



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

보건학석사학위논문

주관적 건강 인식이
의료이용에 미치는 영향

The Effect of Self-perceived Health
on Medical Care Utilization

2013년 8월

서울대학교 대학원
보건학과 보건정책관리학 전공
이 지 선

주관적 건강 인식이
의료이용에 미치는 영향

지도교수 조 병 희

이 논문을 보건학석사 학위논문으로 제출함.

2013년 4월

서울대학교 대학원
보건학과 보건정책관리학 전공
이 지 선

이지선의 보건학석사 학위논문을 인준함.

2013년 6월

위원장

유명순



부위원장

김창엽

(인)

위원

조병희

(인)

국문 초록

건강 수준은 양호하나 주관적 건강 인식이 나쁘고 외래이용이 많은 우리나라에서 건강상태와 의료이용에 대하여 질병 이외의 어떤 요인이 영향을 미치는지 본 연구를 통해 알아보고자 한다. 비교적 건강한 성인으로 연구대상자를 제한하여 질환자들의 필요에 의한 의료이용이 아니라, 의학적으로 질병을 진단받지 않은 사람들의 의료이용에 미치는 영향에 대하여 알아보고자 한다. 선행 연구에서 대부분의 영향력을 차지한 질병변수를 배제함으로써 질병 이외의 어떠한 사회적 요인들이 주관적 건강에 영향을 미치는지, 질병 요인이 배제된 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향을 분석하여 비교적 건강한 사람들의 주관적 건강 인식과 의료이용 간의 연관성을 파악하려고 한다.

연구 대상은 한국복지패널 1차부터 7차 자료까지 모두 응답한 대상자 중 만성질환과 주요병명이 존재한 자를 제외하여 최근 7년 간의 질병을 통제하였다. 외래이용방문이 자율적인 18세 이상 비질환자를 선택하고 1년간 병원 입원 이유가 자의적 방문이 아닌 질병, 사고 및 출산인 경우를 제외한 최종 1619명이다. 주관적 건강 인식에 미치는 유의한 변수를 단순/위계적 회귀분석을 통해 알아보고, 주관적 건강 인식이 의료 이용에 미치는 영향을

로지스틱 회귀분석을 통해 알아보았다.

연구 결과, 건강 만족도, 연령, 자아존중감, 가족갈등 대처방법, 유배우자, 위급한 사람을 도와줄 용의 및 성별이 주관적 건강 인식에 큰 영향력을 미치는 것으로 나타났으며, 연령, 성별, 교육수준, 혼인상태, 의료보험형태, 의료서비스만족도를 보정한 상태에서 주관적 건강 인식을 부정적으로 대답한 군일수록 외래를 자주 이용할 확률이 높게 관찰되었다.

*주요어: 주관적 건강 인식, 건강 관념, 의료이용, 건강인

*학번: 2011-22092

목 차

I. 서론	1
1. 연구의 배경 및 필요성	1
2. 연구의 목적	5
II. 이론적 배경	6
1. 주관적 건강	6
1) 주관적 건강 인식	6
2) 주관적 건강에 영향을 미치는 요인	9
2. 의료이용	12
1) 우리나라의 의료이용 현황	12
2) 의료이용 모형 및 영향요인	13
3) 의료이용의 적절성	16
III. 연구대상 및 방법	19
1. 연구모형	19

2. 연구가설 _____	21
3. 연구대상 및 자료 _____	23
4. 변수 정의 및 측정 도구 _____	26
1) 주관적 건강 인식에 미치는 영향 (연구모형1) _____	26
(1) 독립변수 _____	26
(2) 종속변수 _____	29
2) 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향 (연구모형 2) _____	30
(1) 독립변수 _____	30
(2) 종속변수 _____	30
(3) 통제변수 _____	31
5. 분석 방법 _____	32
IV. 연구결과 _____	33
1. 연구대상자의 특성 _____	33
1) 인구사회학적 특성 _____	33
2) 주관적 건강 인식 특성 _____	36
3) 의료이용 특성 _____	38
4) 경제적 특성 _____	40

5) 건강 위해 행위 특성 _____	44
6) 정신 심리적 특성 _____	45
7) 사회적 인식 및 환경 특성 _____	46
2. 주관적 건강 인식에 미치는 영향요인 _____	48
1) 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 단순회귀분석 결과 _____	48
2) 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 위계적 회귀분석 결과 _____	51
3. 주관적 건강 인식이 외래 진료 횟수에 미치는 영향 _____	60
V. 고찰 _____	62
1. 연구의 결과 및 논의 _____	62
2. 연구의 함의 및 한계 _____	71
참고문헌 _____	74
Abstract _____	83

표 목차

[표 1] 연구대상자의 인구사회학적 특성 _____	35
[표 2] 연구대상자의 주관적 건강 인식 특성 _____	36
[표 3] 주관적 건강 인식군과 건강 만족도 빈도 _____	37
[표 4] 1년간 외래 진료 횟수 특성 _____	39
[표 5] 1년 중 주로 이용하는 의료기관 형태 _____	39
[표 6] 1년 중 건강검진 횟수 _____	40
[표 7] 연구대상자의 경제적 특성 _____	43
[표 8] 연구대상자의 건강 위해 행위 특성 _____	45
[표 9] 연구대상자의 정신 심리적 특성 _____	46
[표 10] 연구대상자의 경제적 생활사건 _____	47
[표 11] 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 단순회귀분석 결과 _____	50
[표 12] 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 위계적 회귀분석 결과 _____	57
[표 13] 주관적 건강 인식이 외래 진료 횟수에 미치는 영향 _____	61

그림 목차

[그림 1] 연구모형 1	19
[그림 2] 연구모형 2	20
[그림 3] 연구의 분석 대상	25

I. 서론

1. 연구의 배경 및 필요성

건강한 사회를 만들기 위하여 의료이용의 접근성과 형평성이 강조되어 왔으며, 모든 국민의 건강권을 보장하고자 노력하였다. 1977년 의료보험과 의료보호제도의 출범을 시작으로, 2000년 들어서는 의료보장체계가 전 국민건강보험과 의료급여로 재정비되면서 급여수준이 꾸준히 향상되고 보장성이 확대되며 우리나라의 건강 수준 향상에 기여하였다.

1960년 상대적으로 낮은 평균수명을 기록하고 있었던 우리나라는 50년 사이에 평균수명이 무려 28년 증가하여, 2009년 우리나라의 기대수명은 80.4세로 OECD 회원국의 기대 수명인 79.5세를 상회하였다. 그러나 주관적 건강평가는 2009년 우리나라 국민이 본인의 건강상태가 양호(좋음, 매우 좋음)하다고 생각하는 비율은 44.8%로 OECD 평균인 70.2%에 훨씬 미치지 못하여 현재 OECD 국가 하위를 차지하여, 전반적으로 국민들이 본인의 건강상태를 저평가하는 것을 알 수 있다(OECD Health Data 2011, 2011).

건강수준은 향상되었으나 건강상태를 저평가하는 우리나라 국민의 1인당 의료기관 외래 방문 횟수는 13.0회로 2009년 OECD 회원국의 평균 횟수보다 2배 이상이며(OECD Health Data 2011, 2011), 일부는 극단적인 의료서비스

이용량을 보이고 있다. 건강보험제도에 보험자가 이용할 수 있는 의료이용의 상한선이 없는 상황에 따라 연간 365일 이상 외래를 이용하는 환자 수가 2008년 1407명에서 2010년 2039명으로(윤영덕, 2011) 증가하고 있는 실정이다. 이러한 빈번한 의료이용의 대표적인 상병은 근골격계통 질환(20.3%), 호흡계통 질환(16.9%), 소화계통 질환(13.7%)으로 전체 외래환자의 절반 이상을 차지하고 있어(손창균, 2012; 윤영덕, 2011) 고혈압, 당뇨 등의 대표적인 만성질환의 관리보다 감기, 통증, 소화불량 등 증상 조절을 위한 외래방문이 더 빈번함을 유추해볼 수 있다.

물론 의료수요자의 필요(need)에 따라 의료이용을 찾을 것이나, 의료수요자가 느끼는 질병(illness)이 의학적으로 구성된 질환(disease)으로 늘 인정받는 것은 아니다. 개인의 건강 유지가 사회적 의무에 속하는 현대 사회에서는 개인의 건강 기준보다는 사회적 건강 기준에 동조하도록 강요하고 있다. 또한, 건강을 요구하는 현대 사회는 끊임없이 ‘질병 제거’를 목표로 건강 수준 상승을 요구하고, 사람들은 끝없이 상승하는 사회의 건강 기준을 따라 잡으려 한다. 그러나 ‘질병이 발견되지 않음’을 의학적 검사를 통해 보일 뿐 ‘건강’을 단정지을 수 없으며 그 상황 속에서 솟아 오르는 것이 건강에 대한 불안이며 건강에 대한 자신감은 무너진다(마사유키, 2001). 건강에 대하여 늘 염려하고 본인의 건강에 대하여 부정적인 이들은 건강 검진을 자주 받으며, 진단 결과 이상이 아니라 하더라도 안심하는 것은 잠시일 뿐

그간에 병이 진행되었을지도 모른다는 불안감 때문에 다시 진찰을 받으며(이규동, 1993) 본인이 느끼는 증상에 예민하며 의료 방문이 빈번해지는 경우가 있다. 이는 의료인이 인정하는 Normative need보다 의료수요자가 느끼는 Felt need로 인하여 의료이용이 이루어지는 것이며, 의료인이 인정하는 의료서비스보다 더 많이 이용하게 된다. 이런 경우, 의료진에 의해 진단되지 않은 질환보다는 의료수요자의 그 외 사회경제적 및 정신적 요인이 더 영향을 미칠 때도 있다고 사료된다.

근래 과다 의료 이용자의 의료이용에 영향을 미치는 심리적 요인에 대해서도 논의되고 있다(김의숙, 2007; 윤영덕, 2011). 의료급여 수급자는 자신의 건강 상태를 나쁘다고 평가할수록, 자신의 건강이나 질병에 민감할수록, 건강에 대한 염려가 많을수록, 의료서비스를 이용하여 심리적 위안을 얻을수록, 동거하는 가족의 수가 적을수록 의료이용을 많이 하는 것으로 나타났으며(이익섭, 2004), 의료급여 장기이용자는 끊임없이 자신의 건강상태에 대하여 염려하고 심한 스트레스를 느끼며 자살 충동을 가지고 있는 심리적 고위험군의 특성을 지니는 것으로 나타났다(김의숙, 2007).

본 연구에서는 의학적으로 질병을 진단받지 않은 비교적 건강한 사람들의 주관적 건강 인식에 미치는 질병변수 이외의 영향을 알아보려고 한다. 인구학적 특성 및 경제적 요인뿐만 아니라, 만족도, 우울감, 자아존중감, 가족갈등 대처방법 등 다양한 정신사회학적 변수들에 대한 분석을 통하여 비교적 건강한

사람들의 주관적 건강 인식에 미치는 영향 요인에 대해서 알아보고, 이러한 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향에 대하여 알아보고자 한다.

본 연구는 만성 질환자와 급성 질환자를 연구대상에서 모두 제외함으로써 비교적 건강한 자를 연구대상자들로 한정할 점이 질병을 갖고 있는 연구대상자들이 포함된 기존 연구들(Kim et al., 2010; 신유미, 2011)과 가장 다른 점이다. 이를 통해 질환경험과 현재 질병상태를 최대한 배제하여 기존 연구에서 포함된 의료진에 의한 정기적인 외래이용방문을 최소화하였다. 또한, 본 연구는 ‘1년 간의 외래이용 빈도 횟수’를 측정함으로써 국민건강영양조사 패널의 ‘최근 2주간 외래이용 여부 및 빈도’를 이용한 기존 연구들(신유미, 2011; 유근춘, 2007)의 한계점을 보완했다는 것이 본 연구의 장점이다.

건강 수준은 양호하나 주관적 건강 인식이 나쁘고 외래이용이 많은 우리나라의 건강상태에 대하여 질병 이외의 어떤 요인이 영향을 미치는지 본 연구를 통해 알아보고자 한다. 이를 통해 선행 연구에서 대부분의 영향력을 차지한 질병변수를 배제함으로써 주관적 건강에 질병 이외의 어떠한 사회적 요인들이 영향을 미치는지, 질병 요인이 배제된 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향을 파악하여 비교적 건강한 사람들의 주관적 건강 인식과 의료이용 간의 연관성을 파악하려고 한다.

2. 연구의 목적

본 연구는 비교적 건강한 우리나라 성인의 주관적 건강 인식에 미치는 영향에 대하여 분석하고자 한다. 또한, 이들의 연간 의료이용 빈도를 파악하여 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향을 알아보는 것을 목적으로 한다.

본 연구의 구체적인 목적은 다음과 같다.

첫째, 주관적 건강 인식과 연간 외래이용 빈도를 파악한다.

둘째, 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 요인을 파악한다.

셋째, 주관적 건강 인식이 연간 외래이용 빈도에 미치는 영향을 파악한다.

II. 이론적 배경

1. 주관적 건강

1) 주관적 건강 인식

건강을 정의하는 것은 쉽지 않다. WHO는 건강은 ‘신체적, 정신적, 사회적 안녕상태’로 규정하였으나, 생의학에서는 질병을 생물학적 정상성(normality)을 벗어난 것으로 규정하여 질병이 없으면 건강하다고 판정하였다(조병희, 2006). 의학적 관점에서 ‘좋은 건강’이라는 객관적 진단 기준은 없고, 질병이나 기능 이상의 유무를 판단하는 데 더 가깝다.

건강상태를 파악하기 위한 쉬운 방법은 ‘당신이 건강한지’ 묻는 것이다. 객관적으로 측정 가능한 건강지표가 아닌, 개인이 인지하는 스스로의 건강수준을 나타내는 자가 평가적 건강 개념인 ‘주관적 건강’을 나타낸다. 이는 주관적인 면을 반영함에도 불구하고, 여러 장기추적조사 결과 다른 임상지표보다는 사망률과 기능장애에 대한 예측성이 강하고(Idler & Benyamini, 1997; Idler & Kasl, 1991; Kaplan & Camacho, 1983) 비교적 측정이 쉽다. 따라서 개인의 전반적인 건강상태를 평가하기 위해 단순하고 보편적인 건강지표(Joanna Murray, 1982)로 사용되어 왔으며, 건강상태를

객관적으로 엄밀하게 측정하기 어려운 사회과학분야 연구에서도 많이 사용되었다.

주관적 건강과 사망률의 작용모형은 아직 명확하게 규명되지는 않았으나(Mackenbach, Simon, Looman, & Joung, 2002), 주관적 건강은 객관적 건강상태와 사회심리적 변수와 무관한 독립적인 사망률의 예측변수이기 때문에(Idler & Benyamini, 1997; Kaplan & Camacho, 1983; Mossey & Shapiro, 1982) 객관적 건강상태나 우울 등의 심리적 상태를 떠나 주관적 건강 인식이 나쁜 사람이 더 빨리 죽는다.

