묶어 만성질환 유병의 경우로 정의하였다.

본 연구에 이용한 17가지 묶음 의사진단 만성질환 유병률의 성별 차이를 정리한 것이 <표 2>이다. 적어도 하나 이상의 만성질환을 가지고 있는 남녀 인구 전체 유병률은 26.5%로 나타났다. 성별 유병률을 보면, 여성의 하나 이상 만성질환 유병률은 30.1%인 반면 남성은 22.7%로서, 여성이 전체 만성질환에서 7.4% 포인트 더 높았다.

여성의 유병률이 유의적으로 높은 만성질환은 관절염, 요통, 좌골통 및 디스크 등 근골격계 만성질환, 고·저혈압, 위염과 위십이지장궤양, 갑상선질환 등으로 유병률이 각각 11.5% 포인트, 2.1% 포인트, 1.2% 포인트, 그리고 0.9% 포인트 높았다. 여성의 유병률이 유의적으로 낮은 만성질환은 만성간염과 간경변, 암 등으로 각각 0.7% 포인트, 0.5% 포인트 더 낮았다.

관절염, 요통, 좌골통 및 디스크 등 근골격계 질환에서 여성의 유병률이 월

등히 높은 것이 눈에 띈다. 근골격계 질환을 제외하고 남녀의 유병률을 다시 계산해보면 여성은 19.6%, 남성은 18.0%로 계산되어 그 차이가 현저히 줄어드는 것으로 나타났는데, 이는 남녀 전체 유병률의 차이가 대부분 근골격계 질환의 유병률 차이에 기인함을 의미한다. 이 질환의 여성 유병률이 매우 높은 것은 노인층으로 갈수록 유병률이 가파르게 상승하기 때문인데, 그 이유는 출산 후의 부적절한 산후조리, 힘든 가사일, 나쁜 영양과 나쁜 자세의 농사일 등으로 알려지고 있다(서미경, 1995; 장옥자 외, 2002).

〈표 2〉 의사진단 만성질환 유병률의 성별 차이

(단위:%)

질환	남녀 전체 유병률	여성 유병률 (A)	남성 유병률 (B)	유병률 차이 (A - B)	연령·교육수준 보정 후 여성의 초과유병률
전체†	26.54	30.08	22.71	7.37***	2.29**
암	0.75	0.51	1.00	-0.49**	-0.63***
관절염, 요통, 좌골통, 디스크	14.55	20.08	8.57	11.51***	6.81***
위염, 위십이지장궤양	4.56	5.14	3.94	1.20**	0.44
만성간염, 간경변	1.04	0.54	1.57	-1.03***	-1.12***
당뇨병	3.53	3.19	3.90	-0.71*	-1.38***
갑상선 질환	0.77	1.21	0.30	0.91***	0.88***
고혈압, 저혈압	7.66	8.66	6.57	2.09***	1.67*
중풍, 뇌혈관질환	1.42	1.32	1.53	-0.21	0.58*
심근경색, 협심증	1.70	1.82	1.57	0.25	0.01
폐결핵, 결핵	0.22	0.14	0.30	-0.16	-0.23*
만성기관지염	1.24	1.37	1.10	0.27	-0.08
천식	0.86	1.07	0.62	0.45*	0.05
백내장, 녹내장	0.98	1.14	0.81	0.33	-0.11
만성중이염	0.34	0.33	0.34	-0.01	-0.09
만성신장질환	0.57	0.75	0.38	0.37*	0.38*
골절, 탈골	1.94	1.81	2.08	-0.27	-0.80**
골다공증 등	0.47	0.53	0.42	0.11	0.06

주: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

† 전체는 아래 만성질환 중 하나이상 유병의 경우에 대한 비율을 의미한다.

4열의 위첨자 *는 비율 차이 검정을 위한 p-value이고,

5열의 위첨자는 가변수 회귀계수 추정치의 유의성 검정을 위한 p-value이다.

여성의 경우 고·저혈압이 남성보다 유의적으로 높는데, 폐경기 이후 여성호르몬의 감소로 고혈압이 많이 발생하기 때문인 것으로 알려져 있다⁵⁾. 여성의 폐경이 시작되는 45세 이상 인구만을 따로 살펴보면, 여성의 유병률이 더 빠르게 높아져 18.0%인 반면 남성은 14.5%로 여성이 3.5% 포인트 더 높았다.

