

# 한국인은 왜 주관적 건강상태가 매우 나쁠까? 의료필요 관리의 중요성

정우진<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>연세대학교 보건대학원 보건정책학과, <sup>2</sup>한반도평화연구원

## Why Is the Rate of Poor Subjective Health Notably High in South Korea? The Importance of Managing Healthcare Needs

Woojin Chung<sup>1,2</sup>

<sup>1</sup>Department of Health Policy and Management, Graduate School of Public Health, Yonsei University; <sup>2</sup>Korea Peace Institute, Seoul, Korea

**Background:** Research on the link between subjective health and unmet healthcare needs is limited. This study examines whether experiences of subjective healthcare needs and unmet needs are related to subjective health in South Korea, where the rate of poor subjective health is notably high.

**Methods:** This analysis utilized data from the Korea Health Panel (2014–2018), incorporating 68,930 observations from 16,535 adults aged 19 or older. The dependent variable, subjective health, was dichotomized into poor (bad or very bad) and non-poor (fair, good, or very good) categories. The primary variables of interest were the experiences of subjective healthcare needs and unmet needs, while control variables included 14 socio-demographic, health, and functional characteristics. The study employed population proportion analysis and multivariable two-level binary logistic regression analysis for each gender, accounting for the complex sampling design.

**Results:** In 2018, the rate of reporting poor health was 8.7% (95% confidence interval [CI], 8.0%–9.5%) for men and 14.7% (95% CI, 13.8%–15.6%) for women. For both genders, compared to individuals whose healthcare needs were met, those without healthcare needs were less likely to report poor subjective health (adjusted odds ratio [AOR], 0.58; 95% CI, 0.39–0.86 for men; AOR, 0.59; 95% CI, 0.37–0.93 for women). Conversely, individuals whose healthcare needs were not met were more likely to report poor subjective health (AOR, 2.31; 95% CI, 2.01–2.65 for men; AOR, 2.19; 95% CI, 1.98–2.43 for women). A policy simulation indicated that reducing the experience of subjective healthcare needs would be approximately 5 times more effective in reducing poor subjective health than a policy focused on reducing the experience of unmet needs.

**Conclusion:** South Korea must make significant efforts to reduce the deterioration of subjective health and promote appropriate healthcare utilization. To achieve this, a set of policies is recommended to address subjective healthcare needs. These policies should include (1) prompting individuals to proactively manage their own health, (2) providing primary healthcare similar to that in advanced countries, (3) ensuring the healthcare delivery system operates effectively, (4) decentralizing the healthcare management system, and (5) reducing the likelihood of people being misled into thinking they have a healthcare need.

**Keywords:** Diagnostic self evaluation; Self-rated health; Healthcare needs; Universal health insurance; Multivariable two-level binary logistic regression; Korea Health Panel; Republic of Korea

**Correspondence to** Woojin Chung  
Tel: +82-2-2228-1522, Fax: +82-2-392-7734  
E-mail: [wchung@yuhs.ac](mailto:wchung@yuhs.ac)

**Received** August 26, 2024 **Revised** September 10, 2024 **Accepted** September 11, 2024

Copyright © 2024 Korean Academy of Health Policy and Management  
This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution Non-Commercial License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0>) which permits unrestricted noncommercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

**연구배경:** 주관적 건강상태와 미충족 의료필요의 연관성에 관한 심층적 연구는 국내·외에 거의 없었다. 본 연구는 주관적 건강상태가 나쁜 인구 비율이 세계에서 가장 높은 수준인 한국의 경우 주관적 의료필요 여부와 의료필요 충족 여부가 주관적 건강상태에 어떤 영향을 주는지를 분석하고 정책과제를 도출하였다.

**방법:** Coronavirus disease 2019의 영향을 배제하기 위해 2014-2018년 한국의료패널조사의 경시적 자료를 활용해 19세 이상 성인 16,535명에 대한 총 68,930건의 관찰치를 분석하였다. 종속변수인 주관적 건강상태는 '나쁨'(나쁨 또는 매우 나쁨)과 '나쁘지 않음'(보통, 좋음, 또는 매우 좋음)으로 이분하였다. 주요 관심 변수는 주관적 의료필요 여부와 의료필요 충족 여부였으며, 통제변수로는 14개의 사회인구학적, 건강 및 기능 상태 특성을 포함하였다. 복합 표본추출 설계를 고려하여, 성별에 따라 인구 비율 분석 및 다변수 2수준 이분형 로지스틱 회귀분석을 사용하였다.

**결과:** 2018년에 건강상태가 '나쁨'이라고 보고한 인구 비율은 남성이 8.7% (95% confidence interval [CI], 8.0%-9.5%), 여성이 14.7% (95% CI, 13.8%-15.6%)였다. 건강상태가 '나쁨'이라고 보고할 가능성은, 의료필요가 충족되었던 사람과 비교했을 때, 의료필요가 없었던 사람들은 매우 낮았으나(남성: adjusted odds ratio [AOR], 0.58; 95% CI, 0.39-0.86; 여성: AOR, 0.59; 95% CI, 0.37-0.93), 의료필요가 미충족되었던 사람들은 높았다(남성: AOR, 2.31; 95% CI, 2.01-2.65; 여성: AOR, 2.19; 95% CI, 1.98-2.43). 정책효과 시뮬레이션에 따르면, 건강상태가 '나쁨'이라고 보고할 가능성을 낮추기 위해서는 의료필요의 경험을 줄이는 정책이 의료필요의 미충족 경험을 줄이는 정책보다 약 다섯 배 더 효과적이었다.

**결론:** 주관적 건강상태는 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부와 유의적으로 관련이 있었다. 객관적 건강지표는 세계 최고 수준인데 반해 주관적 건강지표는 세계 최저 수준인 한국의 경우, 국민의 주관적 건강수준을 향상시키고 의료가 적절히 이용되도록 하기 위해서는 주관적 의료필요를 관리하는 정책들이 시급하다. 이들 정책에는 (1) 국민 개개인이 스스로 건강을 적극적으로 관리하도록 유도, (2) 선진국 수준의 1차 의료 및 보건의료전달체계 확립, (3) 국민 건강관리·운영체계의 지방 분권화, (4) 국민들이 의료가 필요하다고 오인할 가능성을 최대한 방지하는 제도적 방안 등이 포함되어야 할 것이다.

**중심단어:** 주관적 건강상태; 의료필요; 보편적 건강보장; 다변수 2수준 이분형 로지스틱 회귀분석; 한국의료패널; 대한민국

## 서론

대부분 선진국들은 자국 국민들이 인구사회수준 차이와 관계 없이 건강을 유지·향상시킬 수 있도록 보편적 건강보장(universal health coverage) 체계를 구축해 운영하고 있다[1]. 한편, 이 목표가 제대로 달성되고 있는지를 평가하는 데 필요한 자료가 바로 '인구집단의 건강수준'이다. 인구집단의 건강수준을 측정하는 방법은 크게 두 가지로 구분할 수 있다. 첫 번째는 객관적 지표로, 인구통계학자, 보건의료인 등 객관적 주체의 과학적 분석결과를 활용하는 방법이다. 급·만성질환, 장애, 사망 등의 발생률과 유병률, 출생 시 기대여명, 질병 부담, 건강여명 등이 그것이다. 두 번째는 주관적 지표로, 인구집단 구성원 각자가 스스로 자기 건강에 대해 평가한 결과를 활용하는 방법이다.

두 번째 방법의 지표를 보통 '주관적 건강상태'라고 하는데, 이는 주관성이 개입되어 있다는 한계에도 불구하고 객관적 지표 활용방법에 비해 여러 가지 장점이 있다[2,3]. 개인을 대상으로 한 설문조사를 사용해 쉽게 구할 수 있다는 점이 그것이다. 또한 본인 스스로 평가한 건강수준은 과학적 방법으로는 포착하기 어려운 육체적, 심리적, 정신적, 사회적, 영적 측면의 전체적 평가(holistic overview)를 반영할 수 있다는 장점이 있다. 그리고 이 지표가 객관적 지표와도 상당한 관련성을 갖는다는 점도 장점이다. 따라서 주관적 건강상태는 국가 간 또는 국가 내 인구집단 간 구성원의 건강수준의 차이를 비교하기 위해 널리 사용되고 있다[4].

국내·외 연구를 살펴보면, 어떤 사람의 주관적 건강상태는 인구적 특성(성, 연령, 결혼상태 등), 사회경제적 특성(교육수준, 직업, 소득수준, 사회적 지위, 거주지역, 공적 의료보험 대상 여부, 민간 의료보험 가입 여부, 거주국가 등), 의료이용 특성, 건강행태 특성(흡연, 음주, 수면시간, 비만 등), 건강 및 신체기능 상태 특성(만성질환 여부, 신체기능장애 등)과 관련이 있었다[5-7].