그러나 주관적 건강 인식이 얼마나 객관적으로 건강 상태를 반영하는지 또는 아직 진단되지 않은 건강상의 문제를 미리 반영하는지에 대한 논란은 있다. 주관적 건강 인식이 의료제도에 의해 보고되지 않고 치료되지 않은 증상들에 대한 병산의 일각을 드러낸다고 여겨왔으나(Verbrugge, 1987), 주관적 건강은 만성 질환의 발생을 독립적으로 예측하지 못하였으며, 만성질환의 시작보다는 암과 같은 치명적 상황일 때 더 영향을 미친다(Loek T. J. Pijls, 1993). 또한, 주관적 건강에 대한 질문을 반복적으로 실시할 경우 대답에 차이가 있고(Crossley & Kennedy, 2002), 객관적인 건강수준 측정 도구인 'EQ-5D' 5가지 차원 조사에서는 문제가 없다고 응답하였지만 주관적 건강상태는 나쁘다고 여기는 응답자가 연령대가 높아질수록 증가하는 경향(신호성, 2007)을 보인 연구에서 나타나듯이, 개인의 주관적 건강 인식과 개인의 객관적 건강상태 사이에는 차이가 존재한다(Bound, 1991).

자신의 건강에 대한 주관적인 인지는 다양한 사건 발생에 따라 변할 수 있으며 주어진 상황에 따라 본인의 건강 평가도 달리 나타나게 된다. 주관적 건강은 개인의 총체적 건강상태와 자신에 대한 건강관념의 복합적 반영(Bailis, Segall, & Chipperfield, 2003)이며, 객관적인 건강과 주관적인 건강의 차이는 기본적으로 자신에 대한 건강관념에서 기인한다. 이 건강관념은 개인의 평생 질병 경험의 총체적 결과이며, 객관적 의학 지식과 일치하는 경우도 있지만 일치하지 않을 경우도 많다(Bailis et al., 2003).

건강에 대한 자가평가는 안녕감이나 삶에 대한 만족도를 포함하는 감정적 요소와 신체적 요인들이 결합된 의미가 있는 지표이다. 건강이 좋지 않다는 느낌은 신체적 고통이나 불편감 뿐 만 아니라 특정 문제와 관련된 심리적, 사회적 결과의 표현이기도 하다(강영호, 2006). 따라서 주관적 건강은 선량존적 사망률의 예측인자지만, 이는 단순히 병리학적인 의학질병과 위험요소에 의한 정보 제공을 넘어서 건강 자원을 만들고 가꾸어 건강한 삶을 유지시키는 건강 정보를 제공하는 ‘salutogenetic’ 한 경로를 반영한다고 보아야 할 것이다(Matthias Bopp, 2012).

2) 주관적 건강에 영향을 미치는 요인

대부분의 국가에서는 주관적 건강에 영향을 미치는 요인은 비슷하나, 나라마다 문화적 배경과 사회적 지지 기반 체계의 차이로 인하여 그 영향력은 다르다. 일반적으로 주관적 건강 인식은 연령, 직업, 교육수준, 소득수준(Idle & Benyamini, 1997; Lantz et al., 1998; Luoh & Herzog, 2002; Youn Jung, 2007), 당뇨나 뇌졸중 같은 장애(Otiniano, Du, Ottenbacher, & Markides, 2003), 흡연, 음주, 운동과 같은 건강행태(SB, 2001; 김민경 et al., 2010)에 따라 결정된다.

우리나라에서도 주관적 건강 인식에 대한 다양한 변수 연구들이 시행되었다. 김종성(2010)은 건강검진 수검자를 대상으로 시행한 주관적 건강 인식에 대한 연구에서 연령이 증가할수록 주관적 건강인식이 낙관적인 것으로, 교육수준, 우울, 불안, 불면, 스트레스가 높을수록 주관적 건강 인식이 높은 군에 속할 가능성은 낮은 것으로 관찰되었다. 한편, 음주를 하는 경우, 규칙적 운동을 하는 경우에는 주관적 건강 인식이 높은 군에 속할 가능성이 큰 것으로 관찰되었다. 정연 등(2007)은 사회경제적 불평등에 따른 주관적 건강수준의 차이를 연구하였는데, ‘서울시민보건지표조사’ 자료를 통해 모든 연령군에서 소득수준에 따라 주관적 건강에 차이가 있음을 보여주었다. 또한, 안병철 등(2006)의 연구에서는 높은 교육수준, 고소득, 좋은 생활환경을 가질수록,

다양한 음식섭취를 할수록 주관적 건강이 좋을 보였고, 나이가 많을수록, 대사증후군의 위험요인을 많이 가질수록 주관적 건강이 나쁠 보였다. 이처럼 주관적 건강 인식에 관한 다양한 연구가 진행되었으나, 연구방법과 대상집단마다 결과의 차이를 보이고 있으며, 연관성 정도도 다소 다르다.

주관적 건강이 만성질환의 발병을 독립적으로 예측하지는 못하나(Loek T. J. Pijls, 1993), 주관적 건강과 만성질환과의 연관성은 높다. 만성질환 뿐 만 아니라, 정신건강 요인도 주관적 건강에 영향을 미친다. 감정적인 고통과 통제위치와 부정적인 건강인식은 강한 연관성이 있으며(Leinsalu, 2002), 주관적 건강 평가가 좋을수록 우울의 정도가 낮아지며, 우울은 혼란변수를 통제한 상태에서도 유의하게 나타난 연구(김종성, 2010; 이해정, 2002)들을 통하여 우울과 주관적 건강은 밀접한 관련이 있다는 것을 알 수 있다. 단순한 심리정서적 변수인 우울을 넘어서 정신과적 진단으로서의 우울증도 우울 증상 이외에 통증, 피로, 허약감 같은 다양한 신체증상을 동반하기도 한다(Clark, Cavanaugh, Gibbons, 1983). 신체화 환자에서 발견되는 가장 흔한 문제는 우울(Hamilton J, 1996; Kroenke K, 1994)이며, 우울한 감정으로 인하여 비관적인 방식으로 보게 되며, 조금만 몸이 불편해도 자신의 몸에 문제가 있다고 심각하게 지각하게 된다. 한국인의 우울증에서는 신체 증상이 흔하게 동반되며(신현균, 2000), 본인의 건강 상태를 저평가한다.

주관적 건강에 관련된 사회적 요인으로 생활만족도에 관한 연구도 다수 존재한다. 개인의 기대수준이 합리적으로 충족되는가에 대한 평가인

생활만족도는 절대적인 실재라기보다는 오히려 주관적이고 상대적인 개념으로 사람들이 살고 있는 사회적 환경과의 상호작용으로 정의되는 개념이다. 생활만족도에 영향을 미치는 요인에 관한 여러 연구 중 특히 건강상태에 따른 생활만족도에서 건강상태에 따른 차이를 보여 건강상태가 좋을수록 생활만족도가 높은 것을 알 수 있었다(강수균, 2003; 권중돈, 2000; 이상매, 2012). 건강에 대한 자기 사정은 노인의 생활만족도에 가장 강력한 단일 예측인자이며(Larson, 1978), 노인들의 생활만족도에 영향을 미칠 것이라고 예측한 18개의 변수 중에서 자신의 건강에 대한 주관적인 평가가 가장 설명력 있는 변수 중의 하나임을 나타낸 연구(Edwards N. J., 1973)에서 보듯이 건강과 생활만족도의 연관성은 노인에게서 특히 밀접하다는 것을 알 수 있었다.

건강 위해 행위에 대해서는 연구마다 연관성이 다르게 나타났다. 외국의 경우 흡연, 음주자가 자신의 건강을 부정적으로 보고하는 것과는 달리(Manderbacka, Lundberg, & Martikainen, 1999), 국내의 음주 관련 연구에서는 흡연, 음주자가 오히려 주관적 건강 인식이 높다고 관찰되거나(김종성, 2010; 신유미, 2011), 음주는 현재 건강 상태와는 상관이 없다고 여기는 경향이 관찰되었다(SB, 2001). 이는 단면적 연구의 한계점이며 우리나라 흡연자들이 흡연의 위험성을 과소 평가하는 경향이 있다거나, 우리나라의 독특한 음주 문화와 일반인이 건강에 유해한 영향을 줄 수 있다고 생각하는 음주량이 National Institutes of Health에서 설정한 위험 수준의 섭취량보다 높았다는(Kim HK, 1999) 다양한 고찰이 제시되고 있다.

2. 의료이용

1) 우리나라의 의료이용 현황

우리나라 국민의 1인당 의료기관 외래 방문 횟수는 13.0회로 2009년 OECD 회원국의 평균 횟수 6.5회보다 2배 많다(OECD Health Data 2011, 2011). 해당 년도에 외래를 이용한 경험이 있는 건강보험가입자의 수는 2008년 4,375만명, 2009년 4,467만명, 2010년 4,499만명으로 매년 증가하고 있으며 이들의 연간 1인당 외래방문일수 역시 2008년 16.6일, 2009년 17.2일, 2010년 17.6일로 점차 증가하였다. 우리나라의 환자 1인당 평균 재원일수도 16.7일로 2009년 OECD 회원국의 평균 재원일수 8.7일 보다 8.0일 많다(윤영덕, 2011). 이러한 빈번한 의료이용의 대표적인 상병은 근골격계통 질환(20.3%), 호흡계통 질환(16.9%), 소화계통 질환(13.7%)으로 전체 외래환자의 절반 이상을 차지하고 있어(손창균, 2012; 윤영덕, 2011) 당뇨, 고혈압 등의 대표적인 만성질환의 관리보다 감기, 통증, 소화불량 등 증상 조절을 위한 외래방문이 더 빈번하다.

일부는 극단적인 의료서비스 이용량을 보이고 있다. 건강보험제도에 보험자가 이용할 수 있는 의료이용의 상한선이 없는 상황에서 연간 100일 이상 외래를 이용하는 환자 수가 2008년 44만명에서 2010년 52만명으로, 연간

365일 이상 외래를 이용하는 환자 수가 2008년 1407명에서 2010년 2039명으로 해마다 증가하고 있는 것으로 나타났다. 2010년 기준 건강보험가입자의 약 1%에 해당하는 45만여명은 연간 1인당 외래방문일수가 106일 이상, 평균 143일에 달하는 것으로 나타났다. 극단적인 의료서비스의 각 영역별 최대값은 2010년 기준 외래방문일수 1,806일, 외래방문 의료기관 수 317개, 약국방문일수 939일, 약국투약일수 24,562일로 나타나(윤영덕, 2011) 과도한 의료 이용이 관찰되고 있다.

2) 의료이용 모형 및 영향요인

‘아프면 병원에 간다’는 명제에서 ‘아프다’에 대한 의학전문가와 일반인의 관점에는 차이가 있으며 환자들은 자신의 지식과 경험에 기초하여 자신의 신체적 변화를 판단한다. 건강과 질병에 대한 개인의 상이한 인식은 의료서비스 이용에 대한 환경적(의료전달체계, 외부환경, 지역수준요인) 및 개인과 관련된 변수들을 포함한 행동이론에 대한 사회학적 접근을 통해 설명되고 있다(Kathryn A. Phillips, 1998). 이러한 질병행동 이론은 의학적 필요뿐만 아니라 환자들의 사회문화적, 심리학적 요인들이 의료서비스 이용을

하는데 영향을 주며, 의료서비스 이용을 과소 또는 과다하게 만들기도 한다(조병희, 2006)는 점을 설명해주고 있다.

이러한 의료이용에 대한 연구모형은 앤더슨의 예측모형, 미케닉의 일반이론, 슈만의 단계모형 등 다양한 모형이 있다. 미케닉의 질병행동 이론은 증상의 인지, 증상의 심각성, 다른 욕구와 비교할 때의 중요도, 기타 제도적 요인 등에 의해 의료이용을 하기 위한 동기화 단계를 보여주고 있다. 앤더슨의 보건의료서비스 모형은 거시수준, 중간수준, 미시수준을 포괄하는 모형으로(조병희, 2006) 의료이용에 미치는 영향요인을 검증하는 대부분의 연구들(김진구, 2008; 이익섭, 2004)이 앤더슨 모형에 입각해 있다. 그러나 사회행동주의에 입각한 앤더슨 모형을 적용시키는데 있어서 의료비나 의료이용 횟수와 같은 통상적인 의료이용 변수들은 분석적인 한계를 갖기 쉽다. 왜냐하면 이러한 변수들은 구매대리인으로서의 의사의 역할이 상당히 개입됨으로써 개인의 선택 행동차원으로 환원될 수 없는 다양한 측면을 내포할 수 있기 때문이다(김진구, 2008).

이와 관련하여 슈만의 단계모형을 살펴보면 의료이용과정을 ‘증상경험’, ‘병 역할 가정’, ‘의료접촉’, ‘환자역할’, ‘회복과 재활’로 다섯 단계로 구분하고 있으며, 계속 다음 단계로 넘어가기 보다는 이전 단계로 내려올 역진의 가능성을 포함하고 있다. 처음 단계에서는 신체상의 이상을 인식하고 주변 사람 또는 스스로 환자로서의 역할을 선택하나 의사와의 접촉을 통해 환자역할을 합법화한 후에는 수동적인 환자로 변화 후 회복과 재활을 수용하여

병 역할을 종료한다. 다음 단계를 부정하거나 거부하여 이전 단계로 역진한다면, 증상경험을 하는데도 불구하고 본인의 건강을 부정하거나, 의료 접촉단계에서 병 역할에 대한 전문가 확인 또는 치료과정을 협의하지 못하고 의사 쇼핑을 하게 된다. 이 모형은 급성기 질환에 더 적합하다는 한계가 있으나(조병희, 2006), 본 연구대상자의 경우 만성질환 병 역할에 대한 전문가 확인이 안된 집단이기 때문에 슈만의 의료이용모형을 통해서도 비질환자의 의료이용 행태를 유추해 볼 수 있다고 사료된다.

의료이용에 미치는 영향에 대한 많은 연구가 진행되었다. 의료급여 수급자들의 의료이용에 미치는 영향을 알아본 이익섭 등(2004) 연구에서는 성, 연령, 의료기관 유형, 가족자원, 주관적인 건강, 심리적 안심 등의 요인들이 영향을 미치며 의료이용 정도는 개인차가 매우 큰 것으로 나타났으나, 의료급여 수급자로 대상자를 한정 한 한계가 있다. 김진구(2008) 연구에서도 성별, 혼인상태, 가구원 수, 교육수준, 주관적 건강 등이 영향을 미치는 것으로 나타났으며, 의료급여 수급자들의 의료기관 이용 정도는 다른 요인들을 통제했어도 일반인에 비해 높았다. 유근춘 등(2007)이 ‘국민건강영양조사 3기 자료’로 분석한 연구에서는 의료이용 변수에 대한 설명력의 대부분을 이환일수와 질병군들이 차지하고 있어, 통상적인 의료이용량들은 개개인의 독립적인 선택 차원보다는 의사의 구매대리인 역할이 반영된 결과를 보여준다고 사료된다. 따라서 통상적인 의료이용 변수를 분석할 경우 분석결과는 질병변수가 거의 대부분을 설명할 개념성이 높다고 하겠다.

3) 의료이용의 적절성

의료이용의 적절성에 대하여 판단하기는 쉽지 않다. 의료이용이 항상 합리적으로 개인의 의료수요가 충분히 충족되었다고 판단할 수는 없다. 개인의 잘못된 판단으로 인하여 과다한 또는 과소한 의료이용이 이루어질 수 있다.

과다 의료이용은 필요 이상의 의료이용, 또는 의학적 필요를 벗어난 의료이용을 하는 경우로 설명되나, 의료필요를 명확한 기준으로 구분한다는 것은 불가능하여 과다 의료이용의 기준을 잡기는 한계가 있다.