마지막 열은 연령과 교육수준 보정 후 여성의 초과 유병률, 즉 동일 연령과 교육수준의 남성에게 기대되는 유병률을 초과하는 부분을 % 포인트로 보여준다. 사회경제적 지위 중 교육이 건강과 만성질환 유병률에 미치는 영향이 크고, 나이가 증가할수록 남녀 간 교육수준의 차이가 크게 나므로, 교육수준을 보정한 후의 성별 차이를 살펴보았다. 교육수준 보정 후 성별차이 값은 만성질환 유병의 경우 1, 그 외에는 0으로 정의한 가변수를 종속변수로 하고, 여성의 경우 1, 남성의 경우 0으로 정의한 성 가변수(gender indicator variable)와 연령 및 교육수준을 독립변수로 한 회귀식에서 성 가변수 계수의 추정치이다. 연령과 교육수준은 실제 연령과 교육이수 헷수를 이용하였다.

전체 만성질환에 대한 유병률의 성별 차이는 2.3% 포인트로서 보정 전의 절반이하로 줄어들었다. 하지만 근골격계 질환에서 여성의 초과 유병률은 보정 후에도 6.8% 포인트에 달하여 여전히 높았다. 그 외 질환의 경우, 여성의 초과 유병률은 연령과 교육수준을 보정한 후 그 크기는 줄어드는 경향이 있고, 보정 전의 부호와 대체로 일치하였다.

III. 분석방법 및 분석결과

1. 분석방법

주관적 건강의 성별 차이를 만성질환 유병률 분포의 차이에 의한 부분과 보고율 차이에 의한 부분, 그리고 만성질환과 관계없는 제 3의 부분으로 분해하기 위하여 다음과 같은 통계적 방법을 이용하였다. 어떤 사람이 지병(C)을 가지고 있을 때, 그가 자신의 건강이 나쁘다고 보고할 확률은 다음 두 부분의

5) 여성호르몬은 혈액 내 지방의 성분을 변화시키고 동맥벽의 탄력을 높여 혈관질환을 억제하는 작용이 있는 것으로 밝혀져 있다.

합으로 분해할 수 있다. 그가 그 질병을 가지고 있다는 조건하에서 건강이 나쁘다고 보고할 확률 곱하기 그가 그 질병을 가지고 있을 확률과, 그가 그 질병을 가지고 있지 않은데 건강이 나쁘다고 보고할 확률 곱하기 그가 질병을 가지고 있지 않을 확률 두 부분이다. 이를 다음과 같이 수식으로 표현할 수 있다. 질병 C 를 가지고 있는 경우 $C=1$, 아닌 경우 $C=0$ 으로 정의하면,

$$P[\text{나쁨}] = (P[\text{나쁨}|C=1] \times P[C=1]) + (P[\text{나쁨}|C=0] \times P[C=0]) \quad (1)$$

단, 여기서 P 는 확률함수이다. 그런데 $P[C=0] = 1 - P[C=1]$ 이므로 위 식 (1)을 변형하면 여성과 남성의 건강이 안 좋다고 보고할 확률의 차이를 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\begin{aligned} P^w[\text{나쁨}] - P^m[\text{나쁨}] = & \\ & (P^w[C=1] - P^m[C=1]) \times (P^m[\text{나쁨}|C=1] - P^m[\text{나쁨}|C=0]) + \\ & \{(P^w[\text{나쁨}|C=1] - P^w[\text{나쁨}|C=0]) - (P^m[\text{나쁨}|C=1] - \\ & P^m[\text{나쁨}|C=0])\} \times P^w[C=1] + \\ & (P^w[\text{나쁨}|C=0] - (P^m[\text{나쁨}|C=0])) \end{aligned} \quad (2)$$

단, 식 (2)에서 위첨자 w 와 m 은 각각 여성과 남성의 의미한다.