하지만 그간 국내·외 연구에서는 주관적 건강상태가 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부와 어떤 관련성이 있는지를 탐구하고 그 결과에 근거해 정책적 시사점을 도출한 경우는 없었다. 그러나 만일 어떤 사람이 질병 등으로 아파서 병원 진료를 받아야 된다고 스스로 생각했음에도 불구하고 어떤 사유로 진료를 받지 못했다면, 그렇지 않은 경우에 비해, 자신의 건강상태가 나쁘다고 응답할 가능성이 더 높지 않을까? 만일 그렇다면 지금까지 국내·외에서 수행된 주관적 건강상태 관련 특성 연구는 이 부분의 중요성을 간과했을 수 있으며, 이러한 연구의 미흡점은 주관적 건강상태를 개선하기 위한 보건의료 정책과정을 잘못 인도했을지도 모를 일이다. 따라서 본 연구는 어떤 사람의 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부가 그 사람의 주관적 건강상태와 어떤 관련성이 있는지를 탐구한 후, 연구결과에 입각해 인구집단의 주관적 건강상태를 개선할 정책적 시사점을 도출하는 데에 주된 목적을 두었다.

이를 위해 본 연구에서는 한국의 자료를 분석하고자 한다. 한국은 1인당 의료이용률이 세계 최고 수준임에도 불구하고, 자신

의 건강상태가 나쁘다고 응답한 인구 비율과 자신의 의료필요가 충족되지 않았다고 응답한 인구 비율이 모두 다른 나라에 비해 매우 높은 국가이다[4,8,9]. 또한 한국은 고령자 인구 비율이 매우 빠르게 증가하고 있어[4], 한국 정부가 정교한 정책 개입을 하지 않을 경우 주관적 불건강이나 주관적 의료필요 미충족에 있어서의 고위험 상태가 매우 빠르게 심화될 가능성이 높다. 한편, 본 연구는 한국과 같이 인구의 급속한 고령화를 겪는 국가들이 국가 자원을 효율적으로 관리함으로써 국민의 건강상태를 지속적으로 향상시키도록 보편적 건강보장체계를 개혁하는 것을 돕기 위한 일련의 연구기획시리즈 중 하나로 수행되었다.

## 방법

### 1. 연구대상 및 자료

본 연구는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 시행하는 한국의료패널(Korea Health Panel, KHP) 조사 원시자료(버전 1.7)를 이용하여 연구대상자를 선정하였다(<https://www.khp.re.kr:444/eng/main.do>). KHP 설문조사는 2008년부터 매년 실시하고 있는 보건의료부문에 특화된 대표적인 경시적 자료이다. 본 연구에서는 2014-2018년 자료를 활용했는데, 그 첫째 이유는 2014년부터 만성질환 관련 설문이 변동되었으며, 다음 이유는 2019년에 시작된 coronavirus disease 2019 (COVID-19) 대유행이 의료이용 등에 영향을 주었을 가능성을 최대한 배제하기 위함이다. 본 연구는 19세 이상 개인에 대한 72,867건의 관찰치 가운데, 연구에 사용한 변수에 대한 정보가 없는 관찰치(3,937건)를 제외하고 총 16,535명(남성 7,864명, 여성 8,671명)에 대한 68,930건(남성 31,838건, 여성 37,092건)의 관찰치로 최종 연구표본을 구성했다(94.6%). 개인당 평균 4.17건의 관찰치였으며(표준편차, 1.40; 범위, 1-5), 연도별 전체 및 성별 관찰치 수는 경시적 자료의 특성상 매년 감소하였다(Table 1).

**Table 1.** The number of observations by year and gender

Year	Men	Women	All
2014	6,842	7,849	14,691
2015	6,494	7,507	14,001
2016	6,196	7,275	13,471
2017	6,164	7,244	13,408
2018	6,142	7,217	13,359
Total	31,838	37,092	68,930

### 2. 연구에 사용된 변수

#### 1) 종속변수: 주관적 건강상태

본 연구에서 종속변수는 '주관적 건강상태'로, KHP 조사 성인 가구원용 설문조사의 삶의 질 설문 문항의 '주관적 건강상태' 세부 문항에서 "귀하께서는 현재 본인의 건강상태가 어떻다고 생각하십니까?"라는 질문에 대하여 응답자 본인이 '매우 좋음(very good),' '좋음(good),' '보통(fair),' '나쁨(bad),' '매우 나쁨(very bad)' 중 하나를 선택한 결과이다. Organization for Economic Cooperation and Development (OECD)에서 사용하는 방법을 참고하여, '나쁨'과 '아주 나쁨'을 '건강상태가 나쁨'(poor)으로, 나머지 '매우 좋음,' '좋음,' '보통'을 '건강상태가 나쁘지 않음'(non-poor)으로 이분하였다[4]. 그리고 '건강상태가 나쁨'에 해당되는 범주를 '주관적 불건강' 범주로 지칭하였다.

#### 2) 주요 관심변수: 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부

독립변수 중 주요 관심변수인 '주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부'는 KHP 조사의 설문을 분석해 세 범주로 구분하였다. KHP 조사의 설문 문항인 "지난 1년간, 병·의원 치료 또는 검사를 받아 볼 필요가 있었으나 받지 못한 적이 한 번이라도 있었습니까?(치과치료, 치과검사 제외)"에 대해 "병·의원 치료 또는 검사가 필요한 적이 없었다"고 응답한 사람은 '의료필요가 없음'(no needs) 범주로, "예, 받지 못한 적이 한 번이라도 있었다"고 응답한 사람은 '의료필요가 미충족'(unmet needs) 범주로, 그리고 "아니요, 받지 못한 적이 한 번도 없었다"고 응답한 사람은 '의료필요가 충족'(met needs) 범주로 구분하였다.

#### 3) 통제변수

통제변수로 총 14개의 인구사회적, 건강 및 기능상태 특성을 포함하였다. 인구사회적 특성은 성별(남성과 여성), 연령(19-44세, 45-64세, 65-74세, ≥75세), 결혼상태(유배우자와 무배우자), 거주지역(수도권과 기타로 이분하였고, 수도권에는 서울특별시, 인천광역시, 경기도를 포함), 교육수준(대졸 미만과 이상), 경제활동 및 직업상태(비경제활동이나 직업 없음, 육체노동직, 사무직), 가구소득(최하위 5분위, 중간, 최상위 5분위), 국가의료보장(국민건강보험 대상자와 의료급여 대상자), 민간의료보험(가입자와 미가입자)이다. 한편, 연간 가구소득으로는 가구구성원의 총 수로 보정한 가구균등화 소득을 사용하였다. 건강 및 기능상태 특성으로는 설문조사 시점을 기준으로 흡연 여부(흡연과 비흡연), 음주 여부(음주와 비음주), 비만 여부(비만과 비만 아님), 만성질환 여부(만성질환 있음과 없음), 기능제한 여부(기능제한 있음과 없음)

음과 없음)를 포함하였다. 비만 여부는 키와 몸무게에 대한 개인 응답에 기초하였다. 비만상태는 아시아-태평양지역 기준의 권장 사항에 부합되도록 체질량지수가 최소 25.0 kg/m<sup>2</sup>인 경우로 정의했다[10]. 만성질환 여부는 의사로부터 진단받아 설문조사 시점에 유병 중인 만성질환을 대상으로 구분했다. 기능제약 여부는 “질병이나 손상 등으로 평소에 하던 일(직업, 가사, 학업 등), 사회 생활, 여가생활, 가족활동에 제한을 받습니까?”의 질문에 각 개인이 응답한 결과를 사용했다.

### 3. 분석방법

본 연구는 다음과 같이 총 네 단계로 진행되었다. 첫째, 연구 대상자의 일반적 특성을 기준연도(baseline year)인 2014년을 중심으로 분석하였다. 둘째, 연구대상자의 연도별·성별 ‘주관적 불건강’의 모비율(population proportion)과 95% 신뢰구간(95% confidence interval, 95% CI)을 추정하였다. 그 모비율은 각 연도에서 여성이 남성보다 매우 높았고, Pearson’s chi-square test 결과 성별 간 차이가 통계적으로 유의적( $p < 0.001$ )이었으므로 성별분석을 시행하였다. 셋째, 패널분석을 행하였는데, 경시적 자료의 특성상 개인의 반복된 관찰치(1수준)들이 개인수준(2수준)에서 서로 상관되는지 여부를 파악하기 위해 절편만을 포함한 무변수 모형(null model)을 가지고 급내상관계수(intra-class correlation coefficient)를 추정하였다. 그 결과, 남성과 여성 각각 모두 높은 값을 보였으므로(남성: 0.64; 95% CI, 0.61-0.66; 여성: 0.62; 95% CI, 0.60-0.64), 2수준 이항 로지스틱(two-level, binary logistic) 회귀분석 방법을 활용하였다.