Bradshaw(1972)는 필요를 Normative need, Felt need, Expressed need, Comparative need로 구분하였다. Normative need는 전문가, 의사, 정책결정자 등에 의해 정의된 필요이며, Felt need는 수요자가 주관적으로 느끼는 욕구이며 Expressed need는 Felt need가 표출된 행동을 뜻한다. Comparative need는 이미 서비스를 받았던 이용자를 비교 대상으로 하여 측정되는 필요를 뜻한다.

이 중 어떠한 필요를 기준으로 과다 의료이용을 잡아야 하는지는 논란이 있지만, 의료수요자가 주관적으로 느끼는 욕구를 모두 필요로 판단한다면 과다 의료이용은 존재할 수 없는 개념이므로 Normative need를 현실적 상황을 반영하는 가장 바람직한 기준이라 여기나, 필요의 개념을 적용하여 정책을 수립하거나 평가하기에는 한계가 있다(Bradshaw, 2002; 윤영덕, 2011). 과다

의료이용의 절대적 기준을 정할 방법은 없으나, 다만 의료필요를 누가 어떻게 정의하는가에 따라 적정 의료이용의 기준을 잡을 수 있을 것이다. 임정수 등(2009)의 연구에서는 대상자 발취 기준을 설정하기 위해 연간 외래 내원 일수 70일이라는 임의적인 기준을 설정하였으며, 이는 만성질환으로 인한 최대 외래방문횟수 월 4회, 감기 등 급성질환으로 가능한 방문 월 2회를 가정한 것이다. 윤영덕 등(2011)의 연구에서는 의학적 의료이용 필요 환자를 최대한 배제함으로써 신뢰도를 높이고자 하여 임정수 등(2009) 연구를 토대로 연간 외래 내원 일수 150일 이상을 기준으로 설정하는 등 작위적인 기준을 사용하고 있다.

365일 이상 장기의료이용을 한 의료급여수급자를 대상으로 한 이용실태와 특성 연구(김의숙, 2007)에 따르면 이러한 과다 의료이용자는 만성질환자 및 고연령일 뿐만 아니라, 스트레스, 자살 충동, 건강 염려가 있는 심리적 고위험 집단, 사회적 지지가 부족한 집단, 건강행위 불량과 관련된 집단과도 연관이 있다. 김의숙(2007)은 이 연구를 통해 ‘총진료비를 중심으로 한 장기 의료이용 영향요인 모델’을 제시하였다. 인구사회학적 요인과 사회적 지지 요인은 사전요인으로 개인의 질병, 심리, 활동성, 건강행동요인에 영향을 주며, 이들 개인의 상태는 의료기관 이용 결정과 선택에 영향을 미친다는 점을 규명하였다. 또한 이때 지역특성, 생활환경 및 합리적 판단도 영향을 미치며, 이에 따른 의료이용은 제 요인들의 변화가 주어지지 않으면 부적정 이용, 과다이용, 또는 과소이용으로 이어진다고 제시했다. 더 나아가, ‘부적정

의료이용 위험요인 모델' 을 제시하여 의료급여 종별, 연령, 성별, 결혼상태, 지역특성, 장애여부, 교육수준, 경제수준, 건강상태, 발현증상 여부, 정서적 요인 및 주거환경은 의료 과다 이용에 영향을, 경제적 부담감, 보행장애, 중소도시 등 지역적 의료기관 접근성은 과소 이용에 영향을 주었음을 보였다. 또한 도덕적 해이와 합리적 정보 부족을 비합리적 이용을 유발하는 중요 요인으로 제시했다.

III. 연구대상 및 방법

1. 연구모형

본 연구에서는 비질환자의 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 요인에 대하여 알아보고(그림 1), 주관적 건강 인식이 의료 이용 빈도에 어떤 영향을 미치는지 분석하고자 한다(그림 2).

그림 1. 연구모형 1

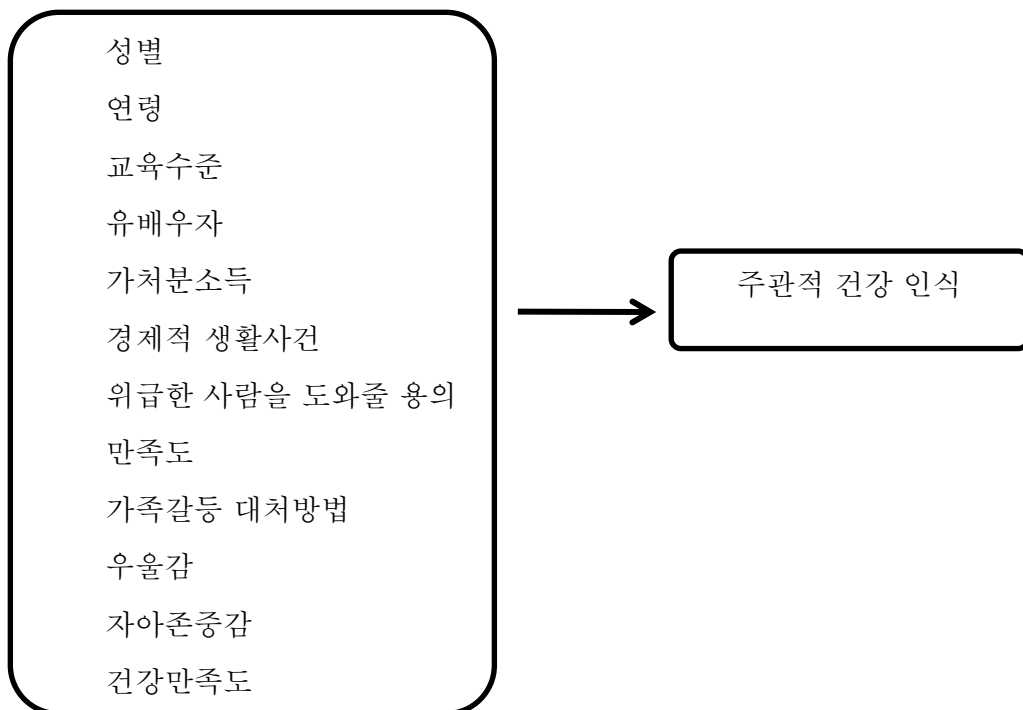
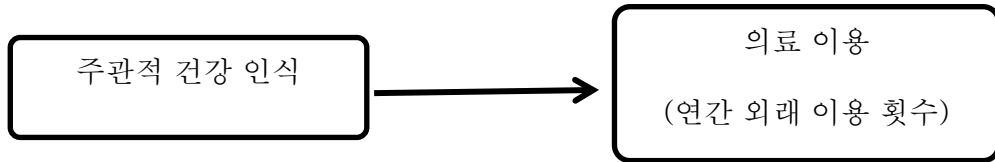


그림 2. 연구모형 2



2. 연구가설

본 연구는 주관적 건강의 큰 설명력을 차지하는 객관적 질병상태를 배제한 후 주관적 건강 인식에 미치는 영향을 알아보고, 의료이용에 미치는 의사의 구매대리인 역할과 통상적인 의료이용 변수를 분석 시 대부분의 설명력을 차지하는 질병변수를 최소화한 후에 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향을 파악하고자 다음과 같은 구체적인 연구가설을 설정하고 이를 검증하였다.

가설 1. 다음 변수는 주관적 건강 인식에 영향을 미칠 것이다.

1. 남성이 여성보다 주관적 건강 인식에 긍정적일 것이다.
2. 나이가 많을수록 주관적 건강 인식에 부정적일 것이다.
3. 교육수준이 낮을수록 주관적 건강 인식에 부정적일 것이다.
4. 배우자가 있는 사람이 배우자가 없는 사람보다 주관적 건강 인식에 긍정적일 것이다.
5. 가처분소득은 주관적 건강 인식에 정의 영향을 미칠 것이다.
6. 경제적 생활사건은 주관적 건강 인식에 부의 영향을 미칠 것이다.
7. 위급한 사람을 도와줄 용의는 주관적 건강 인식에 정의 영향을 미칠 것이다.
8. 만족도는 주관적 건강 인식에 정의 영향을 미칠 것이다.

9. 우울감은 주관적 건강 인식에 부의 영향을 미칠 것이다.
10. 자아존중감은 주관적 건강 인식에 정의 영향을 미칠 것이다.
11. 건강만족도는 주관적 건강 인식에 정의 영향을 미칠 것이다.

가설 2. 비질환자에서 주관적 건강 인식이 부정적일수록 의료이용 빈도는 증가할 것이다.

3. 연구대상 및 자료

본 연구에서는 분석자료로 2012년에 실시된 한국복지패널(Korea Welfare Panel Study; 이하) KOWEPS) 제7차 자료를 사용하였다. 한국복지패널은 외환위기 이후 소득계층별·경제활동상태별·연령별 등 각 인구집단의 생활실태와 복지욕구 등을 역동적으로 파악하고 정책 효과성을 평가함으로써 정책형성과 피드백에 기여하고자, 한국보건사회연구원과 서울대학교 사회복지연구소 간에 ‘한국복지패널 컨소시엄’이 구성되어 2006년부터 매년 조사연구사업이 진행되고 있다. 이는 정부승인 지정통계조사(승인번호 제 33109호)로 사회복지관련 통계인프라를 구축함에 있어서 그 중요성이 매우 크다(Korean Welfare Panel Study User's Guide, 2012).

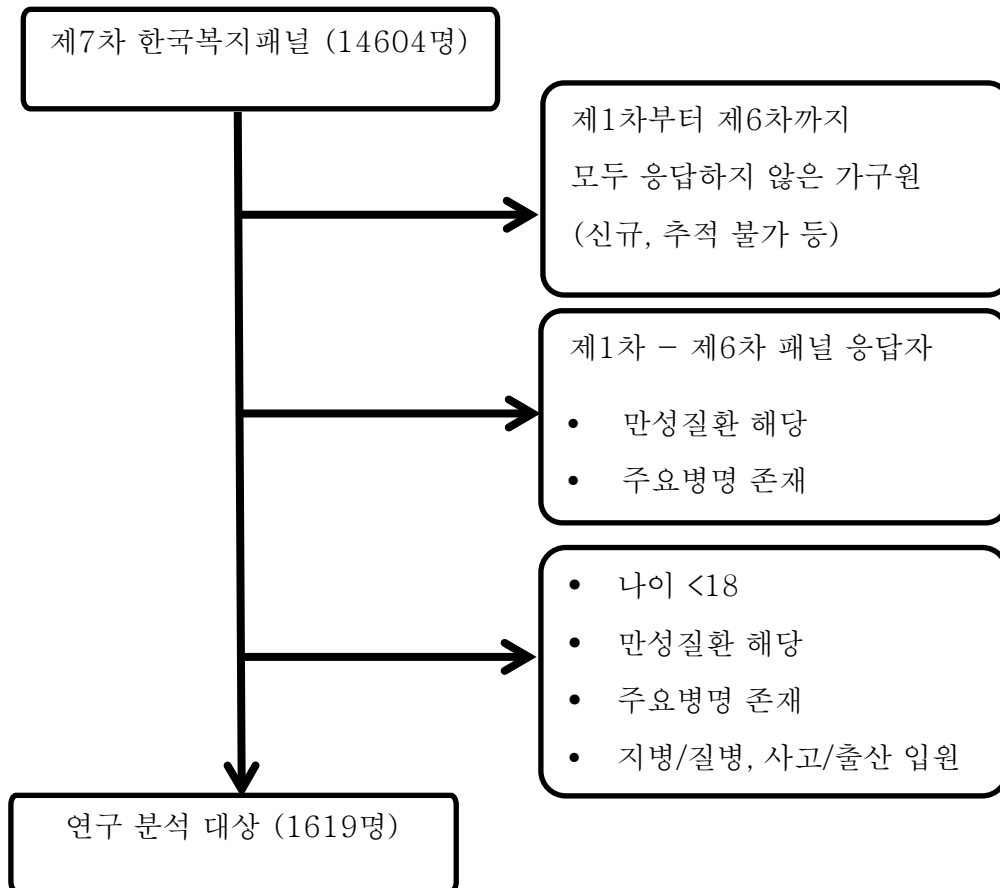
의료이용 여부를 물어보는 국민건강영양조사와는 달리, 한국복지패널은 의료이용 빈도 및 건강검진 빈도에 대하여 구체적으로 조사하였으며 사회 여건에 대한 주관적 만족도, 우울, 자아존중감 등의 사회적 요인에 대한 설문도 포함하고 있어서 건강한성인의 주관적 건강 인식 특성과 주관적 건강 인식에 따른 의료 이용 빈도를 분석하려는 본 연구에 적합하다고 판단하였다.

건강한 성인을 대상으로 연구하고자, 현재 질환을 갖고 있지 않으며 이전의 질환경험도 최대한 배제하여 의료진에 의해 유도된 외래이용을 배제하였다. 제7차 한국복지패널 응답자 중 제1차부터 제6차까지 모두 응답한 자를

대상으로 만성질환에 ‘투병·투약하고 있다’에 표시한 응답자와 주요병명코드에 ‘없음’ 이외를 표시한 응답자를 모두 제외하여 이전 6년간 만성질환과 급성질환 경험이 없도록 통제하였다. 주요병명코드에는 암, 고혈압, 당뇨병, 만성기관지염(심한 가래, 기침), 관절염, 위염, 치질, 아토피성 피부염, 치아우식증, 기타질병(급성질환 등) 등 32가지 세부항목으로 기재하도록 되어 있어, 생명을 위협하는 질환부터 경증 질환, 치과 질환 및 2011년에 겪은 급성질환까지 모두 배제하였다. 단, 주요병명코드 ‘없음’에는 감기와 같은 계절성 질환이나 미용을 목적으로 하는 성형의 경우가 포함되어 가벼운 계절성 질환을 앓거나 성형을 한 사람은 본 연구대상자에 포함되었다.

이후 외래이용방문이 자율적인 18세 이상인 성인, 만성질환에 ‘비해당’과 주요병명코드에 ‘없음’을 표시한 현재 질병이 없는 응답자만 연구대상자로 설정하였다. 또한, 2011년 1년간 병원 입원 이유가 자의적 방문이 아닌 지병/질병, 사고 및 출산인 경우를 제외하여 최종 1619명을 분석대상으로 하였다(그림 3). 이 과정을 통하여 의료이용에 미치는 의사의 구매대리인 역할과 통상적인 의료이용 변수를 분석 시에 대부분의 설명력을 차지하는 질병변수를 최소화하였다.

그림 3. 연구의 분석 대상



4. 변수 정의 및 측정 도구

1) 주관적 건강 인식에 미치는 영향 (연구모형 1)

(1) 독립변수

주관적 건강 인식과 관련된 변수들에 대한 선행 연구(Ahn & Joung, 2006; Chandola, Bartley, Wiggins, & Schofield, 2003; Subramania, Kawachi, & Kennedy, 2001; 김계하, 2004; 김민경 et al., 2010; 김영근, 2008; 김종성, 2010; 신유미, 2011; 이해정, 2002)를 참고하여 비질환자인 연구대상자의 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치는 요인을 알아보았다.