식 (2)는 남녀 간 주관적 건강의 차이를 세부분으로 나눌 수 있음을 보여준다. 첫 번째 항은 만성질환의 유병률의 성별 차이에 의한 주관적 건강의 성별 차이의 크기를 나타낸다. 이것이 위에 언급한 ‘분포효과’에 해당한다. 이는 만성질환과 주관적 건강에 대한 첫 번째 설명의 설명력을 측정한다. 두 번째 항은 1) 동일 만성질환에 대한 주관적 건강의 평가 태도의 성별 차이나, 2) 만성질환을 앓는 정도의 성별 차이에 의한 주관적 건강의 성별차이의 크기를 나타낸다. 이것이 위에 언급한 ‘보고율효과’에 해당한다. 이는 두 번째 설명의 설명력을 측정한다. 마지막 셋째 항은 만성질환이 없는 사람들 중 건강이 나쁘다고 보고할 확률의 성별차이를 의미한다. 따라서 이것은 만성질환 유병과 관계없는 요인에 의한 주관적 건강의 성별차이다. 이처럼 식 (2)는 성별 주관

적 건강의 차이를 세 가지 설명에 대응하여 ‘분포효과’, ‘보고율효과’ 및 만성 질환과 관계없는 제3의 부분으로 분해할 수 있음을 보여준다.

남녀 간 주관적 건강차이의 분해는 여러 가지 만성질환을 가정하는 경우에도 확장 적용할 수 있다. 건강이 나쁘다고 보고할 확률이 N 개의 만성질환($C_i, i=1, \dots, N$), 나이 및 교육수준(X)의 선형함수라고 가정하자. ϵ 는 만성질환, 나이 및 교육수준 이외의 변수에 의한 오차항이다. 나이와 교육수준은 통제변수로 포함시킨 것이다.

$$P(\text{나쁨}) = \sum_i^N \beta_i C_i + XY + \epsilon \tag{3}$$

식 (3)은 선형확률모형으로 변형하여 추정할 수 있다. 즉, 건강이 나쁘면 1, 아니면 0의 값을 갖는 가변수를 종속변수로 하여 좌변에 놓으면 선형확률모형이 된다. 여기서 β_i 의 값이 클수록, 만성질환 C_i 를 가졌을 때 건강이 나쁘다고 보고할 기대확률이 큼을 의미한다. 따라서 β_i 는 만성질환 C_i 를 가졌을 때 자신의 건강이 나쁘다고 보고하는 ‘보고율’이라 해석할 수 있다. 선형확률모형을 남녀별로 각각 추정하여 만성질환의 ‘분포효과’, ‘보고율효과’와 제3의 부분의 크기를 계산할 수 있다.

먼저 남녀 간 유병률의 차이에 남성과 여성의 β_i 의 평균값을 곱하면 ‘분포효과’의 크기를 얻을 수 있다. 즉,

$$\text{‘분포효과’} = \sum_i (\overline{C_i^w} - \overline{C_i^m}) \overline{\beta_i}. \tag{4}$$

단, 여기서 $\overline{C_i^w}, \overline{C_i^m}$ 는 각각 여성과 남성의 만성질환 C_i 의 평균유병률, $\overline{\beta_i}$ 는 남성과 여성의 β_i 의 평균값을 의미한다. 따라서 ‘분포효과’는 남녀가 만성질환을 가졌을 때 건강이 나쁘다고 보고할 확률이 같다고 할 때, 만성질환 유병률의 성별차이에 의하여 발생하는 주관적 건강의 차이를 측정하도록 고

안된 것이다.

한편, 남녀 만성질환 계수의 차이에 해당 만성질환 평균 유병률을 곱하면 ‘보고율효과’의 크기를 얻을 수 있다. 즉,

$$\text{‘보고율효과’} = \sum_i (\beta_i^w - \beta_i^m) \bar{C}_i \quad (5)$$

단, 여기서 \bar{C}_i 는 만성질환 i의 남녀 전체 평균 유병률을 의미한다. $(\beta_i^w - \beta_i^m)$ 는 만성질환 C_i 에 대하여 주관적 건강 평가의 성별 태도차이가 된다. 따라서 ‘보고율효과’는 남녀가 동일한 만성질환을 가졌다고 가정할 때 자신의 건강이 나쁘다고 보고할 확률, 즉 보고율의 성별차이에 의하여 발생하는 주관적 건강의 차이를 측정하도록 고안된 것이다.

세 번째 부분은 남녀 간 주관적 건강차이 중 분포효과와 보고율효과가 설명하지 못하는 나머지 부분, 즉, 만성질환 유병과 관계없는 요인에 의한 제3의 부분이다⁶⁾.

두 가지 또는 그 이상의 만성질환이 있다고 응답한 경우에도 위 분석방법을 확장하여 적용할 수 있다. KLIPS에 의하면 만성질환 유병자 중 25% 정도가 두 가지 이상의 만성질환이 있다고 응답하였다.