넷째, 통제변수들을 포함한 다변수 모형에서, 종속변수와 주요 관심변수의 관계는 위계적 모형구조 방법을 채택하였다. 즉 model 1에서는 주관적 의료필요 여부를 포함하였고, model 2에는 model 1에 주관적 의료필요 충족 여부를 추가하였다. 각 model에서 종속변수와 주요 관심변수의 관계를 통제변수들을 넣어 보정하였으므로 보정 오즈비(adjusted odds ratio)와 95% CI를 추정하였다.

모형적합성 검토와 관련해서는, 복합 표본추출 설계(complex sampling design) 구조를 반영한 다변수 2수준 이항 로지스틱 회귀분석 방법의 경우, 신뢰할 만한 모형적합성 검토방법이 없는 점을 고려해, 표본추출 설계구조를 반영하지 않았을 때 다변수 1수준 이항 로지스틱 회귀분석 모형의 다중공선성을 참고로 검토하였다. 그 결과, 각 독립변수의 분산팽창인자(variance inflation factor)는 모두 2.7 미만으로 심각한 다중공선성은 관찰되지 않았다.

본 연구는 KHP 조사자료에서 제공하는 통합표본 가중치를 적용하였으며 통계적 유의성은  $p$ -value $<0.05$ 로 설정하였다. 통계 프로그램은 SAS ver. 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)와 STATA ver. 17.0 (Stata Corp., College Station, TX, USA)을 사용했다. 본 연구에서 사용된 자료는 제공처에서 이미 연구 대상자에 대한 개인정보를 삭제한 2차 자료로, 익명성이 보장된다. 본 연구는 세브란스병원 연구심의위원회의 심의면제승인(4-2024-0901)을 받았다.

## 결과

### 1. 연구대상자의 일반적 특성

기준연도인 2014년 연구대상자의 일반적 특성을 살펴보면, ‘의료필요가 없었음’ 범주의 비율은 남성(4.0%)이 여성(2.1%)보다 높았고, ‘의료필요가 충족’ 범주의 비율도 남성(84.8%)이 여성(83.8%)보다 높았다. 그러나 ‘의료필요가 미충족’ 범주의 비율은 여성(14.1%)이 남성(11.2%)보다 높았다. 한편, 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부 분포는 남성과 여성 간에 통계적으로 유의한 차이가 있었다( $p < 0.001$ ) (Table 2).

통제변수로 포함된 변수 가운데, 남녀 모두 19-44세 연령이 가장 많았고, 유배우자 상태는 남성이 여성에 비해 높았다. 무직자 비율, 가구원 수 보정 가계소득이 하위 20%에 속하는 비율, 의료급여 수급자 비율, 만성질환자 비율, 기능제약자 비율은 여성이 남성보다 높았다. 그러나 대학졸업 이상 학력자 비율, 현재 흡연자 비율, 현재 음주자 비율과 비만율은 남성이 여성보다 높았다. 이들 각 변수의 범주 간 분포는 남성과 여성 간에 통계적으로 유의한 차이가 있었다. 그러나 수도권 거주자 비율과 민간의료보험 비보유율의 성별 간 차이는 통계적으로 유의하지 않았다(순서에 따라 각각  $p=0.876$ 과  $p=0.061$ ).

### 2. ‘주관적 불건강’의 모비율

연구표본으로부터 추정한 19세 이상 인구의 성별·연도별 ‘주관적 불건강’의 모비율을 보면, 각 연도 여성이 남성보다 4.9%-6.4% 포인트 정도 높았다. 연도별로 보면, 2014년에 남성과 여성은 각각 10.4% (95% CI, 9.7%-11.2%)과 15.3% (95% CI, 14.5%-16.2%)로 모두 가장 높았고, 그 이듬해인 2015년에는 남성은 7.9% (95% CI, 7.2%-8.6%)이고 여성은 13.3% (95% CI, 12.5%-14.1%)로 모두 가장 낮았다. 한편, 2018년에는 남성과 여성은 각각 8.7% (95% CI, 8.0%-9.5%)과 14.7% (95% CI, 13.8%-15.6%)였다(Table 3).



**Table 2.** Sample characteristics at baseline year (2014)

Characteristic	Men	Women	p-value
Subjective healthcare needs			<0.001
No needs	271 (4.0)	164 (2.1)	
Met needs	5,802 (84.8)	6,576 (83.8)	
Unmet needs	769 (11.2)	1,109 (14.1)	
Age (yr)			<0.001
19–44	2,594 (37.9)	2,809 (35.8)	
45–64	2,552 (37.3)	2,780 (35.4)	
65–74	1,065 (15.6)	1,329 (16.9)	
≥75	631 (9.2)	931 (11.9)	
Unmarried	1,817 (26.6)	2,725 (34.7)	<0.001
Seoul metropolitan area	2,608 (38.1)	2,959 (37.7)	0.876
College or higher	2,429 (35.5)	2,067 (26.3)	<0.001
Occupation			<0.001
No job	1,864 (27.2)	3,961 (50.5)	
Blue-collar job	3,487 (51.0)	2,591 (33.0)	
White-collar job	1,491 (21.8)	1,297 (16.5)	
Household income			<0.001
Lowest quintile	1,178 (17.2)	1,772 (22.6)	
Medium	4,207 (61.5)	4,596 (58.6)	
Highest quintile	1,457 (21.3)	1,481 (18.9)	
Medical care aid	172 (2.5)	291 (3.7)	0.004
No private health insurance	2,263 (33.1)	2,491 (31.7)	0.061
Smoker	2,830 (41.4)	211 (2.7)	<0.001
Drinker	1,480 (78.4)	3,741 (52.3)	<0.001
Obese	1,925 (28.1)	1,679 (21.4)	<0.001
Chronic disease	3,968 (58.0)	5,226 (66.6)	<0.001
Functionally limited	359 (5.3)	510 (6.5)	0.017
No. of observations	6,842	7,849	

Values are presented as number (%). p-values were obtained from Pearson's chi-square test by considering a complex sampling design.

### 3. 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부와 주관적 건강상태의 관련성

통계변수들을 모두 포함하여 분석한 결과, 남성과 여성 각각에서 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부는 주관적 건강상태와 통계적으로 유의한 관련성이 있었다(Wald test,  $p < 0.05$ ) (Table 4).

Model 1에서는 주관적 의료필요 여부와 주관적 건강상태의 관련성을, 그리고 model 2에서는 model 1에 주관적 의료필요 충족 여부 변수를 추가하여 주관적 건강상태와의 관련성을 분석하였다. 다변수 분석에서 발생하는 다중공선성을 가급적 줄이기 위해 각 모형의 주요 관심변수의 범주 중에서 가장 관찰치가 많은 범주를 준거범주로 채택하였다.

Model 1에서는 남녀 각각 모두 '의료필요가 없었음'을 응답한 사람들에 비해 '의료필요가 있었음'을 응답한 사람들이 주관

**Table 3.** Population proportion rate (and 95% confidence interval) of poor subjective health by year and gender

Year	Men	Women	p-value
2014	10.4 (9.7–11.2)	15.3 (14.5–16.2)	<0.001
2015	7.9 (7.2–8.6)	13.3 (12.5–14.1)	<0.001
2016	8.2 (7.6–9.0)	14.0 (13.1–14.9)	<0.001
2017	8.2 (7.5–8.9)	14.6 (13.7–15.5)	<0.001
2018	8.7 (8.0–9.5)	14.7 (13.8–15.6)	<0.001

Values are presented as population proportion rate (95% confidence intervals). Estimations were carried out by considering a complex sampling design. p-values are obtained from Pearson's chi-square test.

**Table 4.** Adjusted associations between poor subjective health and each category concerning subjective healthcare needs and their fulfillment by gender

Variable	Model 1		Model 2	
	AOR (95% CI)	p-value	AOR (95% CI)	p-value
<b>Men</b>				
No needs	0.51 (0.34–0.76)	0.001	0.58 (0.39–0.86)	0.007
Needs	1.00		-	
Met	-		1.00	
Unmet	-		2.31 (2.01–2.65)	<0.001
<b>Women</b>				
No needs	0.52 (0.33–0.83)	0.006	0.59 (0.37–0.93)	0.024
Needs	1.00		-	
Met	-		1.00	
Unmet	-		2.19 (1.98–2.43)	<0.001

Results from multivariable two-level binary logistic regression analyses, adjusted for sociodemographic, health, and functional characteristics. Estimations were carried out by considering a complex sampling design. AOR, adjusted odds ratio; CI, confidence interval.

적 건강상태가 더 나빴다. 즉 '의료필요가 있었음'을 준거범주로 했을 때, '의료필요가 없었음' 범주의 '주관적 불건강'의 보정 오즈비는 남성이 0.51 (95% CI, 0.34–0.76)이고 여성이 0.52 (95% CI, 0.33–0.83)였다.