경제적 요인으로 가처분소득, 총부채액 및 경제적 생활사건을, 이타심 요인으로 위급한 사람을 도와줄 용의, 비선호시설을 받아들일 용의 및 자원봉사 여부를, 만족도 요인으로 건강 만족도, 가족의 수입 만족도, 주거 환경 만족도, 직업 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도 및 전반적 만족도를, 건강 위해행위 요인으로 흡연, 음주, 위험음주를, 우울 총점, 자아존중감 총점, 가족갈등 대처방법에 대하여 독립변수로 설정하여 주관적 건강 인식에 미치는 영향을 각 요인에 대하여 단순회귀분석을 시행하였다. 이 후 유의한 영향을 가진 요인들을 독립변수로 설정하여 주관적 건강 인식에 미치는 영향을

다중회귀분석을 통하여 재분석하였다.

제7차 한국복지패널에서는 다음과 같이 각 변수들을 측정하였다.

가처분소득은 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 사적이전소득, 공적이전소득, 세금 및 사회보장부담금에 대하여 조사하고 이를 통해 계산하여 제공되었다.

총부채액은 금융기관대출, 일반사채, 카드 빚, 전세보증금(받은 돈), 외상 및 미리 탄 계돈, 기타 부채에 대하여 조사하고 이를 통해 계산하여 제공되었다.

경제적 생활사건은 ‘2011년 1년 동안 귀댁은 다음과 같은 경험을 하신 적이 있습니까?’ 에 대한 질문에 대한 총 해당사건 건수를 계산하여 사용하였다.

‘돈이 없어서 2달 이상 집세가 밀렸거나 집세를 낼 수 없어서 집을 옮긴 적이 있다.’, ‘돈이 없어서 공과금을 기한 내 납부하지 못한 적이 있다.’, ‘돈이 없어서 전기요금, 전화요금, 수도요금 중 하나 이상을 내지 못해 전기, 전화, 수도 등이 끊긴 적이 있다.’, ‘돈이 없어서 자녀의 공교육비를 한 달 이상 주지 못한 적이 있다.’, ‘돈이 없어서 추운 겨울에 난방을 하지 못한 적이 있다.’, ‘돈이 없어서 본인이나 가족이 병원에 갈 수 없었던 적이 있다.’, ‘가구원 중에 신용불량자인 사람이 있었다.’, ‘연속 3개월 이상 건강보험 미납으로 인하여 보험 급여자격을 정지당한 경험이 있다.’ 와 같은 여덟 가지 경제적 생활사건을 제시하였다.

위급한 사람을 도와줄 용의에 대해서는 ‘귀하는 만약 지역사회 내에서 누군가 위급하게 도움을 필요(예: 헌혈 등)로 하는 경우 기꺼이 도움을 줄

의향이 있습니까?’에 대하여 리커트 5점 척도로 제시하였다. 비선호시설을 받아들일 용의에 대하여 ‘귀하의 지역사회 내에 새롭게 화장시설, 특수학교, 장애인 거주시설 등과 같은 비선호시설이 입지한다면 받아들이시겠습니까?’에 대하여 리커트 5점 척도로 제시하였다. 자원봉사 여부에 대해서는 ‘귀하는 정기적으로 기부를 하거나, 자원봉사활동을 하고 있습니까?’에 대하여 ‘그렇다’와 ‘아니다’로 조사하였다.

만족도에 대한 묻는 문항은 다음과 같다. ‘다음 각 항목에 대하여 귀하의 만족도는 어느 정도입니까?’에 대한 질문에 대한 응답으로 만족도를 측정하였다. ‘건강’, ‘가족의 수입’, ‘주거 환경’, ‘가족 관계’, ‘직업’, ‘사회적 친분관계’, ‘여가생활’에 대한 각 항목을 제시하고, 리커트 5점 척도로 제시하였다.

위험음주는 세계보건기구의 AUDIT(Alcohol Use Disorder Identification Test) 척도를 사용하여 8점 이상을 알코올에 대한 의존성이 있고 위험하고 해로운 음주라고 평가하였다.

우울에 대하여 묻는 문항은 CESD(Center for Epidemiological Studies Depression scale)의 간이형인 CESD-11을 활용하였다. ‘귀하는 지난 1주일간 얼마나 자주 다음과 같이 느끼셨습니까?’란 질문으로 지난 1주일간의 심리상태에 대해 질문하였으며 우울에 대한 인식 변수의 활용은 총점을 사용하였고 이는 계산된 값이 높을수록 우울감이 높다고 평가할 수 있다. 또한 계산된 값이 16보다 높으면 우울증을 의심할 수 있다.

자아존중감 척도로 Rosenberg Self-Esteem Scale을 활용하였고, 점수가 높을수록 자아존중감이 높다고 평가할 수 있다.

‘가족구성원들이 서로 어떻게 지내고 논쟁을 해결하는지’에 대한 질문을 통해 가족갈등 대처방법에 대하여 알아보았다. ‘(가)우리 가정에서는 의견충돌이 잦다’, ‘(나)가족원들이 가끔 너무 화가 나서 물건 등을 집어 던진다’, ‘(다)가족원들이 항상 침착하게 문제를 논의한다’, ‘(라)가족원들이 자주 서로를 비난한다’, ‘(마)가족원들이 가끔 서로를 때린다’에 관하여 5점척도로 조사하였고, (가), (나), (라), (마)문항은 역코딩 후 총점을 산출하도록 하였다. 계산된 값이 높을수록 가족갈등 대처방법이 긍정적이라고 평가할 수 있다.

(2) 종속변수

본 연구에서 주관적 건강 인식을 종속변수로 사용하였다. 2012년 2월부터 6월까지 조사한 제7차 한국복지패널에서 주관적 건강을 묻는 문항은 ‘2011년 12월 31일 기준 건강상태’로 회고적 조사이다. 보기는 ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’로 구성되어 있다. 이를 역코딩하여 ‘아주 건강하다’ (5점), ‘건강한 편이다’ (4점), ‘보통이다’ (3점), ‘건강하지 않은 편이다’ (2점), ‘건강이 아주 안 좋다’ (1점)로 변환하였고, 점수가 높을수록 주관적 건강 인식이 긍정적인 것을 의미하도록 하였다.

2) 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향 (연구모형 2)

(1) 독립변수

본 연구에서 주관적 건강 인식을 독립변수로 사용하였다. 2012년 2월부터 6월까지 조사한 제7차 한국복지패널에서 주관적 건강을 묻는 문항은 ‘2011년 12월 31일 기준 건강상태’로 회고적 조사이다. 보기는 ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이다’, ‘건강이 아주 안 좋다’로 구성되어 있다. 빈도 수에 따라 ‘아주 건강하다’, ‘건강한 편이다’, ‘보통이다’, ‘건강하지 않은 편이거나 아주 안 좋다’로 주관적 건강 인식을 응답한 집단을 나눠 분석하였다.

(2) 종속변수

본 연구에서는 의료이용을 반영하는 1년 중 외래 진료 횟수를 종속변수로 사용하였다. 제7차 한국복지패널에서 ‘2011년 1년 중 의료기관 이용 중 외래진료횟수’를 명시하도록 하였으며, 이는 동일병원에서 각각 다른 과를

2회 이상 진료하면 1회로 처리하였고, 2곳 이상의 병원을 이용하면 2회로 처리하여 병원방문을 기준으로 하였다.

연구대상자의 1년 간 외래 진료 횟수를 살펴보면 3회부터 연구대상자의 빈도가 급감하므로 0-2회와 3회 이상으로 구분하여 2개의 소집단으로 나눠 분석하였다.

(3) 통제변수

본 연구에서는 외래이용에 영향을 주는 요인에 대한 선행 연구(Green & Pope, 1999; 김진구, 2008; 신호성, 2007; 유근춘, 2007; 이익섭, 2004)를 바탕으로 변수를 구성하였다. 분석에 포함된 통제변수는 성별, 연령, 교육수준, 혼인수준, 가처분소득, 의료보험형태(건강보험 또는 의료급여), 의료서비스 만족도이다.

5. 분석방법

본 연구에서는 STATA 12 통계프로그램을 이용하였다. 구체적인 분석 방법은 다음과 같다.

1) 연구대상자의 일반적 특성에 대한 통계적 기술을 위해 빈도분석을 실시하였다.

2) 연구대상자의 주관적 건강 인식에 미치는 유의한 영향을 미치는 변수를 알아보하고자 각 요인에 대하여 단순회귀분석을 실시하였다. 이후 유의한 영향을 미치는 변수들이 주관적 건강 인식에 미치는 영향에 대하여 다중회귀분석을 실시하였다.

3) 연구대상자의 주관적 건강 인식이 의료 이용(1년간 외래 진료 횟수)에 미치는 영향을 검증하기 위하여 이분형 로지스틱 회귀분석을 실시하였다.

IV. 연구결과

1. 연구대상자의 특성

본 연구대상자는 건강한 성인을 대상으로 하고자, 현재 질환 중에 있거나 이전의 질환경험을 가진 자를 배제하여 의료진에 의해 유도된 외래이용을 최대한 배제하였다. 2005년 제1차 한국복지패널부터 2012년 제7차 한국복지패널까지 7년 기간 동안 응답한 자 중 감기 같은 계절성 질환 이상의 중한 급성 질환 및 만성 질환 투병경험이 없으며, 2011년 1년간 병원 입원 이유가 자의적 방문이 아닌 경우(지병/질병, 사고, 출산)를 제외한 만 18세 이상의 성인으로 총 1619명이다.

1) 인구사회학적 특성

연구대상자의 인구사회학적 특성으로 성별, 연령별 분포, 교육수준, 혼인여부에 대하여 알아보았다. 분석 결과는 다음과 같다.

남성이 48.5%, 여성이 51.5%로 여성이 약간 더 많았다. 연령별 분포는 40대가 31.0%로 가장 많았으며 그 뒤로는 20대 이하(28.3%), 30대(20.8%),

50대(13.5%), 60대(4.3%), 70대(1.4%), 80대 이상(0.7%)의 순으로 나타나, 질환 투병·투약 경험이 없는 본 연구대상자들의 대다수는 20대에서 40대 사이에 있음을 알 수 있다. 교육수준별 분포는 고졸(45.9%)이 가장 많았고, 대학/전문대졸, 중졸 이하, 대학원 이상의 순으로 나타났으며, 혼인여부는 유배우자가 60.7%로 절반이 넘었고, 미혼, 이혼/별거, 사별의 순으로 나타났다. 종교는 46.8%에서 가지고 있었다(표 1).

표 1. 연구대상자의 인구사회학적 특성

변수	구분	N	%
성별	남성	785	48.5
	여성	834	51.5
연령	20대 이하	458	28.3
	30대	337	20.8
	40대	502	31.0
	50대	218	13.5
	60대	70	4.3
	70대	23	1.4
	80대 이상	11	0.7
교육수준	중졸 이하	161	9.9
	고졸	743	45.9
	대학/전문대졸	671	41.4
	대학원 이상	44	2.7
	미학	510	34.4
혼인상태	유배우	899	60.7
	이혼/별거	47	3.2
	사별	26	1.8
	미혼	510	34.4
종교	있음	758	46.8
	없음	861	53.2

2) 주관적 건강 인식 특성

연구대상자의 주관적 건강 인식을 살펴보면 주관적 건강 상태에 대한 문항에 ‘건강한 편이다’ 로 응답이 67.6%로 가장 많았으며, ‘아주 건강하다’ (26.1%), ‘보통이다’ (5.4%), ‘건강하지 않은 편이다’ (0.6%), ‘건강이 아주 안 좋다’(0.3%) 순으로 나타나, 질환 투병·투약 경험이 없는 본 연구대상자들의 대다수는 자신의 건강 상태를 긍정적으로 인식하고 있음을 알 수 있다(표 2).

표 2. 연구대상자의 주관적 건강 인식 특성(n=1619명)

변수	N	%
아주 건강하다	422	26.1
건강한 편이다	1094	67.6
보통이다	88	5.4
건강하지 않은 편이다	10	0.6
건강이 아주 안 좋다	5	0.3%

이러한 주관적 건강 인식군과 건강 만족도에 대해서 알아보았다. 이들의 상관 정도를 알아보기 위해 스피어만 상관분석을 시행하였고, 주관적 건강 인식군과 건강 만족도 간의 유의한 상관 관계가 있었으나 상관계수는 0.4로 상관관계는 낮은 편이다($r=0.401$, $p<0.001$). 대체로 주관적 건강 인식이 좋은 사람이 건강 만족도도 좋았으나 매우 불만족인 사람도 소수 존재하였다. 또한, 본인이 건강하지 않다고 인식해도 건강에 대한 만족도는 긍정적인 사람도 다수 존재함을 보여 본인의 건강 상태를 인식하는 것과 본인의 건강 상태를 만족하는 것에는 차이가 있음을 알 수 있었다.

표 3. 주관적 건강 인식군과 건강 만족도 빈도

		주관적 건강 인식				
		아주 좋다	건강한 편	보통	건강하지 않은 편	아주 안 좋다
건	매우 만족	125	39	0	0	1
강	대체로 만족	181	677	22	5	0
만	그저 그렇다	18	146	44	1	1
족	대체로 불만족	9	36	6	3	0
도	매우 불만족	6	1	1	0	0

3) 의료이용 특성

연구대상자의 2011년 1년간 의료이용빈도에 대하여 알아보았다. 연구대상자는 주요병명코드에 ‘없음’으로 표시한 자로 암, 고혈압, 당뇨병, 만성기관지염(심한 가래, 기침), 관절염, 위염, 치질, 아토피성 피부염, 치아우식증, 기타질병(급성질환 등) 등 32가지 세부항목으로 나뉜 생명을 위협하는 질환부터 경증 질환 및 치과 질환까지 모두 배제되었다. 주요병명코드의 ‘없음’에는 감기 등의 계절성 질환 또는 미용을 목적으로 하는 성형의 경우가 포함되어있기 때문에 연구대상자가 위와 같은 이유로 의료이용을 하였다고 추정할 수 있다.

의료이용에 대하여 연간 외래이용 빈도 및 주요방문 의료기관 형태, 연간 건강검진 횟수에 대하여 알아보았다. 연간 외래이용빈도에 대하여 살펴보면 다음과 같다. 연구대상자의 60%가 연간 0-2회의 외래이용을 하였으며, 3회 이상부터 연구대상자 빈도가 급감하는 것을 알 수 있다. 비교적 건강한 연구대상자들의 의료이용빈도 중앙값이 2회이며 대다수는 연 5회 이하의 외래이용을 함을 알 수 있었다. 그러나 소수는 그 이상의 외래이용을 하였고, 최고 48회 방문하였다(표 4). 의료기관을 한 번도 이용하지 않은 616명을 제외한 나머지 연구대상자들이 주로 이용하는 의료기관 형태를 살펴보면, 대부분 병·의원급을 방문하였음을 알 수 있었고, 1.5%에서는 종합,

대학병원을 이용한 것으로 나타났다(표 5). 연구대상자들의 58.5%에서 건강검진을 2011년에 받지 않았고, 40.8%에서 1회의 건강검진을 받았으며, 0.7%에서는 1년 중 건강검진을 2번 받은 것으로 나타났다(표 6).

표 4. 1년간 외래 진료 횟수 특성 (n=1619명)

연간 외래 진료 횟수 (회)	N (누적%)
0 - 2	985 (60.8)
3 - 5	445 (88.3)
6 - 8	91 (93.9)
9 - 12	68 (98.1)
13 - 48	30 (100)

표 5. 1년 중 주로 이용하는 의료기관 형태 (n = 1003)

구분	N	%
종합, 대학병원	15	1.5
병·의원	973	97.0
한방 병·의원	9	0.9
보건소	6	0.6

표 6. 1년 중 건강검진 횟수 (n = 1619)

횟수	N	%
0회	947	58.5
1회	660	40.8
2회	12	0.7

4) 경제적 특성

연구대상자의 경제적 특성으로 의료보험, 균등화소득에 따른 가구 분류, 주된 경제활동 참여상태에 대하여 알아보았다.