만성질환 1과 2 두 가지 만성질환을 가지고 있는 경우, 식 (3)에 만성질환 1과 2에 모두 1값을 주고 추정하면, 만성질환 1과 2의 상호작용항의 추가적 효과가 무시될 수 있다. 만성질환 1과 2를 가지고 있다는 조건하에서 주관적 건강이 나쁠 확률은 각각의 만성질환 유병 조건하에서 주관적 건강이 나쁠 확률의 합이 아니기 때문이다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$P[\text{나쁨} | C_1=1, C_2=1] \neq P[\text{나쁨} | C_1=1, C_2=0] + P[\text{나쁨} | C_1=0, C_2=1] \quad (6)$$

6) 자주 이용되는 Oaxaca(1974)의 분해방법을 이용하면 분포효과와 보고율효과 외에 제3의 효과를 측정할 수 없다.

다음과 같은 방법으로 두 가지 이상의 만성질환을 가진 경우 상호작용의 추가적 효과를 포함시킬 수 있다. 본 논문처럼 17가지 만성질환을 가정하면, 만성질환 2가지를 가지는 경우의 수는 136가지이다. 136가지 각각 경우를 하나의 만성질환만을 가진 경우처럼 새로운 만성질환으로 정의할 수 있다. 예를 들어 암과 고·저혈압의 두 가지 만성질환을 가진 경우 ‘암/고·저혈압’라는 새롭게 정의된 ‘이중’ 만성질환 하나를 가진 것처럼 처리할 수 있다. 하지만 136가지 ‘이중’ 만성질환의 경우 유효한 회귀계수를 추정할 수 있을 만큼 유병자의 수가 많지 않은 경우가 많고, 실제 유병자수가 충분하여 회귀계수를 추정할 수 있었던 경우에도 계산된 분포효과와 보고율효과의 크기가 17가지 만성질환만을 가정했을 때와 거의 같았다. 따라서 본 논문에서는 두 가지 이상의 만성질환을 가진 경우 첫 번째로 보고된 만성질환 하나만 가진 것으로 가정하고 분석하고자 한다.

2. 분석결과

회귀식 (3)을 이용한 선형회귀모형을 통상최소자승법(OLS)을 이용하여 남녀 각각의 경우를 추정한 결과를 요약한 것이 <표 3>이다. 식 (3)은 오차항이 정규분포가 아니며 이분산을 갖게 되는데 본 논문의 경우 통상최소자승법(OLS)로 추정해도 문제가 없다. 그 이유는 정규분포에 대한 가정은 가설검정을 위하여 필요한 것이며, 이분산이라고 하더라도 회귀계수 추정량은 효율성은 떨어지지만 여전히 불편추정량이기 때문이다⁷⁾.

회귀계수의 추정치가 클수록 해당 만성질환 유병의 경우 건강이 나쁘다고 보고할 가능성이 더 크을 의미한다. 17가지 만성질환에서 보고율의 성별 차이는 만성질환에 따라 부호가 다르게 나타났다. 총 17가지 만성질환 중 보고율의 차이가 통계적 유의성을 갖는 경우는 관절염 등의 근골격계 만성질환, 결핵, 골절과 탈골 3가지 경우였다.

여성의 보고율이 유의적으로 더 높은 만성질환은 관절염 등 근골격계 만성질환 하나인데 남녀 간 보고율 차이는 0.07이었다. 이것은 근골격계 만성질환의 경우 여성의 유병률이 높을 뿐 아니라 유병의 경우 스스로의 건강을 나쁘

7) Agresti(2002) 등을 참조할 수 있다.

게 평가하는 경향이 상대적으로 강함을 의미한다. 남성의 보고율이 유의적으로 더 높은 만성질환은 결핵과 골절·탈골로서 그 크기가 각각 -0.41, -0.09이었다.