다음으로, model 2에서는, 남녀 각각 모두 '의료필요가 충족'을 응답한 사람들에 비해 '의료필요가 없었음'을 응답한 사람들은 주관적 건강상태가 덜 나빴지만, '의료필요가 미충족'을 응답한 사람들은 주관적 건강상태가 더 나빴다. 즉 '의료필요가 충족'을 준거범주로 했을 때, '의료필요가 없었음' 범주에 있어 '주관적 불건강'의 보정 오즈비는 남성이 0.58 (95% CI, 0.39–0.86)이고 여성이 0.59 (95% CI, 0.37–0.93)였다. 반대로 '의료필요가 미충족' 범주의 '주관적 불건강'의 보정 오즈비는 남성이 2.31 (95% CI, 2.01–2.65)이고 여성이 2.19 (95% CI, 1.98–2.43)였다.

## 고찰

### 1. 주관적 의료필요, 의료필요 미충족과 '주관적 불건강'의 국제비교와 한국의 상황

주관적 의료필요, 의료필요 미충족, '주관적 불건강' 수준을 국제 비교하는 것은 한국의 상황을 이해하는 데 매우 중요하다. OECD에서는 주관적 의료필요 수준에 대한 국가 간 비교자료를 제공하지 않지만, 최근 유럽국가들과 한국의 자료를 활용한 한 연구에서는, 주관적 의료필요 수준이 국가 간에 큰 차이를 보이고 있음을 보여 주었다[9]. 이 연구에 따르면, 주관적 의료필요 인구 비율의 경우 비교대상인 18개 유럽국가들의 평균은 65.5%였는데, 한국은 96.7%로 유럽국가들에 비해 가장 높았고, 가장 낮은 네덜란드(33.3%)에 비해 두 배가 넘었다.

OECD 자료와 한국 자료를 이용해, 주관적 의료필요 미충족의 국가 간 큰 차이를 수행한 한 연구에 따르면[11], 한국은 주관적 의료필요 미충족 인구 비율이 11.7%로 한국을 포함해 분석대상인 OECD 34개국 가운데 네 번째로 높았다. 한편, 한국보다 높은

나라는 한국보다 사회경제발전 수준이 훨씬 낮은 알바니아, 에스토니아와 세르비아 정도였다. 한국의 주관적 의료필요 미충족 인구 비율은 한국과 마찬가지로 사회보험방식의 건강보장체계를 갖추고 있는 오스트리아(0.4%)의 약 30배, 프랑스(3.4%)의 약 3배였다.

OECD 국가 간 '주관적 불건강' 수준의 비교를 위해 본 연구에서는 관련 자료를 제출한 37개 OECD 국가를 따로 뽑아 '주관적 불건강'을 비교·분석하였더니[4], 2021년 연구대상 국가의 평균 '주관적 불건강' 수준은 성인의 약 8%였다(Figure 1).

이 '주관적 불건강' 인구 비율은 한국이 13.8%로 가장 높았는데, 가장 낮은 콜롬비아(1.3%)의 약 11배에 이르는 수준이었다. 한편, 한국은 두 가지 면에서 매우 특이한 모습이다[4]. 첫째는, 한국의 객관적 건강수준 지표와 주관적 건강수준 지표가 큰 괴리를 보이고 있는 점이다. 즉 출생 시 기대여명에 있어 한국은 OECD 38개 가입국 중 일본(84.5년)과 스위스(83.9년)에 이은 3위(83.6년)로 매우 높은 국가임에도 '주관적 불건강' 인구 비율이 OECD 국가들 중 가장 높다. 둘째는, 고령화율이 낮은 한

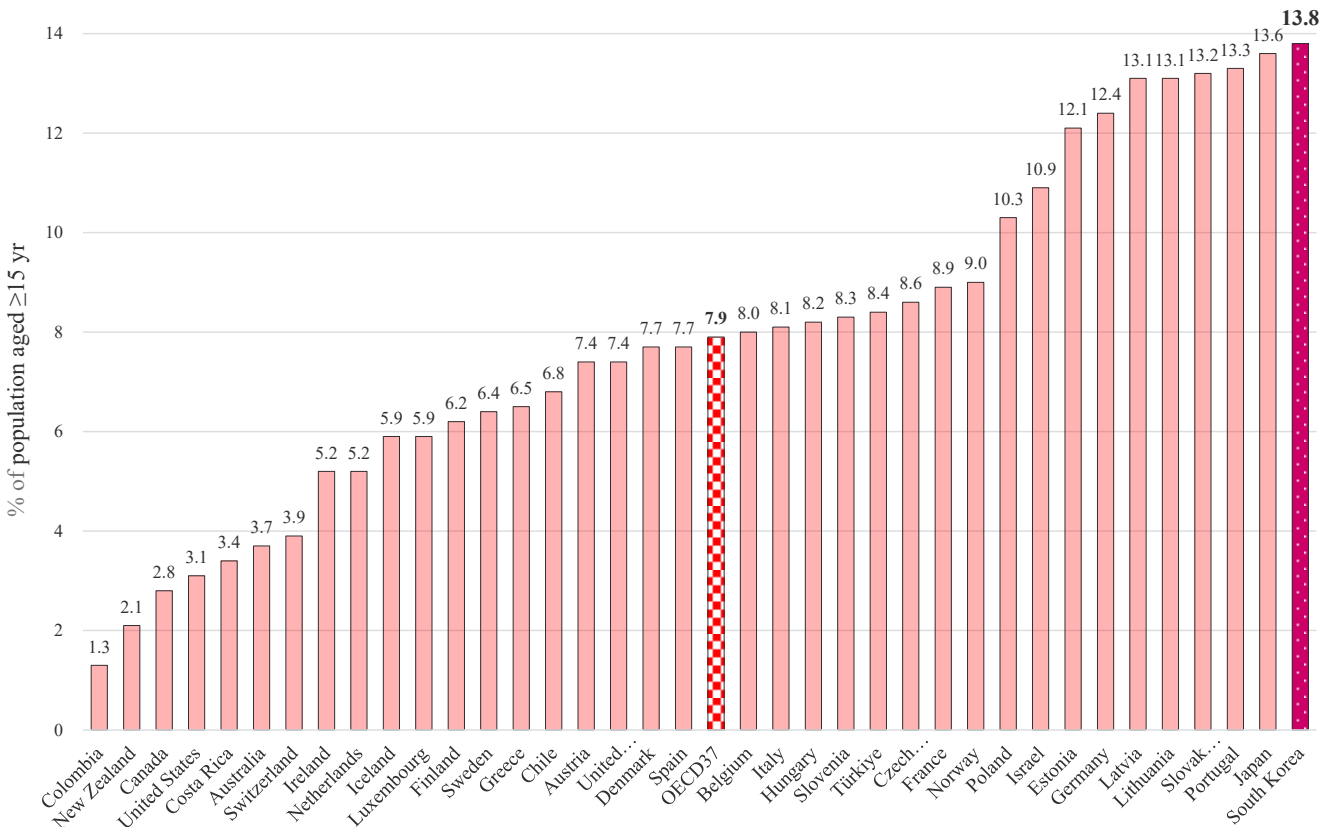


Figure 1. Adults reporting their own health as poor (bad or very bad) in the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) member countries, 2021 (or latest year). Reprinted from Organization for Economic Cooperation and Development. Health at a glance 2023: OECD indicators [Internet]. Paris: OECD Publishing; 2023 [cited 2023 Oct 14]. Available from: <https://www.oecd-ilibrary.org/content/publication/7a7afb35-en> [4].

국(16.6%)이 훨씬 높은 일본(28.9%)에 비해 ‘주관적 불건강’ 인구 비율이 더 높다. 고령자일수록 자신의 건강상태가 좋지 않다고 응답할 가능성이 높은 점을 감안할 때, 이는 매우 주목할 가치가 있어 보인다.

이와 같이 국제비교 결과를 고찰해 보면, 한국의 경우, 1인당 외래진료 건수가 다른 나라에 비해 매우 높은 수준임에도 불구하고[4], ‘주관적 불건강’ 수준, 주관적 의료필요 수준, 주관적 의료필요 미충족 수준 역시 모두 다른 국가들에 비해 매우 높은 상태를 알 수 있다.