제7차 한국복지패널에서는 가구원 중 한 명이라도 건강보험가입자 또는 건강보험가입자의 피부양자로 속해 있는 경우에 건강보험에 가입된 것으로 응답하였다. 응답자 중 건강보험에 가입되어 있지 않은 경우, 의료급여 1종, 의료급여 2종, 국가유공자 무료진료, 미가입 중 해당하는 항목으로 기입하도록 하였다. 한 가구 내에서 의료급여, 국가유공자 무료진료가 동시에 이루어질 경우 가구주 가입을 기준으로 하며, 가구주가 의료급여, 국가유공자 무료진료를 동시에 받는 경우에는 주로 이용하는 급여를 기록하도록 하였다.

제7차 한국복지패널에서는 중위 균등화소득의 60% 기준으로 저소득층 가구와 일반가구로 구분하였다.

제7차 한국복지패널에서는 주된 경제활동 참여상태에 대하여 대하여 ‘상용직 임금근로자’, ‘임시직 임금근로자’, ‘일용직 임금근로자’, ‘자활근로·공공근로·노인일자리’, ‘고용주’, ‘자영업자’, ‘무급가족종사자’, ‘실업자’, ‘비경제활동인구’로 구분하여 조사하였다. 이를 ‘상용직’을 ‘정규직’으로, ‘임시직 임금근로자’, ‘일용직 임금근로자’, ‘자활근로·공공근로·노인일자리’를 ‘비정규직’으로, ‘고용주’, ‘자영업자’를 ‘고용주/자영업자’로 재분류하여 분석하였다.

제7차 한국복지패널에서는 2011년 12월 31일 기준 민간의료보험 가입건수에 대하여 조사하였다. 암보험, CI(Critical Illness)보험, 어린이 의료보험, 실손형 의료보험, 실비 및 간병보험, 일반질병보험 등이 해당되며, 상해보험 전용상품은 제외하였다. 가족의료보험(주계약자가 가구주, 종계약자가 배우자, 자녀로 되어 있는 경우)에 가입한 경우 가입건수는 1건이 아니라 가구원 각각의 가입건수를 응답하도록 하였으며, 납입기간이 끝났으나 보장받고 있는 보험이 있으면 포함하도록 하였다.

분석 내용은 다음과 같다. (공적)건강보험은 98%, 의료급여 1종+2종은 2%로 대부분 건강보험에 가입되어 있었다. 제7차 한국복지패널 중 본 연구에 포함된 대상자의 건강보험형태에는 국가유공자 무료 진료와 미가입의 응답자는 없었다. 균등화소득에 따른 가구 분류로 일반가구가 85.5%, 저소득층 가구가

14.5%로 구성되었다. 주된 경제 활동 참여 상태는 비경제활동인구가 35.5%로 가장 많았으며 그 뒤로는 정규직(26.6%), 비정규직(21.2%), 고용주/자영업자(12.1%), 무급가족종사자(3.2%), 실업자(1.5%)의 순으로 나타났다. 민간의료보험은 1개 가입한 경우가 42.6%로 가장 많았으며 그 뒤로는 0개(27.4%), 2개(19.0%) 순으로 나타났으며, 가장 많은 가입건수는 9개였다(표 7).

표 7. 연구대상자의 경제적 특성

변수	구분	N	%
	(공적)건강보험	1585	98.0
의료보험 형태	의료급여	32	2.0
	1종+2종		
균등화소득	일반	1384	85.5
가구분류	저소득층	235	14.5
	정규직	431	26.7
주된 경제활동 참여상태	비정규직	343	21.2
	고용주/자영업자	194	12.0
	무급가족종사자	52	3.2
	실업자	25	1.5
	비경제활동인구	574	35.5
	0개	444	27.4
민간의료보험 가입건수	1개	689	42.6
	2개	307	19.0
	3-5개	173	10.7
	6-9개	6	0.5

5) 건강 위해 행위 특성

연구대상자의 건강 위해 행위 특성으로 흡연과 위험음주에 대하여 알아보았다. 분석 결과는 다음과 같다.

제7차 한국복지패널에서는 조사 시점을 기준으로 현재 담배를 피우는지에 대하여 조사하였고, 흡연자가 25.1%, 비흡연자가 74.9%이다. 흡연자 중 금연 계획이 있는 사람이 46.8%이다.

제7차 한국복지패널에서는 AUDIT을 통한 위험음주 여부를 조사하였다. AUDIT은 총점이 높을수록 위험하고 해로운 음주행위를 할 가능성이 높으며 AUDIT cut-off value는 8점으로 8점 이상을 알코올에 대한 의존성이 있고 위험하고 해로운 음주라고 평가한다(*Korean Welfare Panel Study User's Guide*, 2012). 이에 연구대상자를 위험음주 유무로 나눠 알아보았다. 연구대상자 중 위험음주자가 38.2%, 비위험음주자가 61.8%이다(표 8).

표 8. 연구대상자의 건강 위해 행위 특성

변수	구분	N	%	(total %)	
현재 흡연	금연 계획 있음	167	46.8	(25.1)	
	금연 계획 없음	190	53.2		
흡연	비흡연	1065		(74.9)	
음주	위험음주	유	328	38.2	(36.7)
		무	531	61.8	
	음주 전혀 안 함	500		(63.2)	

6) 정신 심리적 특성

연구대상자의 정신 심리적 특성으로 우울, 자아존중감, 가족 갈등 대처방법, 가족의 수입 만족도, 주거 환경 만족도, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 직업 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 생활만족도에 대하여 분석 결과는 다음과 같다(표 9). 정신 심리적 요인 중 우울의 경우 DSM-IV 진단기준에 합당할 경우 의학적으로 질환으로 인정받고 있다. 우울증을 의심하여 전문가의 진단이 필요한 우울총점이 16보다 높은 대상자는 79명으로 4.9%를 차지한다.

표 9. 연구대상자의 정신 심리적 특성

변수 (구간)	Mean (SD)
우울 (0 -60)	3.92 (6.49)
자아존중감 (10-40)	31.7 (3.50)
가족 갈등 대처방법 (5-25)	22.06 (2.16)
가족의 수입 만족도 (1-5)	2.79 (0.93)
주거환경 만족도 (1-5)	3.51 (0.82)
가족관계 만족도 (1-5)	3.95 (0.65)
사회적 친분관계 만족도 (1-5)	3.83 (0.57)
직업 만족도 (1-5)	3.45 (0.82)
여가생활 만족도 (1-5)	3.17 (0.90)
전반적 생활만족도 (1-5)	3.59 (0.64)

7) 사회적 인식 및 환경 특성

연구대상자의 사회적 인식 및 환경으로 위급한 사람을 도와줄 용의, 비선호시설 입지를 받아들일 용의, 기부 및 자원봉사활동 여부 및 경제적

생활사건에 대하여 알아보았다.

연구대상자 중 기부 및 자원봉사 활동 하는 사람 200명(12.4%), 안 하는 사람 1222명(75.5%)으로 나타났다. 위급한 사람을 도와줄 용의는 5점 만점에 평균 3.84(SD 0.64), 비선호시설 입지를 받아들일 용의는 5점 만점에 평균 3.21(SD 0.99)로 나타났다. 연구대상자 대부분 경제적 생활사건을 경험해 본적 없으며, 약 10%만 2011년동안 경제적 생활사건을 경험해본 것으로 나타났다(표 10).

표 10. 연구대상자의 경제적 생활사건 (n=1619)

경제적 생활사건 횟수	N (%)
0건	1463 (90.4)
1건	99 (6.1)
2건	35 (2.2)
3건	16 (1.0)
4건	4 (0.2)
5건	1 (0.1)
6건	1 (0.1)

2. 주관적 건강 인식에 미치는 영향요인

1) 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 단순회귀분석 결과

비질환자의 주관적 건강 인식에 미치는 영향을 알아보기 위하여 다양한 사회학적 변수를 독립변인으로, 주관적 건강인식을 종속변인으로 하여 종속변수에 미치는 각각의 독립변수의 유의한 영향을 파악하기 위하여 단순회귀분석을 실시하였다. 주관적 건강 인식과 관련된 변수들에 대한 선행 연구(Ahn & Joung, 2006; Chandola et al., 2003; Subramania et al., 2001; 김계하, 2004; 김민경 et al., 2010; 김영근, 2008; 김종성, 2010; 신유미, 2011; 이해정, 2002)들을 참고하여 다양한 사회적 변수를 설정하고 주관적 건강 인식과의 관계를 알아보았다.

경제적 요인으로 가처분소득, 총부채액, 경제적 생활사건에 대하여, 이타심 요인으로 위급한 사람을 도와줄 용의, 비선호시설을 받아들일 용의, 자원봉사 여부에 대하여, 만족도 요인으로 건강 만족도, 가족의 수입 만족도, 주거 환경 만족도, 직업 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 만족도에 대하여 알아보았다. 우울 총점, 자아존중감 총점 및 가족갈등 대처방법과 건강 위해 행위 요인으로 흡연, 음주, 위험음주에 대하여 분석하였다. 분석 결과는 다음과 같다.

가처분 소득은 주관적 건강 인식에 유의한 정의 영향을 미쳤으며($\beta=0.09$, $p<0.001$), 경제적 생활사건이 발생할수록 주관적 건강 인식에 부정적인 영향을 미쳤다($\beta=-0.07$, $p<0.05$). 그러나 총부채액은 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 보이지 않았다.

위급한 사람을 도와줄 용의는 주관적 건강 인식에 정의 영향을 미쳤다($\beta=0.15$, $p<0.001$). 그러나 비선호시설을 받아들일 용의나 자원봉사 여부는 주관적 건강 인식과 유의한 영향을 보이지 않았다.

만족도 항목 중 건강, 가족의 수입, 주거 환경, 가족관계, 직업, 사회적 친분관계, 여가생활, 전반적 만족도 모두 주관적 건강 인식에 유의한 정의 영향을 미쳤다. 건강 만족도가 β 값 0.34로 가장 큰 설명력을 보였으며, 건강 이외의 만족도 항목 중에서는 가족관계 만족도가 β 값 0.18로 가장 큰 설명력을 보였다.

우울 총점은 주관적 건강 인식에 유의한 부의 영향을 미쳤으며($\beta=-0.15$, $p<0.001$), 우울감이 높을수록 주관적 건강 인식에 부정적인 영향을 미침을 알 수 있었다. 자아존중감 총점은 주관적 건강 인식에 유의한 정의 영향을 미쳤으며($\beta=0.27$, $p<0.001$), 자아존중감이 높을수록 주관적 건강 인식에

정적인 영향을 미침을 알 수 있었다. 가족갈등 대처방법은 주관적 건강 인식에 유의한 정의 영향을 미쳤으며($\beta=0.15$, $p<0.001$), 가족갈등 대처방법이 긍정적일수록 주관적 건강 인식에 긍정적인 영향을 미침을 알 수 있었다(표 11).

표 11. 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 단순회귀분석 결과

변수	B	SE	β
가처분 소득	1.76E-5	0.00	0.09**
총부채액	-1.91E-8	0.00	-0.01
경제적 생활사건	-0.07	0.03	-0.07*
위급한 사람을 도와줄 용의	0.13	0.02	0.15**
비선호시설을 받아들일 용의	0.01	0.02	0.01
자원봉사 여부	-0.02	0.04	-0.01
건강 만족도	0.28	0.02	0.34**
가족의 수입 만족도	0.04	0.02	0.07*
주거 환경 만족도	0.09	0.02	0.13**
가족관계 만족도	0.15	0.02	0.18**
직업 만족도	0.07	0.02	0.11**
사회적 친분관계 만족도	0.10	0.03	0.10**
여가생활 만족도	0.07	0.02	0.11**
전반적 만족도	0.14	0.02	0.16**
우울 총점	-0.01	0.002	-0.15**
자아존중감 총점	0.04	0.004	0.27**
가족갈등 대처방법	0.04	0.01	0.15**
흡연	-0.05	0.03	-0.04
음주	-0.01	0.04	-0.01
위험 음주	-0.04	0.04	-0.04

* p<0.05 ** p<0.001

2) 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 위계적 회귀분석 결과

비질환자의 주관적 건강 인식에 미치는 영향을 알아보기 위하여 다양한 사회학적 변수를 독립변인으로, 주관적 건강인식을 종속변인으로 하여 종속변수에 미치는 독립변수의 상대적 영향력의 크기를 파악하기 위하여 위계적 회귀분석을 실시하였다.

주관적 건강 인식에 미치는 영향에 대하여 단순회귀분석을 통하여 유의하게 나타난 변수(표 11)를 모형에 집어넣었다. 다양한 변수들이 유의하게 나타났지만 작은 β 값을 보였기 때문에 각 모형에서 투입되는 독립변수 중에서 종속변수에 영향력이 큰 변수들만을 가지고 회귀모형을 만들고자, 인구학적 특성 이외의 사회적 변수들을 투입 시 단계선택을 이용하여 분석하였다.

블록 1에서는 인구학적 특성인 성별, 연령, 교육수준(중졸이하/고졸/대졸이상), 유배우자를 독립변인으로, 주관적 건강인식을 종속변인으로 설정하여 회귀분석을 실시하였다. 블록 2에서는 경제적 요인 중에 주관적 건강에 유의한 영향을 준 가처분소득, 경제적 생활사건을 독립변수로 추가하였다. 블록 3에서는 이타심 요인 중에 주관적 건강에 유의한 영향을 준 위급한 사람을 도와줄 용의를 독립변수로 추가하였다. 블록 4에서는 가족의 수입 만족도, 주거환경 만족도, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 직업

만족도, 여가생활 만족도, 전반적 생활만족도를 독립변수로 추가하였다. 블록 5에서는 가족갈등 대처방법, 블록 6에서는 우울감, 블록 7에서는 자아존중감, 블록 8에는 건강만족도를 추가하였다.

분석결과 모델 1은 통계적으로 유의한 것으로 나타났다($F=14.642$, $p<0.001$). 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 교육을 대졸이상 받을수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 한다고 볼 수 있다. 본 회귀모형은 주관적 건강 인식 변량의 5.1%를 설명해 주는 것으로 나타났다.

경제적 요인 중에 주관적 건강에 유의한 영향을 준 가처분소득, 경제적 생활사건을 독립변수로 추가하였고, 경제적 생활사건이 단계선택 되었다(모델 2). 모델 2은 통계적으로 유의한 것으로 나타났고($F=11.521$, $p<0.001$), 설명량이 유의하게 증가한 것으로 나타났다(R^2 변화량=0.006, $p<0.05$). 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 교육을 대졸이상 받을수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 하며, 경제적 생활사건이 있었을 수록 주관적 건강 인식을 부정적으로 한다고 볼 수 있다. 경제적 생활사건은 성별, 연령, 배우자, 교육의 영향을 고려한 상태에서도 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 회귀모형은 주관적 건강 인식 변량의 5.7%를 설명해 주는 것으로 나타났다.