〈표 3〉 보고율 추정결과 (종속변수: 건강 나쁨 = 1)

변수	전체	여성(A)	남성(B)	성별차이 (A-B)
암	0.32***	0.28***	0.34***	-0.06
관절염, 요통, 좌골통, 디스크	0.31***	0.33***	0.26***	0.07***
위염, 위십이지장궤양	0.15***	0.16***	0.15***	0.01
만성간염, 간경변	0.21***	0.22***	0.22***	0.00
당뇨병	0.20***	0.20***	0.21***	-0.02
갑상선 질환	0.20***	0.20***	0.15*	0.05
고혈압, 저혈압	0.12***	0.13***	0.09***	0.04
중풍, 뇌혈관질환	0.38***	0.34***	0.42***	-0.08
심근경색, 협심증	0.26***	0.23***	0.29***	-0.07
폐결핵, 결핵	-0.02	-0.29	0.12	-0.41**
만성기관지염	0.10	0.08	0.13**	-0.05
천식	-0.07	-0.06	-0.08	0.02
백내장, 녹내장	-0.01	-0.01	0.01	-0.01
만성중이염	-0.10	-0.14	-0.03	-0.11
만성신장질환	0.25	0.22***	0.32***	-0.10
골절, 탈골	0.28***	0.24***	0.33***	-0.09*
골다공증 등	0.29***	0.29***	0.29***	-0.01
F-value†	392.2***	217.0***	164.7***	

주: * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$ *** $p < 0.001$

† 선형확률모형의 경우 결정계수(R²)는 의미가 없기 때문에 F-value를 쓴다.

회귀식 (3)을 통상최소자승법(OLS)을 이용하여 남녀 각각의 경우를 추정
한 결과인 <표 3>을 이용하여 각 만성질환별 분포효과와 보고율효과를 계산
한 것이 <표 4>이다. 계산 방법은 식(4)에 기초하는데, 예를 들어 암의 분포
효과는 유병률의 차이(-49% 포인트)에 인구 전체의 암의 회귀계수(0.32)를
곱한 값인 -0.16%로 계산되고, 보고율효과는 보고율의 차이(-0.06)에 인구
전체의 암 유병률(0.75%)를 곱한 값인 -0.04%로 계산된다.

총 분포효과는 3.68%로 계산되었고, 보고율효과는 이보다 훨씬 작은 값인
0.67%로 계산되었다.

<표 4> 만성질환별 ‘분포효과’와 ‘보고율효과’

(단위: %)

변수	분포효과	보고율효과
암	-0.16	-0.04
관절염, 요통, 좌골통, 디스크	3.56	1.00
위염, 위십이지장궤양	0.18	0.04
만성간염, 간경변	-0.22	0.00
당뇨병	-0.14	-0.05
갑상선 질환	0.18	0.04
고혈압, 저혈압	0.24	0.33
중풍, 뇌혈관질환	-0.08	-0.11
심근경색, 협심증	0.06	-0.11
폐결핵, 결핵	0.00	-0.09
만성기관지염	0.03	-0.06
천식	-0.03	0.01
백내장, 녹내장	0.00	-0.01
만성중이염	0.00	-0.04
만성신장질환	0.09	-0.06
골절, 탈골	-0.08	-0.17
골다공증 등	0.03	0.00
합계	3.68	0.67

<표 4>의 결과를 요약하여 분포효과와 보고율효과 및 만성질환과 관계없는 요인에 의한 효과를 계산하여 정리한 것이 <표 5>이다.

<표 5> 주관적 건강차이의 분해

(단위: %)

	주관적 건강이 나쁜 비율
여성(A)	21.75
남성(B)	14.06
성별차이(A-B)=(C+D+E)	7.69
‘분포효과’(C)	3.68
‘보고율효과’(D)	0.67
질환 이외 요인 효과(E)	3.34

분포효과를 살펴보자. 남녀 간 만성질환의 분포차이에 의하여 설명되는 부분인 분포효과는 3.68%로서, 총 성별차이 7.69%의 48% $((3.68/7.69)*100=48\%)$ 가 분포효과로 설명됨을 의미한다. 이것은 주관적 건강의 총 성별차이의 절반 정도는 여성의 높은 유병률에 기인한다는 것을 보여준다. 특히 여성의 관절염 등 근골격계 질환의 남성에 대한 상대적 유병률이 높는데 기인한 분포효과의 크기는 3.56%로 총 분포효과 3.68%의 96.7%에 달하여 분포효과의 대부분을 차지하는 것으로 나타났다.

이와 같이 추정된 분포효과는 첫 번째 설명, 즉, 남녀의 만성질환 분포에 차이가 있기 때문에 더 많은 여성이 자신의 건강이 나쁘다고 보고한다는 설명은 일정 부분 설명력이 있지만, 주관적 건강의 성별 차이 모두를 설명하지는 못한다는 것을 의미한다.