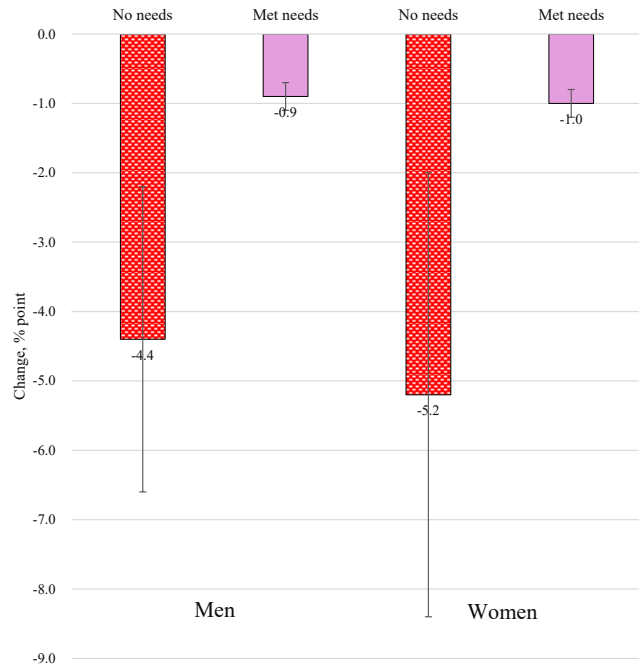
**2. ‘주관적 불건강’ 감소를 위한 두 가지 정책의 효과 예측: 주관적 의료필요 감소 정책 vs. 주관적 의료필요의 충족 정책**

본 연구의 결과를 통해 한국의 경우 ‘주관적 불건강’ 인구 비율을 낮추기 위해 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부와 관련해 어떤 정책방안을 고려해 볼 수 있을까? 좀 더 구체적으로는, 주관적 의료필요를 감소시키는 정책과 주관적 의료필요를 충족시키는 정책 중 어느 정책이 한국 국민의 ‘주관적 불건강’을 감소시키는 데 보다 효과적일까?

이를 분석하기 위해서는 먼저 두 가지 정부 개입이 각각 ‘주관적 불건강’ 인구 비율을 낮추는 데에 어떠한 효과를 줄지를 예측하는 것이 선행되어야 할 것이다. 그런데 Table 4의 분석결과는 오즈비로 표현되었기 때문에 관련성에 대한 정보는 알 수 있지만, 인구집단을 대표하는 어떤 개인(representative)이 ‘의료필요가 없었음’ 또는 ‘의료필요가 충족’인 경우 ‘건강상태가 나쁨’이라고 보고할 확률에 어떠한 영향을 주는지를 파악하는 데는 한계가 있다.

따라서 정책예측과 이에 따른 정책적 시사점 도출을 보다 면밀하게 수행하기 위해, 본 연구에서는 고찰 단계에서 다음과 같이 추가분석을 수행하였다. 즉 Table 4의 model 2에 제시된 분석결과를 이용해, 연구표본 내 모든 연구대상자가 각각 자신의 통제변수 특성을 보유한 채 모두 ‘의료필요가 없었음’ 범주와 ‘의료필요가 충족’ 범주 각각에 속하는 상황을 가정할 때, ‘건강상태가 나쁨’을 응답할 예측확률(predicted probability)을 구하고, 이를 각 응답자가 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부와 관련해 원래 응답한 경우의 ‘건강상태가 나쁨’을 응답한 실제 상황에서의 예측확률에 비해 어떻게 변화할지를 추정하였다(Figure 2).

그 결과, ‘건강상태가 나쁨’으로 응답할 예측확률의 감소 폭은 남녀 각각 모두에서 ‘의료필요가 없었음’의 범주에 속할 때가 ‘의료필요가 충족’의 범주에 속할 때에 비해 약 다섯 배 정도가 더 컸



**Figure 2.** Predictive changes in the proportion of people reporting their own health as poor (bad or very bad) for each category concerning subjective healthcare needs and their fulfillment.

다. 즉 ‘건강상태가 나쁨’으로 응답할 예측확률은, 남성의 경우, 모두 ‘의료필요가 충족’의 범주에 속할 때는 0.9% 포인트(95% CI, 0.76% 포인트-1.13% 포인트) 감소한 반면, 모두 ‘의료필요가 없었음’의 범주에 속할 때는 그 감소 폭의 4.9배인 4.4% 포인트(95% CI, 2.19% 포인트-6.60% 포인트)가 감소하였다. 여성의 경우는, 모두 ‘의료필요가 충족’의 범주에 속할 때는 1.0% 포인트(95% CI, 0.84% 포인트-1.17% 포인트) 감소한 반면, 모두 ‘의료필요가 없었음’의 범주에 속할 때는 5.2% 포인트(95% CI, 5.89% 포인트-7.86% 포인트)가 감소하였다. 후자의 감소 폭이 전자의 그곳에 비해 감소 폭이 5.2배였다. 앞에서 분석한 남녀 각각의 감소 폭은 모두 통계적으로 유의하였다.

이를 통해 볼 때, 한국에서 ‘주관적 불건강’을 낮추기 위해서는 국민들이 ‘의료필요가 충족’되었다고 응답하도록 하기보다는 ‘의료필요가 없었음’이라고 응답할 수 있는 보건의료환경을 만들기 위해 정책 노력을 기울이는 것이 훨씬 더 효과적임을 알 수 있다.

**3. 부적절한 주관적 의료필요를 줄이기 위한 세 가지 정책과제**

본 연구의 결과 및 상기 고찰을 고려할 때, 한국에서 ‘주관적 불건강’ 인구 비율을 낮추기 위해서는 국민들이 ‘의료필요가 없었음’이라고 응답하도록 하는 것이 중요한데, 이를 위해서는 무엇보다도 국민들의 부적절한 주관적 의료필요를 줄이는 보건의료

환경을 만드는 것이 시급해 보인다. 이를 위해서 다음 세 가지 정책과제를 논하고자 한다.

#### 1) 자발적 건강관리 인프라 및 선형 선진국형 1차 의료와 보건의료 전달체계의 확립

어떤 국가에서 주관적 의료필요가 잘 관리되고 보건의료전달 체계가 제대로 작동한다면, 부적절한 주관적 의료필요는 '1차 의료 이전 단계,' '1차 의료과정 단계,' '2차 의료과정 단계,' 그리고 '3차 의료과정 단계'의 네 단계에서 감소시킬 수 있을 것이다[12-15].

먼저 '1차 의료 이전 단계'에서 발생할 수 있는 주관적 의료필요를 낮추기 위해서는 각 국민이 여러 건강관리자의 도움을 받아 스스로 일반적인 건강실천 및 증진, 질병예방 등을 수행하고 자신의 건강상태에 만족할 수 있어야 한다. 그렇지 않은 경우는 1차 의료에 대한 주관적 의료필요가 발생할 것이다.

'1차 의료과정 단계'에는 '1차 의료를 전담하는 의료인'에 의해 전문적인 건강상담, 건강실천 및 증진, 건강검진, 경증질환 치료, 만성질환 진료 등이 원활히 이뤄지고 환자가 진료과정과 건강상태에 만족을 해야 주관적 의료필요가 발생하지 않을 것이다. 만일 그렇지 않다면, 1차 의료를 다시 받거나, 새로 2차 의료를 받고자 하는 주관적 의료필요가 야기될 것이다.

한편, 한국에는 '1차 의료 이전 단계'에서 각 국민이 자발적으로 자신의 건강을 유지 또는 향상하도록 해 주관적 의료필요 발생을 방지하고자 하는 인프라가 제도적으로 잘 구비되어 있지 않다. 전 세계적으로 e-health, 민간 건강증진 사업자, 민간 건강보험자 등이 각 국민의 자발적 건강관리를 돕도록 하는 정책들이 확산되고 있으나[4,16,17], 한국의 경우 여러 규제들로 인해 아직 미진한 실정이다[18]. 공적 건강보험자인 국민건강보험공단에서도 이 부분에 대해 적극적 태도를 보이지 않고 있다.

'1차 의료과정 단계'에서 주관적 의료필요 발생을 낮추기 위해서는 '1차 의료를 전담하는 의료인'이 국민들과 가장 가까이 충분히 많이 배치되어야 할 것이다. 그러나 한국의 경우, 의사의 90% 이상이 전문의이다[4]. 선형 선진국들과는 달리 '1차 의료를 전담하는 의료인'이 거의 없어 원칙적이고 전통적 의미의 1차 의료가 없다고 해도 과언이 아닌 상황이다. (그러므로 한국은 실질적으로는 전문의 중심의 2차 의료와 3차 의료로 구성된 매우 예외적인 보건의료체계라고 할 수 있다.) 따라서 '1차 의료 이전 단계'와 '1차 의료과정 단계'에서 주관적 의료필요 발생을 낮추지 못하고 바로 '2차 의료과정 단계' 또는 '3차 의료과정 단계'로 넘어가는 격이다.