이타심 요인 중에 주관적 건강에 유의한 영향을 준 위급한 사람 도와줄 용의를 독립변수로 추가하였다. 모델 3은 통계적으로 유의한 것으로

나타났고($F=13.312$, $p<0.001$), 설명량이 유의하게 증가한 것으로 나타났다(R^2 변화량=0.018, $p<0.001$). 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 교육을 대졸이상 받을수록, 위급한 사람을 도와줄 용의가 있을수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 하며, 경제적 생활사건이 있었을 수록 주관적 건강 인식을 부정적으로 한다고 볼 수 있다. 위급한 사람을 도움을 줄 용의는 성별, 연령, 배우자, 교육과 경제적 생활사건의 영향을 고려한 상태에서도 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 회귀모형은 주관적 건강 인식 변량의 7.6%를 설명해 주는 것으로 나타났다.

가족의 수입 만족도, 주거환경 만족도, 가족관계 만족도, 사회적 친분관계 만족도, 직업 만족도, 여가생활 만족도, 전반적 생활만족도를 독립변수로 추가하였고, 가족관계 만족도가 단계선택 되었다(모델 4). 모델 4은 통계적으로 유의한 것으로 나타났고($F=14.749$, $p<0.001$), 설명량이 유의하게 증가한 것으로 나타났다(R^2 변화량=0.018, $p<0.001$). 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 위급한 사람을 도와줄 용의가 있을수록, 가족관계 만족도가 높을수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 하며, 경제적 생활사건이 있었을 수록 주관적 건강 인식을 부정적으로 한다고 볼 수 있다. 가족관계 만족도는 성별, 연령, 배우자, 교육, 경제적 생활사건과 위급한 사람을 도와줄 용의의 영향을 고려한 상태에서도 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 회귀모형은 주관적 건강 인식 변량의 9.4%를 설명해 주는 것으로 나타났다.

가족갈등 대처방법을 독립변수로 추가하였고, 모델 5은 통계적으로 유의한

것으로 나타났고($F=17.799$, $p<0.001$), 설명량이 유의하게 증가한 것으로 나타났다(R^2 변화량=0.014, $p<0.001$). 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 위급한 사람을 도와줄 용의가 있을수록, 가족관계 만족도가 높을수록, 가족갈등 대처방법이 긍정적일수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 한다고 볼 수 있다. 가족갈등 대처방법은 성별, 연령, 배우자, 교육, 경제적 생활사건, 위급한 사람을 도와줄 용의, 가족관계 만족도의 영향을 고려한 상태에서도 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 회귀모형은 주관적 건강 인식 변량의 10.8%를 설명해 주는 것으로 나타났다.

우울감을 독립변수로 추가하였고, 모델 6은 통계적으로 유의한 것으로 나타났고($F=14.479$, $p<0.001$), 설명량이 유의하게 증가한 것으로 나타났다(R^2 변화량=0.005, $p<0.05$). 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 위급한 사람을 도와줄 용의가 있을수록, 가족관계 만족도가 높을수록, 가족갈등 대처방법이 긍정적일수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 하며, 우울감이 높을수록 주관적 건강 인식을 부정적으로 한다고 볼 수 있다. 우울감은 성별, 연령, 배우자, 교육, 경제적 생활사건, 위급한 사람을 도와줄 용의, 가족관계 만족도, 가족갈등 대처방법의 영향을 고려한 상태에서도 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 회귀모형은 주관적 건강 인식 변량의 11.3%를 설명해 주는 것으로 나타났다.

자아존중감을 독립변수로 추가하였고, 모델 7은 통계적으로 유의한 것으로 나타났고($F=16.833$, $p<0.001$), 설명량이 유의하게 증가한 것으로 나타났다

(R^2 변화량=0.027, $p < 0.001$). 남성일수록, 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 위급한 사람을 도와줄 용의가 있을수록, 가족갈등 대처방법이 긍정적일수록, 자아존중감이 높을수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 한다고 볼 수 있다. 자아존중감은 성별, 연령, 배우자, 교육, 경제적 생활사건, 위급한 사람을 도와줄 용의, 가족관계 만족도, 가족갈등 대처방법, 우울감의 영향을 고려한 상태에서도 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 회귀모형은 주관적 건강 인식 변량의 14.0%를 설명해 주는 것으로 나타났다.

건강만족도를 독립변수로 추가하였고, 모델 8은 통계적으로 유의한 것으로 나타났고($F=23.003$, $p < 0.001$), 설명량이 유의하게 증가한 것으로 나타났다(R^2 변화량=0.055, $p < 0.001$). 남성일수록, 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 위급한 사람을 도와줄 용의가 있을수록, 가족갈등 대처방법이 긍정적일수록, 자아존중감이 높을수록, 건강만족도가 높을수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 한다고 볼 수 있다. 건강만족도는 성별, 연령, 배우자, 교육, 경제적 생활사건, 위급한 사람을 도와줄 용의, 가족관계 만족도, 가족갈등 대처방법, 우울감, 자아존중감의 영향을 고려한 상태에서도 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 본 회귀모형은 주관적 건강 인식 변량의 19.5%를 설명해 주는 것으로 나타났다. 최종 모델인 모델 8의 공차한계는 모두 0.1 이상의 수치를 보여 다중공선성에는 문제가 없는 것으로 판단할 수 있으며, Durbin-Watson은 2.054으로 잔차들 간에 상관관계가 없는 것으로 판단하여 본 회귀모형이 적합하다고 해석할 수 있다(표 12).

주관적 건강 인식에 영향을 미치는 변수들 간의 상대적 영향력을 평가하면 건강 만족도($\beta=0.254$)가 주관적 건강 인식에 가장 큰 영향력을 보이는 변수로 나타나고 있으며, 다음은 연령($\beta=-0.176$)이 두 번째로 큰 영향력을 보이는 변수이다. 세 번째로는 자아존중감($\beta=0.141$), 네 번째로는 가족갈등 대처방법($\beta=0.121$), 다섯 번째로는 유배우자($\beta=0.075$), 여섯 번째로는 위급한 사람을 도와줄 용의($\beta=0.068$), 일곱 번째로는 성별($\beta=0.063$)의 순으로 나타난다.

표 12. 주관적 건강 인식에 미치는 영향 위계적 회귀분석 결과

변수	모델 1			모델 2			모델 3		
	SE	β	t	SE	β	t	SE	β	t
성별(남성)	.033	.052	1.74	.033	.053	1.80	.033	.044	1.50
연령	.022	-.213	-5.15**	.002	-.213	-5.16**	.002	-.203	-4.98**
유배우자	.041	.137	3.92**	.041	.131	3.76**	.041	.120	3.49*
교육(고졸)	.061	.072	1.37	.061	.075	1.42	.060	.080	1.53
교육(대졸이상)	.064	.119	2.09*	.064	.114	2.00*	.063	.116	2.07*
경제적 생활사건				.032	-.079	-2.74*	.032	-.074	-2.60*
위급한 사람을 도와줄 용의							.025	.136	4.77**
통계량	R ² =0.051 F= 12.256**			R ² =0.057 F= 11.521**			R ² =0.076 F= 13.312**		
				R ² 변화량=0.006 F 변화량=12.256*			R ² 변화량=0.018 F 변화량=22.742**		

변수	모델 4			모델 5			모델 6		
	SE	β	t	SE	β	t	SE	β	t
성별(남성)	.046	.040	1.39	.033	.044	1.51	.049	.044	1.52
연령	-.009	-.202	-4.98**	.002	-.217	-5.37**	-.010	-.216	-5.37**
유배우자	.114	.097	2.80*	.041	.104	3.03*	.113	.096	2.79*
교육(고졸)	.077	.067	1.29	.059	.046	.902	.054	.047	.911
교육(대졸이상)	.100	.089	1.60	.063	.065	1.16	.068	.060	1.08
경제적 생활사건	-.064	-.058	-2.03*	.031	-.044	-1.54	-.039	-.036	-1.25
위급한 사람을 도와줄 용의	.111	.125	4.41**	.025	.122	4.32**	.103	.117	4.14**
가족관계 만족도	.130	.140	4.80**	.028	.103	3.42*	.083	.089	2.89*
가족갈등 대처방법				.008	.126	4.22**	.031	.117	3.91**
우울감							-.007	-.076	-2.57*
통계량									
		$R^2=0.094$	$F=14.749$ **		$R^2=0.108$	$F=15.281$ **		$R^2=0.113$	$F=14.479$ **
		R^2 변화량=0.018			R^2 변화량=0.014			R^2 변화량=0.005	
		F 변화량=23.013**			F 변화량=17.799**			F 변화량=6.580*	

변수	모델 7			모델 8			공차 한계
	SE	β	t	SE	β	T	
성별(남성)	.032	.056	1.95*	.031	.063	2.30*	1.074
연령	.002	-.193	-4.84**	.002	-.176	-4.56**	2.104
유배우자	.040	.075	2.20*	.039	.075	2.28*	1.536
교육(고졸)	.058	.052	1.02	.056	.056	1.14	3.386
교육(대졸이상)	.062	.046	.832	.060	.065	1.23	3.991
경제적 생활사건	.031	-.025	-8.67	.030	-.011	-.385	1.061
위급한 사람을 도와줄 용의	.025	.091	3.23*	.024	.068	2.48*	1.056
가족관계 만족도	.029	.050	1.61	.028	.022	.723	1.273
가족갈등 대처방법	.008	.130	4.40**	.008	.121	4.23**	1.161
우울감	.003	-.006	-.204	.003	.015	.482	1.320
자아존중감	.005	.195	5.99**	.005	.141	4.38**	1.458
건강만족도				.024	.254	8.49**	1.160

통계량	$R^2=0.140$	$R^2=0.195$
	$F=16.833^{**}$	$F=23.003^{**}$
	$R^2\text{변화량}=0.027$	$R^2\text{변화량}=0.055$
	$F\text{변화량}=35.934^{**}$	$F\text{변화량}=78.280^{**}$
		Durbin-Watson
		2.054

성별: 남성 기준 교육수준: 중졸 이하 기준

* $p < 0.05$ ** $p < 0.001$

3. 주관적 건강 인식이 외래 진료 횟수에 미치는 영향

연구대상자의 주관적 건강 인식이 1년간 외래 진료 횟수에 미치는 영향을 알아보기 위해서 로지스틱 회귀분석을 실시하였다. 분석결과는 다음과 같다(표 13).

남성인 군에 비해 여성인 군이 외래를 자주 이용할(연 3회 이상 방문) 확률이 1.76배($p < 0.001$) 높게 관찰되었다. 혼인상태에 따른 외래 진료 횟수에 미치는 영향을 살펴보면, 미혼인 군에 비해 배우자가 있는 군이 외래를 자주 이용할(연 3회 이상 방문) 확률이 1.60배($p = 0.006$), 이혼 또는 별거한 군의 경우 1.91배($p = 0.059$) 높게 관찰되었다. 의료서비스만족도가 1이 증가할수록 외래를 자주 이용할(연 3회 이상 방문) 확률이 1.20배($p = 0.026$) 높게 관찰되었다. 연령, 교육수준, 의료보험형태는 유의한 영향이 관찰되지 않았다.

연령, 성별, 교육수준, 혼인상태, 의료보험형태(건강보험 또는 의료급여), 의료서비스만족도를 보정한 상태에서 주관적 건강 인식이 아주 건강하다고 대답한 군에 비해 건강한 편이다라고 대답한 군이 외래를 자주 이용할(연 3회 이상 방문) 확률이 1.28배($p = 0.057$), 보통이라고 대답한 군의 경우 1.74배($P = 0.030$), 건강하지 않은 편이다 혹은 아주 안 좋다고 대답한 군의 경우 3.63배($p = 0.030$) 높게 관찰되었다.

표 13. 주관적 건강 인식이 외래 진료 횟수에 미치는 영향

변수	B	SE	Wald	Exp(B)	P
연령	-.002	.007	.112	.998	.738
성별(여성) ^a	.564	.112	25.205	1.757	.000
교육수준 ^b					
고졸	-.333	.207	2.602	.717	.107
대졸 이상	-.011	.213	.003	.989	.960
혼인상태 ^c					
유배우자	.471	.170	7.637	1.601	.006
사별	-.004	.498	.000	.996	.993
이혼/별거	.647	.343	3.557	1.910	.059
보험(건강보험) ^d	-.270	.449	.362	.763	.548
의료서비스 만족도	.179	.080	4.982	1.196	.026
주관적 건강 인식 ^e					
건강한 편	.248	.131	3.609	1.282	.057
보통	.556	.256	4.734	1.744	.030
건강하지 않은 편+ 아주 안 좋다	1.290	.594	4.722	3.634*	.030

^a성별: 남성 기준

^b교육수준: 중학교 졸업 이하 기준

^c혼인상태: 미혼 기준

^d의료보험형태: 의료급여 기준

^e주관적 건강 인식: 아주 건강하다 기준

V. 고찰

1. 연구의 결과 및 논의

본 연구는 급성 및 만성질환으로 투병·투약 받지 않는 의학적으로 건강한 성인들을 대상으로, 이들의 주관적 건강 인식에 미치는 영향을 알아보고 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향을 파악하였다. 질병 변수를 배제한 본 연구를 통해 도출된 결과와 그에 따른 논의는 다음과 같다.

급성 및 만성질환으로 투병·투약 받지 않는 연구대상자의 특성 때문에 50살 미만이 70% 이상을 차지하고 있으며 대부분이 본인의 건강상태에 대하여 아주 건강하거나 건강한 편으로 인식하여 본인의 건강상태에 대하여 긍정적으로 나타났다. 대체로 주관적 건강 인식이 좋은 사람이 건강에 대한 만족도도 높았으나, 본인의 건강 상태에 대하여 부정적으로 판단하더라도 건강에 대한 만족도는 높은 편으로 나타났다. 생활 만족도는 생활에 대한 개인의 기대 수준이 합리적으로 충족되는가에 대한 평가(권한경, 2011)이듯이, 건강에 대한 개인의 기대 수준에 따라 주관적 건강 인식과는 무관하게 만족할 수 있음을 보여줬다고 생각한다.

연구대상자의 1년간 외래 진료 횟수는 약 60%가 연간 0-2회의 외래이용을

하였으나, 상위 10%는 연간 6회이상의 외래이용을 하였고 최고 48회 방문하였다. 이와 같은 외래 진료 횟수는 동일병원에서 각각 다른 과를 2회 이상 진료하면 1회로 처리하였고, 2곳 이상의 병원을 이용하면 2회로 처리하여 병원방문을 기준으로 하였기 때문에 실제 진료 횟수는 더 많을 것으로 사료된다. 이들의 외래 진료 방문 이유를 매 방문마다 구체적으로 조사하지 않았기 때문에 일반화하기는 힘들다, 주요병명코드에 ‘없음’ 만 표기한 본 연구대상자는 ‘없음’ 에는 감기 등의 계절성 질환 또는 미용을 목적으로 하는 성형의 경우가 포함되어있기 때문에 위와 같은 이유로 의료이용을 하였다고 추정할 수 있다. 또한, 이들이 주요 방문한 의료기관 형태는 대부분 병·의원급을 방문하였음을 알 수 있었으나, 1.5%에서는 종합·대학병원을 주로 이용한 것으로 나타나 3차 의료기관인 종합·대학병원의 방문이 적절하였는지는 생각해봐야 할 것이다. 그러나 본 연구에서는 정확한 방문 이유를 표기하지 않았기 때문에 정확한 판단을 할 수 없는 것이 연구의 한계점이다.