보고율효과를 살펴보자. 남녀 간 보고율의 차이에 의하여 설명되는 부분인 보고율효과는 0.67%로서, 총 성별차이 7.69%의 9%만이 보고율효과로 설명됨을 의미한다. 이것은 만성질환이 있을 경우 주관적 건강의 평가 태도에 남녀 간 차이가 별로 크지 않음을 의미한다.

각 만성질환별 보고율효과를 살펴보면 관절염 등 근골격계 질환과 고·저혈압을 제외한 나머지 만성질환에 의한 보고율효과는 모두 미미한 수준으로 나

타났다. 관절염 등 근골격계 질환과 고·저혈압에 의한 보고율효과는 각각 1.00%와 0.33%로서 보고율효과에서 이 두 만성질환의 비중이 큼을 보여준다.

보고율효과의 크기가 크지 않은 것은 두 번째 설명, 즉, 동일한 만성질환 분포를 가정하더라도 여성이 자신의 건강이 좋지 않다고 보고할 확률이 남성보다 높기 때문에 주관적 건강에 성별 차이가 존재한다는 설명의 설명력은 크지 않다는 것을 의미한다.

이상의 결과를 요약하면 만성질환 이외의 제 3의 요인에 의한 부분이 3.34%로서 총 성별차이 7.69%의 43%에 해당하는 크기로, 세 번째 설명의 설명력이 상당함을 보여준다. 즉, 여성이 남성보다 자신의 건강이 나쁘다고 보고하는 상당한 이유가 만성질환과 관계없는 부분에 있음을 보여준다.

IV. 토의 및 맺음말

KLIPS 자료에 의하면 한국인의 경우, 최근 서양의 일부 연구 결과와 달리, 45세 이상 인구에서 주관적 건강이 남성보다 나쁘게 나타난다. ‘더 오래 사는 여성의 주관적 건강이 왜 더 나쁘게 나타나는가?’를 설명하기 위하여서는 먼저 주관적 건강과 만성질환간의 관계에 대한 연구가 필요하다. 만성질환은 사망의 중요한 원인이 되기 때문이다.

본 연구에서는 주관적 건강과 만성질환간의 관계를 분석하기 위하여 세 가지 가능한 설명을 제시하고, 그 각각의 설명력을 측정하였다.

추정결과를 요약하면, 분포효과는 주관적 건강의 성별 차이의 48%를 설명하였다. 특히 분포효과의 대부분은 관절염 등의 근골격계 만성질환에서 여성 유병률이 상당한 차이로 더 높기 때문으로 분석되었다. 보고율효과는 주관적 건강의 성별 차이의 9%를 설명하였다. 즉, 동일한 만성질환에 대하여 여성이 자신의 건강이 나쁘다고 보고하는 비율이 남성보다 더 높기 때문에 주관적 건강에서 성별 차이가 나타난다는 설명은 그 설명력이 크지 않다는 뜻이다.

제 3의 부분은 주관적 건강의 성별 차이의 43%를 설명하는 것으로 추정되었다. 이처럼 만성질환과 관계없는 부분이 주관적 건강에 미치는 영향이 크다는 것은, 첫째, 만성질환 보다 ‘기분’이나 ‘컨디션’에 따라 주관적 건강을 평가

하는 경향에 상당한 성별차이가 존재하거나, 둘째, 과거나 주위 동료와 비교하여 자신의 주관적 건강을 평가하는 경향에 상당한 성별차이가 존재하거나, 셋째, 자신의 건강에 대한 만족도와 주관적 건강을 동일시하는 경향에 상당한 성별차이가 존재하거나, 넷째, 특히, 여성에게서 상대적으로 높은 발병률을 보이는 우울증과 연관이 있을 가능성을 시사하므로, 이 부분에 대한 추가 연구가 요구된다 하겠다.

한편, 관절염을 비롯한 근골격계 만성질환이 분포효과의 대부분을 설명하고, 총 3.68%인 보고율효과의 27%를 설명하는 것으로 나타났는데, 이것은 역설적 현상의 상당부분을 설명하는 것이라 볼 수 있다. 근골격계 질환은 매우 불편하지만 사망의 원인은 되지 않는 경우가 대부분이기 때문이다. 즉, 여성들은 근골격계 질환을 많이 앓아 자신의 건강이 나쁘다고 보고하고, 또 근골격계 질환을 앓는 경우 남성보다 더 높은 확률로 자신의 건강이 나쁘다고 보고하지만, 기대수명은 남성보다 더 길게 나타날 수 있는 것이다.