만일 경증질환 치료를 2차 의료나 3차 의료에서 수행한다면, 경증질환 치료를 전문의 인력이 담당하게 되는 문제가, 중증질환 치료를 '1차 의료를 전담하는 의료인'이 담당한다면 비전문적인 의료가 제공되어 병이 악화되는 문제가 초래될 수 있다. 이는 결과적으로 보건의료 인적·물적 자원의 낭비를 초래한다. 이를 방지하기 위해서 선형 선진국들이 확립한 것이 바로 보건의료전달 체계이다[12-15]. 의료이용과 제공을 효율적으로 수행해 의료의 오남용 및 의료재정의 낭비를 방지하기 위해, 경증질환 치료는 1차 의료가, 중증도 질환 치료는 2차 의료가, 중증질환 치료는 3차 의료가 역할을 담당하도록 하고 있다. 한국의 경우, 전술한 바와 같이, '1차 의료를 전담하는 의료인'이 거의 없어 실질적으로는 1차 의료가 없으니, 경증질환은 2차 의료와 3차 의료를 담당하는 전문의들이 치료하고 있다. 더욱이 2차 의료와 3차 의료 간에도 보건의료전달체계가 잘 작동하지 않는다. 즉 2차 의료는 중증도 질환 치료, 그리고 3차 의료는 중증질환 치료라는 역할 및 기능 구분이 선형 선진국들과는 달리 매우 불분명하다. 그러다 보니 의료이용과 제공에 있어 전통적 1차 의료는 없고, 2차 의료와 3차 의료가 의원, 병원, 종합병원, 상급종합병원을 통해 제공된다. 이들 의료기관들은 경증, 중증도 및 중증질환 치료에 있어 상호 경쟁 관계이며, 의료기관 간 환자의 의뢰와 회송 그리고 진료정보의 전달이 잘 안 되어 중복 시설투자와 중복 진료가 만연한 상황이다[4,19]. 이는 '2차 의료과정 단계'와 '3차 의료과정 단계'에서 주관적 의료필요 발생을 낮추는 데 매우 부정적인 영향을 미친다.

따라서 한국의 경우 부적절한 주관적 의료필요를 낮추기 위해서는 국민들이 자발적으로 건강향상을 도모하도록 제도적 기반을 마련해 '1차 의료 이전 단계'에서 주관적 의료필요 발생을 낮추고, '1차 의료를 전담하는 의료인'을 대폭 선발·교육·양성하여 선형 선진국들처럼 전통적인 1차 의료를 확립함으로써 '1차 의료과정 단계'에서 주관적 의료필요 발생을 감소시킬 필요가 있다. 그리고 1차 의료, 2차 의료, 3차 의료가 경쟁이나 중복됨이 없이 각각의 역할과 기능을 다하며 서로 효율적으로 연계되고 협력하도록 보건의료체계를 개혁할 필요가 있다.

#### 2) 국민 건강관리·운영체계의 지방분권화

국민들의 부적절한 의료필요를 줄이기 위해서는 지역주민에 특화된 건강관리 및 운영체계를 구축하는 것이 필수적이다. 이는 자발적인 건강관리 인프라를 구축하며, 선진국형 1차 의료 및 보건의료전달체계를 확립하는 방안과도 밀접하게 연결된다.

국내·외 선행연구에 따르면, 지역주민의 주관적 건강상태, 주



관적 의료필요, 그리고 의료필요 충족 여부가 지역 간에 다르게 나타난다는 점이 밝혀졌다[11,20-22]. 이러한 연구들은 국가 단위의 거시적이고 보편적인 노력뿐만 아니라 지역 단위의 정교하고 특화된 노력이 건강관리에 필수적임을 시사한다.

하지만 현재 한국의 국민건강보험체계는 이러한 요구를 충분히 반영하지 못하는 구조적 한계를 가지고 있다. 이는 정치와 행정이 지방분권화된 반면, 국민건강보험은 중앙집권화된 구조를 유지하고 있기 때문이다. 1995년부터 시행된 지방자치제도에 따라 지역 특성에 맞춘 정치와 행정이 발전하고 있음에도 불구하고, 국민건강보험은 2000년 이후 재정과 관리·운영이 통합된 단일 보험자 체계로 운영되고 있어 지역 특성을 반영하기 어려운 경직된 구조를 보이고 있다[11].

이러한 상황에서는 지방정부와 지방의회가 지역주민의 건강관리에 효율적으로 개입하기 어렵다. 특히 1차 의료, 보건의료전달 체계, 보건복지요양 통합돌봄 등을 지역사회 기반으로 구축하는데 있어 구조적인 한계를 보인다. 반면, 일본, 영국, 프랑스 등 선진국들은 중앙과 지역 간의 책임 공유와 역할 분담이 명확히 이루어지고 있어[23-25], 이러한 국가들의 사례를 참고해 한국도 중앙과 지역의 역할과 기능을 구분할 필요가 있다.

예를 들어, 중앙정부와 국회는 국민건강 향상을 위한 재원 조달, 보건의료 지출의 거시적 관리, 정책의제 채택 및 입법 등의 역할을 맡고, 지방정부와 지방의회는 지역주민의 건강유지 및 향상에 대한 주된 책임을 지며, 지역 특성에 맞는 보건의료 제공을 위한 인적·물적 자원의 확보, 조직화, 기획과 조정, 정치·행정적 지원을 담당하게 하는 것이다. 공보험자인 국민건강보험공단은 중앙본부가 중앙정부와 국회를 보조하고, 지역본부는 지방정부와 지방의회를 보조하며 정책결정 사항을 세부적으로 집행하도록 개편되어야 한다. 특히 국민건강보험공단 지역본부가 지역주민의 건강관리에 직접 개입함으로써, 각 지역의 주민, 보건의료 제공자, 사회서비스 제공자 등과 협력하여 더 효과적으로 대응할 수 있을 것이다. 이를 통해 지역에 특화된 '장소 기반 파트너십' 체계와 '제공자 협업' 체계를 구축하고, 지역 특성에 부합하는 방안을 개발할 수 있을 것이다. 또한 국민건강보험 등 보건의료 재정의 중앙집중화를 유지하면서도, 지역주민 건강관리의 책임을 중앙과 지방 간에 공유하고, 지방정부로 기획 및 집행의 책임을 이양하는 방식으로 개혁한다면, 지방정부와 지방의회는 국민건강보험공단 지역본부와 협력하여 지역주민의 주관적 의료필요를 적정화하고 건강향상을 위해 적극적이고 역동적인 노력을 기울임으로써 '지역 간 경쟁'을 촉진할 수 있을 것이다[11].

더 나아가, 성과가 낮은 지방정부는 높은 성과를 보이는 지방

정부의 정책을 벤치마킹하여 개선할 수 있으며, 이를 통해 전국적으로 국민건강보장체계의 '점진적 개혁'이 이루어질 수 있다 [11,26]. 또한 중앙정부는 구조적 문제와 경로 의존성으로 인해 성과가 낮은 지방정부를 지원하여 문제를 해결하고 '지역 간 건강불평등'을 줄일 수 있을 것이다[11,27]. 결과적으로, 이러한 접근은 지역 중심의 자발적 건강관리 인프라 구축과 선진국형 1차 의료 및 보건의료전달체계 확립을 통해 부적절한 주관적 의료필요를 감소시키는 데 크게 기여할 수 있다.

### 3) 의료필요의 오인 가능성 방지

앞에서 제시한 바와 같이, 한국은 출생 시 기대여명 등이 세계 최고 수준임에도 불구하고 '건강상태가 나쁨'으로 응답하는 국민의 비율도 역시 세계 최고 수준이다. 이는 한국 국민들 중에는 건강상태가 객관적으로는 양호해 의료필요가 실제로는 없음에도 불구하고 주관적으로는 건강상태가 나빠 의료필요가 있다고 오인해서 응답하는 사람들이 꽤나 많이 존재하고 있음을 추론케 한다. 그렇다면 세계적으로 매우 높은 교육수준을 보이는 한국 국민들이 이런 응답을 하는 이유는 무엇일까? 이 문제에 대해 이론적으로나 실증적으로 논한 국내·외 연구결과가 매우 미흡한 바, 그 한계성 내에서 한국의 경우 국민들이 의료필요를 오인할 가능성이 매우 높다는 점을 한국 보건의료체계가 갖는 일곱 가지 고유 특성들과 연계해서 고찰해 보고자 한다.

국민들이 의료필요를 오인할 수 있는 한국 보건의료체계의 첫 번째 특성은, 대다수 국민들이 건강에 관해 심적 불안과 염려 상태에 놓여 있다는 점이다[28]. 예로 초기 감기 증상 등 매우 경미한 질환의 경우, 충분한 휴식을 취하거나 일반의약품(over-the-counter drug)을 사용하면 된다고 신뢰성 있는 보건의료전문인이 설명해주는 제도가 없기 때문에, 건강이 조금만 의심되어도 마음이 불안해져 의료기관에 가서 반드시 진료를 받아야 한다고 오인할 수 있다.