주관적 건강 인식에 큰 영향을 미치는 객관적 건강 상태를 배제한 채, 나머지 어떤 사회경제적 변수가 영향을 미치는지 알아보고자 하였다. 단순회귀분석 결과, 가처분 소득과 경제적 생활사건 같은 경제적 요인, 위급한 사람을 도와줄 용의, 여러 만족도 요인, 우울, 자아존중감 및 가족갈등 대처방법이 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 보였다. 이런 다양한 변수들은 유의한 영향을 보였지만 작은 β 값을 보였다. 따라서 다음 단계로 주관적 건강인식에 미치는 독립변수의 상대적 영향력의 크기를 파악하기 위하여 위계적 회귀분석(단계선택)을 실시한

결과, 남성일수록, 연령이 적을수록, 배우자가 있을수록, 위급한 사람을 도와줄 용의가 있을수록, 가족갈등 대처방법이 긍정적일수록, 자아존중감이 높을수록, 건강만족도가 높을수록 주관적 건강 인식을 긍정적으로 한다고 볼 수 있다. 이들 간의 상대적 영향력을 평가하면 건강 만족도가 주관적 건강 인식에 가장 큰 영향력을 보이는 변수로 나타나고 있으며, 연령, 자아존중감, 가족갈등 대처방법, 유배우자, 위급한 사람을 도와줄 용의, 성별의 순으로 나타났다.

주관적 건강 인식에 영향을 미치는 요인을 분석한 본 연구의 결과는 기존의 한국인의 주관적 건강과 연관 있는 변수들을 뒷받침하며(Ahn & Joung, 2006; Kim et al., 2010; 김종성, 2010), 더 나아가 현재 만성질환이 없는 집단에서도 이러한 변수들이 본인의 건강 상태를 평가하는데 영향을 미친다는 것을 알 수 있다.

그러나 주관적 건강 인식에 크게 영향을 미칠 것이라고 예상하였던 교육수준, 경제적 요인 및 우울은 위계적 회귀분석 단계선택시 선택되지 못하거나 유의한 영향을 보이지 못했다. 오히려 자아존중감, 가족갈등대처방법, 위급한 사람을 도와줄 용의가 더 영향력이 큰 변수로 단계 선택되었다.

주관적 건강 인식은 사망률에 대한 독립적인 예측인자 (Idler & Benyamini, 1997; Idler & Kasl, 1991; Kaplan & Camacho, 1983)이나, 개인의 총체적 건강상태와 자신에 대한 건강관념의 복합적 반영(Bailis et al., 2003)이기도 하다. 주관적 건강에 대한 질문을 반복적으로 실시할 경우 대답에 차이가 있고(Crossley & Kennedy, 2002), 주관적 건강상태보다 객관적인 건강수준

측정 도구인 ‘EQ-5D 5가지 차원’에서 문제가 없다고 응답하였지만 주관적 건강상태는 나쁘다고 여기는 응답자가 연령대가 높아질수록 증가하는 경향(신호성, 2007)을 보인 연구에서 나타나듯이, 개인의 주관적 건강 인식은 객관적 건강상태와는 차이가 존재한다(Bound, 1991). 자신의 건강에 대한 주관적인 인지는 다양한 사건 발생에 따라 변할 수 있으며 주어진 상황에 따라 동일한 본인의 건강 평가도 달리 나타나게 된다. 즉, 객관적인 건강과 주관적인 건강의 차이는 자신에 대한 건강관념에서 기인한다. 이 건강관념은 개인의 평생 질병 경험의 총체적 결과이며, 객관적 의학 지식과 일치하는 경우도 있지만 일치하지 않을 경우도 많다(Bailis et al., 2003). 질병 경험은 본인의 신체 증상 인식과 더불어 주변 사람들의 판단이나 권유가 중요한 역할을 하며, 타인들로부터 정당성 획득 여부에 따라 달라진다. 이러한 과정이 왜곡된다면 개인의 건강에 대하여 실제 건강상태보다 과도하게 불안해하거나 무관심해질 수 있으며, 이런 인지행동 개념은 질병에 관련된 정보에 대한 부적응적 인식 편견에 의해 특징지어 진다. 다시 말하면, 질병의 세부사항을 듣는 외적 정보와 익숙하지 않은 몸의 느낌 같은 내적 정보에 대한 선택적인 주의력 편향에 의해 개인의 건강 불안 정도가 다르게 결정된다는 것이다(Warwick & Salkovskis, 1990).

본 연구에서는 급성 및 만성 질환이 없는 연구대상자들로 제한하여 의학적 상태는 건강하다는 전제 하에 타 연구와 달리 본 연구대상자들의 주관적 건강 인식은 자신에 대한 건강 관념을 더 반영한다고 사료된다. 따라서 본

연구대상자의 주관적 건강 인식에 큰 영향력을 미친 건강 만족도, 연령, 자아존중감, 가족갈등 대처방법, 유배우자, 위급한 사람을 도와줄 용의, 성별의 변수는 개인의 건강 관념을 형성하는데 영향을 줬다고 생각된다.

이제까지 알려진 주관적 건강에 영향을 미치는 소득이나 교육수준 등의 사회경제적 위치보다는 본인에 대한 긍정적인 인식이 본 연구 결과에서는 더 큰 영향을 미친다고 보여진다. 건강 만족도는 건강에 대한 본인의 기대 수준이 합리적으로 충족되는가에 대한 평가 및 만족을 반영하며, 자아존중감은 한 개인이 자신에 대한 부정적 혹은 긍정적 평가와 관련된 것이다(권한경, 2011). 건강에 대해 본인의 기대 수준이 충족되며 자신에 대하여 긍정적인 것이기에, 자신의 건강에 대해서도 긍정적인 인식을 반영한다고 생각된다. 위급한 사람을 도와줄 용의는 이타심을 반영하며, 이타심이 높은 사람은 관대하고 친절하고 낙관적이다(London, 1970). Carrell(1969)는 정신적으로 건강하다는 것은 개인에 의한 또는 개인이 속한 사회적 집단에 의한 태도로 자기존중과 타인존중, 타인의 한계를 이해하고 수용, 자아실현의 욕구 등의 요인을 제시하였다. 자기존중을 하는 사람들이 남에게도 긍정적이기 때문에 위급한 사람을 도와줄 용의가 주관적 건강 인식에 큰 영향을 보여줬다고 생각한다. 또한, 가족갈등 대처방법이 긍정적일수록, 배우자가 있을수록 주관적 건강 인식이 긍정적이라는 것은 개인의 건강 관념을 형성할 때 가족이 미치는 영향이 크다고 간접적으로 알 수 있으며 긍정적인 가족관계가 건강에 미치는 긍정적인 영향을 보여준다.

본 연구에서의 ‘우울감’ 변수는 정신과적 진단으로서의 ‘우울증’ 등의 질환과는 다른 단순한 주관적 증상과의 연관성에 대한 분석이므로, 결과 해석에 있어서 정신과적 질환과의 연관성이 아님을 유의해야 한다. 우울의 경우 DSM-IV 진단기준에 해당할 경우 의학적으로 질환으로 인정받고 있으며 우울은 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 변수로 기존의 여러 연구들(김중성, 2010; 신유미, 2011; 이해정, 2002)에서 나타났으나, 본 연구에서는 CES-D 평균 3.92점으로 우울감을 크게 호소하지 않는 건강한 집단이라 주관적 건강 인식에 영향을 미치는 요인을 파악하는 위계적 회귀분석 최종 모델에서 유의한 영향을 나타나지 않았다고 사료된다.

교육수준과 가처분소득도 주관적 건강 인식에 영향을 미칠 것이라 예상하였으나, 이들은 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 교육수준과 가처분소득은 대상자의 사회계층적 위치를 반영하며, 교육수준과 소득수준에 따른 주관적 불건강 차이에 대한 기존 연구들(김혜련, 2007; 신호성, 2007)과 상이한 결과가 관찰된다. 이는 질병요인이 교육수준과 주관적 건강수준의 관계를 매개(강은정, 2008)하는데 본 연구대상자 특성상 이 매개효과가 사라졌다고 사료된다.

또한, 흡연, 음주, 위험음주 등의 건강 위해 행위는 주관적 건강 인식에 유의한 영향을 미칠 것이라 예측하였으나, 단순회귀분석 결과 유의한 차이는 없는 것으로 나타났다. 외국의 보고와는 달리(Manderbacka et al., 1999), 국내의 음주 관련 연구에서는 흡연, 음주자가 오히려 주관적 건강 인식이 높다고

관찰되거나,(김중성, 2010; 신유미, 2011) 음주는 현재 건강 상태와는 상관이 없다고 여기는 경향이 관찰되거나(SB, 2001), 일반인이 생각하는 건강에 유해한 영향을 줄 수 있는 음주량은 National Institutes of Health에서 설정한 위험 수준의 섭취량보다 높았다는 (Kim HK, 1999) 다양한 연구 결과들이 보고되었다. 이는 과거 흡연자가 주관적 건강이 나쁘게 느껴져 금연하게 된 경우, 과거의 흡연행동으로 인해 현재의 건강 상태를 나쁘게 판단한 경우, 흡연에 대한 의학적 판단보다는 흡연을 통한 스트레스 해소에 따른 긍정적 건강 상태 평가한 경우, 스스로 건강하기 때문에 흡연해도 된다고 판단하는 경우 등의 다양한 가능성으로 현재 흡연 여부를 조사한 본 연구에서 흡연 행위의 유의여부를 판단하기에는 제한이 있으며 추후 총 흡연량, 금연여부 및 이유, 흡연에 대한 개인의 건강 인식 등을 더 고려한 분석이 필요하다. 또한 음주로 인한 스트레스 해소에 따른 긍정적 건강 상태 평가, 스스로 건강하다고 믿어 과도하게 음주하는 경우, 한국에서 사회적으로 허용되는 음주에 관한 개인의 인식과 의학적 관점의 차이 등을 고려하여 판단해야 한다.

주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향에 대한 분석은 다음과 같다. 연령, 성별, 교육수준, 혼인상태, 의료보험형태(건강보험 또는 의료급여), 의료서비스만족도를 보정한 상태에서 주관적 건강 인식이 아주 건강하다라고 대답한 군에 비해 건강한 편이다라고 대답한 군이 외래를 자주 이용할(연 3회 이상 방문) 확률이 1.28배, 보통이라고 대답한 군의 경우 1.74배, 건강하지

않은 편이다 혹은 아주 안 좋다고 대답한 군의 경우 3.63배 높게 관찰되었다. 따라서 주관적 건강 인식에 따라 외래 이용 빈도가 영향을 받는다고 볼 수 있다. 비교적 건강한 성인들의 연간 외래진료 횟수를 측정한 본 연구를 통해 이들의 외래진료에 주관적 건강 인식 자체가 유의한 결과를 나타냄을 통계적으로 보였다.

노르웨이 한 지역의 40세-42세를 대상으로 한 연구에서 보건의료 서비스의 종류와 상관없이 자신이 측정한 건강수준이 가장 중요한 의료이용 결정요인이었다는 결과(Fylkesnes, 1993), ‘한국의료패널’을 사용한 생애 전환기에 따른 의료서비스 이용연구에서 낮은 주관적 건강이 외래 서비스 이용 여부에 영향을 미친다는 결과(김준호, 2012), ‘2005년 국민건강 영양조사’ 자료를 이용한 건강관련행위와 의료이용연구에서 ‘주관적 건강 매우 나쁨’의 경우 의료이용을 유의하게 증가시키고 있다는 결과(유근춘, 2007)와 일치한다. 반면, ‘2009년 국민건강영양조사’ 자료를 이용한 주관적 건강상태와 의료이용 행태와의 관련성 연구에서 주관적 건강상태는 외래의료이용에는 영향을 받지 않았다는 결과(신유미, 2011)도 있다. 이 연구에서는 의료이용을 함으로써 건강이 나쁘다고 생각하지 않을 수도 있기 때문이라고 언급하였으나, 외래이용에 대한 변수로 조사시점에서 ‘최근 2주간 외래이용’을 조사한 국민건강영양조사 패널의 한계라고 생각한다. 따라서 본 연구를 통해 국민건강영양조사 패널의 ‘2주간 외래이용 여부’가 가지는 한계점을 보완하고 주관적 건강 상태와 의료이용 간의 더 유의한 결과를 보여줬다고

생각한다. 상기 연구들은 만성질환자가 포함된 연구대상자들을 대상으로 주관적 건강과 외래 이용 간의 연관성을 알아 본 것에 반하여, 본 연구는 외래 이용에 대한 더 큰 영향력을 미치는 질환을 최대한 배제함으로써 주관적 건강 인식과 외래 이용 간의 연관성을 더 보여줬다고 사료된다.

또한 남성인 군에 비해 여성인 군이 외래를 자주 이용할(연 3회 이상 방문) 확률이 1.76배 높게 관찰되었다. 성별에 따른 증상을 호소하는 정도, 유병률과 사망률 및 의료이용에 차이가 있으며, 의료이용에 성별에 연관된 차이를 유발 가능성이 있는 이러한 원인들을 보정해도 성별은 의료이용에 중요한 예측인자임을 보인 결과(Green & Pope, 1999)와 일치한다.

본 연구대상자에게 발생가능성이 있는 감기 같은 계절성 질환은 반드시 외래이용서비스가 필요한 경우는 아니기 때문에 자가치료부터 약국방문 또는 적극적인 외래방문까지 사람마다 다른 경우의 수를 보일 것이다. 따라서 주관적 건강 인식이 나쁠수록 가벼운 증상에 대해서도 의료이용을 찾는다고 사료된다.

2. 연구의 함의 및 한계

본 연구는 다음과 같은 차별점을 가진다. 첫째, 그 동안 주관적 건강과 관련된 연구는 만성질환자들이 포함된 전체 인구집단을 중심으로 연구되었다. 급성 질환 및 만성질환을 최근 7년간 진단받지 않은 건강한 성인을 대상으로 분석을 시행했다는 점에서 기존의 연구와 차별된다. 둘째, 전국적인 대표성을 확보하고 구체적인 연간 외래이용 횟수가 측정된 자료를 이용하여 주관적 건강 인식이 의료이용빈도에 미치는 영향에 대하여 파악하고자 했던 점이다.

본 연구의 결과를 바탕으로 주관적 건강 인식과 의료이용에 질병변수를 제외한 어떤 사회적 변수가 영향을 미치는지 파악할 수 있었고, 기존연구에서 보여준 영향요인보다는 개인의 만족도, 본인과 타인에 대한 긍정적인 인식 등이 더 큰 영향력을 보여줄 수 있었다. 의사의 의료이용유도를 최대한 배제했다는 가정 하에 가벼운 증상발생시 주관적 건강 인식이 부정적인 집단이 긍정적인 집단보다 외래이용을 많이 할 확률이 높음도 알 수 있었다.