앞으로의 연구에서 각 만성질환과 사망률에 대한 관계의 남녀차이와 본 연구에서 자료 부족으로 제외된 우울증의 효과를 포함시켜 분석한다면 주관적 건강이 나쁜 여성이 오히려 더 오래 사는 역설적 현상을 더욱 설명력있게 분석할 수 있을 것이다. 즉, 남성은 일부 만성질환에서 일단 앓게 되면 더욱 심하게 앓게 되어 여성보다 사망률이 더 높음을 보임으로써 역설적 현상의 더 많은 부분을 설명할 수 있을 것으로 기대된다. 통계청의 2003년 사망원인 자료를 보면 암, 소화기, 호흡기 및 감염 및 기생충에서 남성의 십만 명당 사망률이 여성보다 5명 이상 높게 나타난 반면, 이 만성질환들의 유병률은 성별로 큰 차이가 없다. 따라서 만성질환과 사망률간의 개인 자료를 이용하면, 남성이 일단 이러한 만성질환을 앓게 되면 훨씬 심하게 앓아 사망률이 높게 나타날 개연성은 충분하다 하겠다. 실제 Case와 Paxon(2004)은 미국자료를 바탕으로 남성의 경우 호흡기계와 소화기계 만성질환을 얻게 되면 여성보다 더 사망률이 높게 나타남을 보였다⁸⁾.

본 연구는 더 오래 사는 여성이 주관적 건강은 나쁘게 보고하는 원인에 대한 질문이 그 출발점이었으며, 주관적 건강과 만성질환 간의 관계를 남녀차이

8) Case와 Paxon(2004)은 그 원인을 더 높은 흡연율로 추측하였다.

를 중심으로 살펴보았다. 아울러 주관적 건강의 남녀차이의 크기를 만성질환과 연결시켜 세부분으로 분해할 수 있는 분석의 틀을 제공하고 각 부분의 크기를 추정함으로써 남성과 여성의 주관적 건강수준에 대한 이해를 보다 명확히 한 점이 다른 연구와 차별화된 점이다.

본 논문의 한계점으로 지적할 것은, 의사진단이 있는 만성질환 이외의 다른 건강상태 측정 기준을 이용한다면 다른 결과가 나올 수도 있다는 점이다. 만성질환의 유병여부는 연속적인 스펙트럼으로 볼 수 있는 건강상태를 구분하기 위한 '하나의' 편의적인 구분이기 때문이다. 아울러 주관적 건강에 영향을 주는 것은 신체적인 만성질환뿐만이 아니라 우울증과 같은 정신 건강적인 부분도 매우 중요한 부분임이 분명하나 자료의 제약으로 이점이 고려되지 않은 것도 본 연구의 한계점이라 할 것이다. 앞으로 성별 주관적 건강에 대한 이해를 보다 명확히 하기 위해서는 남성보다 두 배나 높게 우울증이 보고되는 이유와 우울증과 관련된 다양한 만성질환과의 상호연관성에 대한 연구가 필요하다.

참고문헌

- 김남순·송현중(2004). 한국 여성의 만성질환 현황과 정책과제, 보건복지포럼, 제93호, pp. 39-46.
- 김승곤(2004). 사회경제적 지위와 노인의 만성질환 유병률, 보건과 사회과학, 제16집, pp. 155-177.
- 김혜련·강영호·윤강재(2004). 건강수준의 사회계층간 차이와 정책방향. 한국 보건사회연구원.
- 남재량·김지경·성재민·이상호·최효미(2005). 6차 (2003)년도 한국 가구와 개인의 경제활동 - 한국노동패널 기초분석보고서(VI) -, 서울 : 한국노동연구원.
- 서미경(1995). 한국 노인의 만성질환 상태 및 보건·의료 대책, 한국노년학, 제15권 제1호, pp. 28-39.
- 보건복지부·한국보건사회연구원, 2001년도 국민건강영양조사. 2002.
- 송미숙·송현중·목진용(2003). 경로당 등록 노인의 주관적 건강수준과 관련 요인. 한국노년학, 제23권 제4호, pp. 127-142.
- 이윤환·최귀숙·강임옥·김한중(1998). 노인의 주관적 건강평가에 영향을 미치는 요인. 한국노년학, 제18권 제2호, pp. 110-124.
- 장옥자·김순경·홍정희(2002). 여성 근골격계질환 환자의 건강 및 영양상태 조사. 한국영양학회 춘계학술대회지, pp. 101-121.
- 차승은·한경혜(2003). “직업, 가족 그리고 중년기 신체적 건강 -남녀 차이를 중심으로-”. 가족과 문화, 제15권 제2호, pp. 33-60.
- 통계청(2004). 2003년 사망원인 자료, KOSIS.
- Agresti, A.(2002). *Categorical Data Analysis*. 2nd eds., Hoboken: Wiley & Sons.
- Arber, S. and Cooper, H.(1999). Gender differences in health in later life: The new paradox? *Social Science and Medicine*. Vol. 48, pp. 61-76.
- Case, A. and Deaton, A.(2003). Broken down by work and sex: How our health declines. NBER Working Paper, No. 9821.