두 번째 보건의료체계 특성은, 한국의 보건의료제공체계가 과도하게 민간 제공자에게 의존하고 있다는 점이다[19]. 한국은 표면상 모든 의료기관이 비영리기관이긴 하지만 실질적으로는 대부분(병상기준 90% 이상)이 민간 소유기관 또는 민간 위탁기관이어서 영리기관의 이윤 극대화 추구 노력과 매우 유사하게 관리·운영되고 있다. 또한 앞서 논했듯이 보건의료전달체계가 작동하지 않고 경증질환, 중증도중 질환, 중증질환 치료에 대한 역할 및 기능 구분이 모호해 의원, 병원, 종합병원, 상급종합병원이 서로 환자를 유치해 수익을 올리기 위해 무한 경쟁하는 구조다. 이러한 한국의 보건의료체계는 각 의료기관이 환자들이 자가지

료 등으로 회복될 수 있음에도 불구하고 건강상 위험을 과장하여 자기 의료기관에 되도록 자주 와서 검사나 진료를 받거나 되도록 길게 입원하도록 권고할 유인구조(incentive structure)에 노출되어 있다[29,30]. 이러한 상황에서 국민들은 반드시 필요한 의료기아님에도 불구하고 의료필요가 있다고 오인할 수 있을 것이다.

한국의 경우, 외래진료와 입원진료를 막론하고 의사나 병원에 계 주는 진료에 대한 지불보상 방법이 주로 행위별 수가(fee-for-service) 제도이다. 이는 국민들이 주관적 의료필요를 오인해서 느낄 한국 보건의료체계의 세 번째 특성으로 볼 수 있다. 주지하는 바와 같이 행위별 수가 제도하에서는 진료행위를 늘려야 의료수익이 증가하므로 (대부분 민간 소유인) 의료기관들은 수익 증대를 위해 충분한 진료를 하였음에도 불구하고 환자가 건강에 문제가 있음을 과장해 자주 재방문하도록 하는 유인구조에 직면하게 된다[31,32]. 따라서 환자는 늘 자신의 건강상태에 만족하지 못하고 치료를 더 받아야 한다고 오인할 수 있는데, 이는 환자의 의료필요를 증가시키는 결과를 낳을 수 있다.

의료필요를 오인할 수 있는 네 번째 특성은, 한국의 경우, 국민건강보험제도에서는 외래진료 시 '초기 일정 금액 전액 자기 부담금(deductibles) 제도'가 없고 본인일부부담액이 절대액으로 매우 낮아 국민들의 의료의존성이 매우 높은 점이다. 의원급의 경우 65세 미만의 경우 진료비의 30%이고, 65세 이상의 경우 15,000원 이하의 낮은 진료비에 대해서는 1,500원 정액이다 [33]. 이와 같은 제도는 외래서비스의 접근성을 높이는 긍정적인 효과가 있지만, 건강증진, 질병예방 등 자기 건강관리를 등한시하고 별로 크게 문제가 되지 않는 건강상태에서도 의료필요가 있다고 생각하게 하는 문제를 야기할 수 있다[34-36].

국민들이 의료필요를 오인할 가능성과 관련이 있는 한국 보건의료체계의 다섯 번째 특성은, 국민의 70% 정도인 대다수가 민간의료보험에 가입하고 있는 현실에도 불구하고 국민건강보험이 의료이용과 제공 측면에서 민간의료보험과 상호 협력하는 체계가 구비되어 있지 않다는 점이다. 이는 대부분 선형 선진국의 경우와는 상이한 점이다[4,37]. (대부분 민간 소유인) 의료기관들은 수익 증대를 위해 민간의료보험을 갖고 있는 환자들에게 꼭 필요하지는 않은 치료를 더 많이 권고할 유인구조에 노출되어 있다 [38,39]. 이런 권고에 따라 환자들은 반드시 필요한 의료기아님에도 불구하고 의료필요가 있다고 생각할 수 있을 것이다.

여섯 번째 특성은 주요 의료기관들의 수도권 집중과 관련이 있다. 한국의 경우, 가장 의료기술이 뛰어나다고 명성이 있는 '빅(Big) 5 상급종합병원'이 모두 수도권에 모여 있는 실정이다[40].

똑 같은 치료성적을 얻었음에도, 수도권에 거주하며 이들 병원에서 치료를 받은 사람은, 그 성과에 대해 비교적 만족할 것이지만, 그 외 지역의 상급종합병원에서 치료를 받은 사람은 그 성과에 만족하지 못해, 여전히 의료필요가 있다고 오인할 수도 있을 것이다.

마지막 일곱 번째 특성으로, 의료필요를 오인할 가능성은 보건 의료체계와 연계된 돌봄 인프라가 미흡한 한국의 상황과 관계가 있을 수 있다. 지역사회의 돌봄 조직이나 가족, 친지, 이웃 등을 통해 신체적, 정신적 돌봄을 받지 못하는 사람이 없으면, 질병에 걸렸을 때 불안과 스트레스를 받고 조금이라도 아프면 의료필요가 있다고 오인할 수가 있다[41,42].

#### 4. 본 연구의 강점과 한계점

본 연구의 강점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 주관적 건강상태가 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부와 어떤 관련성이 있는지를 탐구하고 그 결과에 근거해 정책적 시사점을 도출한 국내·외 최초의 연구이다. 둘째, 한국의 전체 인구를 대표하는 보건의료 부문 표본조사 자료를 활용하되, COVID-19 대유행이 보건의료 이용행태에 유의한 영향을 미쳤을 가능성을 배제하기 위해, 2019년 이전인 2014-2018년 경시적 자료를 분석하였다. 셋째, 남성과 여성을 나누어 각 연도의 '주관적 불건강' 모 비율을 추정하고[20,21], 여러 가지 개인 특성을 통제한 '다변수 이수준 이항 로지스틱 회귀분석'을 활용하였다. 넷째, 한국의 어떤 사람이 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부의 어떤 범주에 속하느냐에 따른 '주관적 불건강'의 예측확률을 추정하였다. 끝으로, 연구결과를 토대로 한국의 주관적 건강상태 수준을 높일 수 있는 정책과제를 도출하였다.

본 연구는 여러 장점에도 불구하고 다음과 같은 한계점이 있다. 첫째, 본 연구에서 분석한 주관적 의료필요 여부 및 의료필요 충족 여부에 대한 KHP 조사자료는 자가 보고로 수집된 데이터로, 기억 편향(recall bias)이 포함되었을 수 있다. 둘째, KHP 조사자료에는 (1) 응답자의 사회적 자본 및 사회적 지지, (2) 어떤 질병이나 어떤 중증도 단계에서 의료가 필요했는지, (3) 어떤 종류나 어떤 의료전달 및 회송 단계의 의료기관에서 의료가 필요했는지, (4) 의사가 환자에게 필요한 치료를 받도록 권유했는지 여부, 그리고 (5) 필요를 경험한 의료가 국민건강보험 급여서비스인지 아니면 민간의료기관 급여서비스인지 등의 정보가 포함되어 있지 않다. 이로 인해 이러한 변수들을 분석에 포함하지 못한 한계가 있다[11,43,44]. 셋째, 본 연구가 종단면 자료를 사용하였기 때문에 연구결과에 소모 편향(attrition bias)이 발생할 위험이 있

음을 고려해 표본집단의 응답자 이탈률을 분석한 결과, 조사연도 별 평균 약 2% 정도만 빠져나가는 것으로 확인되어, 소모편향의 위험은 낮은 것으로 판단되었다.

### 5. 결론

한국은 전 국민을 대상으로 한 보편적 건강보장체계를 도입한 지 30년이 훨씬 지났으며, 국민 1인당 의료이용률과 출생 시 기대여명은 세계 최고 수준이다. 그럼에도 불구하고 ‘주관적 불건강’ 인구 비율이 세계에서 가장 높은 수준에 있는 점은 한국의 보편적 건강보장체계에 심각한 문제가 있음을 시사한다.

본 연구는 전국 대표성이 있는 경시적 자료를 분석하여 ‘주관적 불건강’이 주관적 의료필요 여부 및 의료필요의 미충족 여부와 긴밀히 연관되어 있음을 밝히고, 보건의료체계 개선을 위한 시사점을 제시한 국내·외 최초의 사례이다. 본 연구에서는 한국에서 ‘주관적 불건강’ 비율을 낮추기 위해서는 주관적 의료필요를 충족시키는 ‘사후적(ex-post) 정책’보다 주관적 의료필요 자체를 감소시키는 ‘사전적(ex-ante) 정책’이 약 다섯 배 더 효과적임을 확인했다. 그리고 한국에서 주관적 의료필요를 관리하기 위해서는 (1) 자발적 건강관리 인프라 및 선진국형 1차 의료와 보건 의료전달체계 확립, (2) 국민 건강관리·운영체계의 지방분권화, (3) 의료필요의 오인 가능성을 방지하는 제도적 방안들을 마련하는 게 시급함을 제안했다.