본 연구는 단면 연구라는 특성상, 시간적 연관성을 확인할 수 없으므로 원인과 결과를 확정시킬 수 없다는 점에서 한계를 가지고 있다. 또한, 연구 대상자를 급성 질환 및 만성질환이 없는 자로 한정하여 의학적으로 건강한 상태로 판단하였으나, 대상자 중, 특히 저소득층의, 의료 접근성 제약 및 건강에 대한 무관심 등으로 아직 진단받지 않은 의학적 질병을 가지고 있었을 가능성을

배제하기는 힘들 것으로 생각한다. 주관적 건강 인식은 의료제도에 의해 보고되지 않고 치료되지 않은 증상들의 병산의 일각을 드러내고(Verbrugge, 1987), 객관적 건강상태와 사회심리적 변수와 무관한 독립적인 사망률의 예측변수이기 때문에(Idler & Benyamini, 1997; Kaplan & Camacho, 1983; Mossey & Shapiro, 1982) 본 연구대상자의 주관적 건강 인식과 의료이용에 질병변수를 완전히 배제하였다고 하기는 어려울 것이다. 게다가 본 연구대상자 중 의료이용을 찾은 대상자 각각의 방문이유를 알 수 없기에 판단하는 데에는 한계가 있다. 그러나 본 연구대상자의 대부분이 20대에서 40대 사이이며 절반은 2011년도에 건강검진을 받았으며 과소이용자에게서는 질병을 진단받지 못할 찬스가 있다고 하더라도 오히려 본 연구 결과의 연관성을 낮추는 편향이기 때문에 진단받지 않은 의학적 질병에 대한 영향이 본 연구결과를 반하게 하는 큰 영향을 주지 않았을 것이라 생각한다.

또한 의료이용 각각의 방문이유를 구체적으로 알 수 없기 때문에 의료이용을 하게 하는 계절성 질환의 발병횟수를 통제하지 못하고 연구대상자들 간에 무작위로 발병한다고 전제한 것이 본 연구의 가장 큰 제한점이다. 그러나 본 연구대상자들이 의료서비스를 찾게 하는 감기 같은 계절성 질환은 반드시 외래이용이 필요한 경우는 아니기 때문에 자가치료부터 약국방문 또는 적극적인 외래방문까지 사람마다 다른 경우의 수를 보일 것이다. 의료이용을 찾는 역치는 사람마다 다르며, 본인에 대한 건강 인식이 역치 정도에 영향을 미치는 것을 본 연구를 통해 간접적으로 제시하였다고 사료된다.

이와 같은 제한점에도 본 연구에서는 전국적인 대표성을 확보한 한국복지패널 자료를 이용하여 비교적 건강한 성인의 연간 의료이용 빈도와 주관적 건강 인식에 영향을 주는 다양한 사회학적 요인들을 파악할 수 있었으며, 의료인의 구매대리인의 역할을 최대한 배제한 채 주관적 건강 인식이 의료이용에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 의의가 있다.

건강이 좋지 않은 사람과 건강이 좋은 사람의 주관적 건강 인식과 의료이용에 영향력을 미치는 요인들은 다름을 알고, 추후 타당성이 입증된 정신사회적 설문, 질병코드, 병원방문이유 등을 포함한 자세한 의료이용 설문 및 인터뷰를 토대로 주관적 건강과 외래이용에 미치는 질병 이외의 요인을 알기 위한 조금 더 심층적인 분석이 필요할 것으로 생각한다.

참고문헌

- Ahn, B.-C., & Joung, H.-J. (2006). Self-rated Health and Its Indicators: A Case of the 2001 Korean National Health and Nutrition Examination Survey. *Journal of community nutrition*, 8(1), 38-43.
- Bailis, D. S., Segall, A., & Chipperfield, J. G. (2003). Two views of self-rated general health status. *Soc Sci Med*, 56(2), 203-217.
- Bound, J. (1991). Self-Reported vs. Objective Measures of Health in Retirement Models. *Journal of Human Resourcesm*, 26, 106-138.
- Bradshaw, J. (2002). The conceptualization and measurement of need: A social policy perspective. *Researching the people's health*, 45-55.
- Carrel, H. A., Mental, Hygien, Englewool Cliffs, N. J. 1969, p.104
- Chandola, T., Bartley, M., Wiggins, R., & Schofield, P. (2003). Social inequalities in health by individual and household measures of social position in a cohort of healthy people. *J Epidemiol Community Health*, 57(1), 56-62.
- Crossley, T. F., & Kennedy, S. (2002). The reliability of self-assessed

- health status. *Journal of Health Economics*, 21(4), 643–658.
- Edwards N. J. , K. D. L. (1973). Correlates of life satisfaction: A re-examination. *Journal of gerontology*, 28, 497–502.
- Green, C. A., & Pope, C. R. (1999). Gender, psychosocial factors and the use of medical services: a longitudinal analysis. *Social Science & Medicine*, 48(10), 1363–1372.
- Hamilton J, C. R., Creed F. (1996). Anxiety, depression, and management of medically unexplained symptoms in medical clinics. *J R Coll Physicians Lond*, 30, 18–20.
- Idler, E. L., & Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav*, 38(1), 21–37.
- Idler, E. L., & Kasl, S. (1991). Health perceptions and survival: do global evaluations of health status really predict mortality? *J Gerontol*, 46(2), S55–65.
- Joanna Murray, G. D., Alex Tarnopolsky. (1982). Selfassessment of health: an exploration of the effects of physical and psychological symptoms. *Psychological Medicine*, 12, 371–378.
- Kaplan, G. A., & Camacho, T. (1983). Perceived health and mortality: a nine-year follow-up of the human population laboratory cohort.

Am J Epidemiol, 117(3), 292–304.

Kathryn A. Phillips, K. R. M., Ronald Andersen, Lu Ann Aday. (1998).

Understanding the Context of Healthcare Utilization: Assessing Environmental and Provider–Related Variables in the Behavioral Model of Utilization. *Health Service Research*, 33, 571–596.

Kim HK, C. J., Lee SH, Kwak IH. (1999). Recognition status of early

at–risk alcohol intake. *J Korean Acad Fam Med*, 20, 1732–1740.

Kim, M., Chung, W., Lim, S., Yoon, S., Lee, J., Kim, E., & Ko, L. (2010).

[Socioeconomic inequity in self–rated health status and contribution of health behavioral factors in Korea]. *J Prev Med Public Health*, 43(1), 50–61.

Kroenke K, S. R., Williams JBW, Linzer M, Hahn SR, deGruy FV III,

Brody D. (1994). Physical symptoms in primary care: predictors of psychiatric disorders and functional impairment. *Arch Fam Med*, 3, 774–779.

Lantz, P. M., House, J. S., Lepkowski, J. M., Williams, D. R., Mero, R. P.,

& Chen, J. (1998). Socioeconomic factors, health behaviors, and mortality: results from a nationally representative prospective study of US adults. *JAMA*, 279(21), 1703–1708.

Larson. (1978). Experienced personal control and quality of life in late–

- stage cancer adults. *Nurshing Research*, 31, 113–119.
- Leinsalu, M. (2002). Social variation in self-rated health in Estonia: a cross-sectional study. *Soc Sci Med*, 55(5), 847–861.
- Loek T. J. Pijls, E. J. M. F., Daan Kromhout. (1993). Self rated health, mortality and chronic diseases in elderly men – The Zutphen Study, 1985–1990. *Am J Epidemiol*, 138, 840–848.
- London, P. (1970). The rescuers: Motivated hypotheses about Christians who saved Jews from the Nazis *Altruism and Helping Behavior* (pp. 241–250).
- Luoh, M. C., & Herzog, A. R. (2002). Individual consequences of volunteer and paid work in old age: health and mortality. *J Health Soc Behav*, 43(4), 490–509.
- Mackenbach, J. P., Simon, J. G., Looman, C. W., & Joung, I. M. (2002). Self-assessed health and mortality: could psychosocial factors explain the association? *International Journal of Epidemiology*, 31(6), 1162–1168.
- Manderbacka, K., Lundberg, O., & Martikainen, P. (1999). Do risk factors and health behaviours contribute to self-ratings of health? *Soc Sci Med*, 48(12), 1713–1720.
- Matthias Bopp, J. B., Felix Gutzwiller, David Faeh, for the Swiss

- National Cohort Study Group (2012). Health Risk or Resource? Gradual and Independent Association between Self-Rated Health and mortality Persists Over 30 Years *PLoS ONE*, 7.
- Mossey, J. M., & Shapiro, E. (1982). Self-rated health: a predictor of mortality among the elderly. *American Journal of Public Health*, 72(8), 800–808. doi: 10.2105/ajph.72.8.800
- OECD Health Data 2011*. (2011). 보건복지부 · 한국보건사회연구원.
- Otiniano, M. E., Du, X. L., Ottenbacher, K., & Markides, K. S. (2003). The effect of diabetes combined with stroke on disability, self-rated health, and mortality in older Mexican Americans: results from the Hispanic EPESE. *Arch Phys Med Rehabil*, 84(5), 725–730.
- SB, P. (2001). Recognition status of health related to smoking, alcohol drinking, and stress in a working place. *J Korean Acad Fam Med*, 22(1814–1822).
- Subramania, S. V., Kawachi, I., & Kennedy, B. P. (2001). Does the state you live in make a difference? Multilevel analysis of self-rated health in the US. *Soc Sci Med*, 53(1), 9–19.
- Verbrugge, L. M., Frank J. Ascione. (1987). Exploring the Iceberg: Common Symptoms and How People Care for Them. *Medical*

Care, 25, 539–569.

Warwick, H. M. C., & Salkovskis, P. M. (1990). Hypochondriasis. *Behaviour Research and Therapy*, 28(2), 105–117.

Youn Jung, Y. C., Juhwan Oh. (2007). Differential Effects of Family Income on Self-rated Health by Age: Analysis of Seoul Citizens Health Indicators Survey 2001, 2005. *J Prev Med Public Health*, 40, 381–387.

장수균, 구향숙, 김정모, 박경규, 전영숙, 최경희, 박선희. (2003). 노인의 주관적 건강상태 및 건강관심도와 생활만족도와의 관계 분석. *Journal of Special Education & Rehabilitation Science*, 42, 53–72.

강영호, 강민아, 김명희, 김유미, 신영전, 유원섭 (2006). 건강증진목표 설정을 위한 건강 형평성 평가지표 개발과 건강 형평성 현황 조사 연구. 울산대학교의과대학 건강증진사업지원단.

강은정. (2008). 교육수준과 주관적 불건강-매개 요인의 탐색. *The Korean Journal of Health Economics and Policy*, 14, 51–74.

권중돈, 조주연. (2000). 노년기의 삶의 만족도에 영향을 미치는 요인. *한국노년학회*, 20, 61–76.

권한경. (2011). 중년여성이 인지한 삶의 질이 자아존중감과 생활만족도에 미치는 영향. 석사학위논문, 영남대학교 대학원.

김계하, 김옥수, 김정희. (2004). 지체장애인의 주관적 건강, 사회적 지지 및

- 자아통제감이 우울에 미치는 영향. *성인간호학회지*, 제16권(2호), 297-305.
- 김민경, 정우진, 임승지, 윤수진, 이자경, 김은경, & 고난주. (2010). 한국인의 사회경제적 불평등에 따른 주관적 건강수준의 차이와 건강행태 기여요인 분석. *Journal of preventive medicine and public health = 예방의학회지*, 43(1), 50-61.
- 김영근. (2008). 노인의 건강에 대한 인식과 삶의 질에 관한 연구 - 대구광역시 중심으로. *대한작업치료학회지*, 16(3), 99-110.
- 김의숙, 남정자, 김미영, 고일선, 이덕만, 김광숙, 최재성, 박현주, 신선미, 이상호, 양일석. (2007). *의료급여 장기이용환자의 의료이용 실태 및 개선방안*. 보건복지부·연세대학교 간호대학 간호정책연구소.
- 김중성, 조비룡. (2010). 건강검진 수검자의 주관적 건강인식과 건강 관련 행위의 연관성. *J Korean Acad Fam Med* 31, 688-696.
- 김준호, 서영준, 장세진, 김춘배. (2012). 생애전환기에 따른 의료서비스 이용에 영향을 미치는 요인. *보건과 사회과학*, 32, 199-226.
- 김진구. (2008). 저소득층의 의료 이용과 욕구 미충족에 영향을 미치는 요인. *Korean Journal of Social Welfare Studies*, 37, 5-33.
- 김혜련. (2007). *건강수준 및 건강행태의 불평등 양상과 추이*. 질병관리본부·한국보건사회연구원.
- 우에스기 마사유키. (2001). 건강불안의 사회학 - 건강사회의 역설

Sekaishiso Seminar.

- 손창균, 도세록, 장영식, 김은주, 신은숙, 진재현. (2012). *2011년도 환자조사*.
보건복지부 · 한국보건사회연구원.
- 신유미. (2011). *보건의료이용행태와 주관적 건강상태와의 관련성*.
국내석사학위논문, 경북대학교 보건대학원, 대구.
- 신현균. (2000). 신체형 장애. 학지사.
- 신호성, 김동진. (2007). 건강수준 및 의료이용의 형평성 국민건강영양조사
제3기 심층분석: 건강면접 및 보건의식 부문 (pp. 409-443).
- 유근춘, 김나연. (2007). *건강관련 행위와 의료이용 및 의료비의 상관관계분석*.
질병관리본부 · 한국보건사회연구원.
- 윤영덕, 백수진, 정현진. (2011). *건강보험가입자의 합리적 의료이용 유도방안*.
국민건강보험 건강보험정책연구원
- 이규동. (1993). 현대인의 정신건강: 불안이 병을 만든다. *통일한국*, 115,
100-101.
- 이상매, 최수일. (2012). 여성노인의 건강증진행위가 생활만족도에 미치는
영향. *한국콘텐츠학회* 12, 203-214.
- 이익섭, 김서원. (2004). 의료급여 수급자의 의료이용에 영향을 미치는 요인에
관한 연구. *연세사회복지연구*, 11, 66-99.
- 이해정, 정유지, 김희진, 서희선, 이홍수, 심경원, 이상화, 조주연. (2002).
노인의 주관적 건강평가의 관련 요인. *가정의학회지*, 제23권(10호),

1210-1218.

조병희. (2006). 질병과 의료의 사회학

한국보건사회연구원 · 서울대학교사회복지연구소. *Korean Welfare Panel*

Study User's Guide. (2012).

Abstract

The Effect of Self-perceived Health on Medical Care Utilization

Jeesun Lee

Department of Health Policy and Management

The Graduate School of Public Health

Seoul National University

Although the estimated life expectancy of individuals as well as average level of health of South Korea has improved, lower self-perceived health condition and more medical care utilization occurred. Through this study, we are going to find out which factors are influenced on self-perceived health condition and medical care utilization. This study only includes healthy adults, therefore, focuses

upon the effects of medical utilization of people whom have not been medically diagnosed, not those of ill patients whom have needed medical services. Through exclusion of disease factor which influenced mostly on preceding research, the effect of self-perceived health condition and medical care utilization is analyzed by understanding which sociologic variables effect self-perceived health condition.

The band of research targeted responders from the 7th Korean Welfare Panel Study whom had all answered 'no chronic disease' and 'no main diagnosis' from the 1st to 7th Korean Welfare Panel Study, so the responders are controlled on disease factors for recent seven years. Also they are over the age of 18 that autonomously visited exogenous medical utilities out of which those that were not diagnosed with arbitrary hospitalization excluding disease, childbirth or accidents; the band of research subjects came down to the sum of 1619 personnel. A simple/hierarchical regression analysis was established to study reasonable variables of effects of self-health awareness, and a logistic regression analysis was established to investigate the verification of the effects of and self-perceived health on medical care utilization

Conclusive to the analysis, health satisfaction, age, self-esteem, the handling way of family conflict, life companion, willingness to helping others in a crisis, and sex have large effects on self-perceived health. After controlling age, sex, education status, marriage status, type of medical insurance and medical service satisfaction, the chance of using exogenous medical utilities still high as self-perceived health are negatively answered.

- Keywords: self-perceived health, health concept,
medical care utilization, healthy people
- Student Number: 2011-22092