- Case, A. and Paxson, C.(2004). Sex Differences in Morbidity and Mortality. *Demography*, Vol. 42-2, pp. 189-214.
- Hunt, K. and Annandale, E.(1999). Relocating gender and morbidity: Examining men's and women's health in contemporary Western societies. *Social Science and Medicine*. Vol. 48, pp. 1-5.
- Idler, E. (2003). Discussion: Gender differences in self-rated health, in mortality. and in the relationship between the two. *The Gerontologist*, Vol. 43-3, pp. 372-75.
- Idler, E. and Benyamini, Y.(1997), Self-rated health and mortality: A review of Twenty seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 38, pp. 21-37.
- Leinonen, R., Heikkinen, E. and Jylha, M.(1997). Self-rated health and self-assessed change in health in elderly men and women — a five-year longitudinal study. *Social Science and Medicine*, Vol. 46-4, pp. 591-97.
- MacIntyre, S., Hunt, K., and Sweeting, H.(1996). Gender differences in health: Are things really as simple as they seem?. *Social Science and Medicine*, Vol. 42-4, pp. 617-24.
- Molarius, A. and Janson, S.(2002). Self-rated health, chronic diseases, and symptoms among middle-aged and elderly men and women. *Journal of Clinical Epidemiology*, Vol. 55. pp. 364-70.
- Oaxaca, R.(1974). On the Discrimination and the Decomposition of Wage Differentials. *Journal of Econometrics*, Vol. 61-1, pp. 5-21.
- Soldo, B., Mitchell, O., Tfraily, R., and McCabe, J.(2007), Cross-Cohort Differences in Health on the Verge of Retirement. NBER Working Paper, No. 12762.
- Spiers, N., C. Jagger, M. Clarke. and A. Arthur(2003). Are gender differences in the relationship between self-rated health and mortality enduring? Results from three birth cohorts in Melton

Mowbray, United Kingdom. *The Gerontologist*, Vol. 43, pp. 406-11.

Verbrugge, L. M.(1989). The twain meet: Empirical explanations of sex differences in health and mortality. *Journal of Health and Social Behavior*, Vol. 30, pp. 282-304.

Why Do Women Have Worse Self-rated Health?

Seung-Gon Kim*

Women are less likely to die at each age, but have worse self-rated health than men. To examine this ‘paradox’, it is important to study the relationship between self-rated health and morbidity in the first place. Using 5282 men and 5701 women data about 17 grouped diseases from Korean Labor and Income Panel Study 2003, I decomposed the gender difference in self-rated health into 3 components: the first component, due to the gender difference in prevalence of the diseases (prevalence effect), the second component, due to gender difference in the probability of reporting poor health given the diseases (report rate effect), and the third component, not due to any of diseases.

The first result of this study indicates that the difference in self-rated health between men and women can be partially explained by differences in the prevalence of the diseases they face, 48% with doctor-diagnosed disease(s). The second result indicates that there is little evidence that women are more likely to report worse self-rated health given same disease(s). This result may imply that man may experience more severe forms of diseases. The third result indicates that 43% of the gender difference in self-rated health is due to non-disease factors.

This study shows that orthopedic disease may be a major player of the ‘paradox’. To get more precise answer to the ‘paradox’, we need to analyze the gender differences in the relationship between diseases and mortality.

Key Words: sex differences, self-rated health, morbidity ‘paradox’

* Jeonju University, Professor of Economics Department, E-mail : seungkim@jj.ac.kr