최근 의과대학 정원 증원과 관련한 의정 갈등으로 의료제공이 원활하지 않아 국민들이 큰 불편과 불안을 겪고 있다. 이 문제를 해결하기 위해 논의 중인 한국 정부의 ‘의료개혁 4대 과제’에는 주관적 의료필요를 관리하기 위한 구체적 개혁과제가 포함되어 있지 않다[45]. 그러나 한국 국민의 객관적 건강수준과 주관적 건강수준을 동시에 향상시키고 한국 보건의료체계의 효율성과 지속 가능성을 강화하기 위해서는, 주관적 의료필요를 효과적으로 관리하는 방안이 의료개혁 과제에 반드시 포함되어야 할 것으로 보인다. 한편, 그동안 한국에서 전 국민의 주관적 의료필요가 효과적으로 잘 관리되어 왔다면, 국민 1인당 의료이용률이 지금과 같이 지나치게 높지 않게 되어 의과대학 정원 증원에 따른 보건 의료체계의 혼란도 어느 정도 예방할 수 있었을지 모른다.

### 이해상충

이 연구에 영향을 미칠 수 있는 기관이나 이해당사자로부터 재정적, 인적 지원을 포함한 일체의 지원을 받은 바 없으며, 연구윤리와 관련된 제반 이해상충이 없음을 선언한다.

### ORCID

Woojin Chung: <https://orcid.org/0000-0003-2090-4851>

### REFERENCES

1. The World Bank. Universal health coverage [Internet]. Washington (DC): The World Bank; 2021 [cited 2021 Sep 13]. Available from: <https://www.worldbank.org/en/topic/universalhealthcoverage#1>
2. Palladino R, Tayu Lee J, Ashworth M, Triassi M, Millett C. Associations between multimorbidity, healthcare utilisation and health status: evidence from 16 European countries. *Age Ageing* 2016;45(3):431-435. DOI: <https://doi.org/10.1093/ageing/afw044>
3. Jylha M. What is self-rated health and why does it predict mortality?: towards a unified conceptual model. *Soc Sci Med* 2009;69(3):307-316. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2009.05.013>
4. Organization for Economic Cooperation and Development. Health at a glance 2023: OECD indicators [Internet]. Paris: OECD Publishing; 2023 [cited 2023 Oct 14]. Available from: <https://www.oecd-ilibrary.org/content/publication/7a7afb35-en>
5. Chung W, Kim R. Does marriage really matter to health?: intra- and inter-country evidence from China, Japan, Taiwan, and the Republic of Korea. *PLoS One* 2014;9(8):e104868. DOI: <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0104868>
6. Prus SG. Comparing social determinants of self-rated health across the United States and Canada. *Soc Sci Med* 2011;73(1):50-59. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.04.010>
7. Fielding R, Li J, Tang YE. Health care utilization as a function of subjective health status, job satisfaction and gender among health care workers in Guangzhou, southern China. *Soc Sci Med* 1995;41(8):1103-1110. DOI: [https://doi.org/10.1016/0277-9536\(94\)00418-s](https://doi.org/10.1016/0277-9536(94)00418-s)
8. Chung W. Characteristics associated with financial or non-financial barriers to healthcare in a universal health insurance system: a longitudinal analysis of Korea Health Panel Survey data. *Front Public Health* 2022;10:828318. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpubh.2022.828318>
9. Chung W. Deconstructing subjective unmet healthcare needs: a South Korean case study with policy implications. *Front Public Health* 2024;12:1385951. DOI: <https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1385951>
10. WHO Expert Consultation. Appropriate body-mass index for Asian populations and its implications for policy and intervention strategies. *Lancet* 2004;363(9403):157-163. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(03\)15268-3](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(03)15268-3)
11. Chung W. Exploring regional disparities in unmet healthcare needs and their causes in South Korea: a policy-oriented study. *Health Policy Manag* 2023;33(3):273-294. DOI: <https://doi.org/10.4332/KJHPA.2023.33.3.273>
12. Mitchell GK, Burrirdge L, Zhang J, Donald M, Scott IA, Dart J, et al. Systematic review of integrated models of health care delivered at



- the primary-secondary interface: how effective is it and what determines effectiveness? *Aust J Prim Health* 2015;21(4):391-408. DOI: <https://doi.org/10.1071/PY14172>
13. Organization for Economic Cooperation and Development. Realising the potential of primary health care [Internet]. Paris: OECD Publishing; 2020 [cited 2023 Oct 15]. Available from: <https://www.oecd-ilibrary.org/content/publication/a92adee4-en>
  14. Frederikson LG. Exploring information-exchange in consultation: the patients' view of performance and outcomes. *Patient Educ Couns* 1995;25(3):237-246. DOI: [https://doi.org/10.1016/0738-3991\(95\)00801-6](https://doi.org/10.1016/0738-3991(95)00801-6)
  15. World Health Organization. A vision for primary health care in the 21st century: towards universal health coverage and the sustainable development goals [Internet]. Geneva: World Health Organization; 2018 [cited 2021 Sep 15]. Available from: <https://www.who.int/docs/default-source/primary-health/vision.pdf>
  16. Bodenheimer TS, Smith MD. Primary care: proposed solutions to the physician shortage without training more physicians. *Health Aff (Millwood)* 2013;32(11):1881-1886. DOI: <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2013.0234>
  17. Tuckson RV, Edmunds M, Hodgkins ML. Telehealth. *N Engl J Med* 2017;377(16):1585-1592. DOI: <https://doi.org/10.1056/NEJMsr1503323>
  18. Park JW, Shim WH, Lee JS. A study for Promoting digital health-care in Korea through an improved regulatory system. *Informatiz Policy* 2018;25(1):60-81. DOI: <https://doi.org/10.22693/NIAIP.2018.25.1.060>
  19. World Health Organization. Republic of Korea health system review [Internet]. Manila: World Health Organization, Regional Office for the Western Pacific; 2015 [cited 2021 Aug 10]. Available from: <http://iris.wpro.who.int/handle/10665.1/11358>
  20. Cavalieri M. Geographical variation of unmet medical needs in Italy: a multivariate logistic regression analysis. *Int J Health Geogr* 2013;12:27. DOI: <https://doi.org/10.1186/1476-072X-12-27>
  21. Brezzi M, Luongo P. Regional disparities in access to health care [Internet]. Paris: OECD Publishing; 2016 [cited 2022 May 15]. Available from: <https://doi.org/10.1787/5jm0tn1s035c-en>
  22. Ellis A, Fry R. Regional health inequalities in England. *Reg Trends* 2010;42:60-79. DOI: <https://doi.org/10.1057/rt.2010.5>
  23. Sakamoto H, Rahman M, Nomura S, Okamoto E, Koike S, Yasunaga H, et al. Japan health system review [Internet]. New Delhi: World Health Organization, Regional Office for South-East Asia; 2018 [cited 2023 Sep 20]. Available from: <https://apps.who.int/iris/handle/10665/259941>
  24. Anderson M, Pitchforth E, Edwards N, Alderwick H, McGuire A, Mossialos E. The United Kingdom: health system review [Internet]. Copenhagen, Denmark: World Health Organization, Regional Office for Europe; 2022 [cited 2023 Sep 23]. Available from: <https://iris.who.int/handle/10665/354075>
  25. Chevreul K, Berg Brigham K, Durand-Zaleski I, Hernandez-Quevedo C. France: health system review [Internet]. Copenhagen: World Health Organization, Regional Office for Europe; 2015 [cited 2023 Mar 3]. Available from: <https://iris.who.int/handle/10665/330253>
  26. Strumpf E, Levesque JF, Coyle N, Hutchison B, Barnes M, Wedel RJ. Innovative and diverse strategies toward primary health care reform: lessons learned from the Canadian experience. *J Am Board Fam Med* 2012;25 Suppl 1:S27-S33. DOI: <https://doi.org/10.3122/jabfm.2012.02.110215>
  27. Hosseinpoor AR, Bergen N, Schlottheuber A, Boerma T. National health inequality monitoring: current challenges and opportunities. *Glob Health Action* 2018;11(sup1):1392216. DOI: <https://doi.org/10.1080/16549716.2017.1392216>
  28. Lee HJ. 'Am I going to die'... the anxiety in your head is real. *Seoul Shinmun* [Internet]. 2024 Mar 18 [cited 2024 Aug 4]. Available from: <https://m.seoul.co.kr/news/life/health-news/2024/03/19/20240319021002?cp=seoul>
  29. Ikegami K, Onishi K, Wakamori N. Competition-driven physician-induced demand. *J Health Econ* 2021;79:102488. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2021.102488>
  30. Bhatia M, Dwivedi LK, Banerjee K, Dixit P. An epidemic of avoidable caesarean deliveries in the private sector in India: is physician-induced demand at play? *Soc Sci Med* 2020;265:113511. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2020.113511>
  31. Dranove D. Demand inducement and the physician/patient relationship. *Econ Inq* 1988;26(2):281-298. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1988.tb01494.x>
  32. Brosig-Koch J, Hennig-Schmidt H, Kairies-Schwarz N, Wiesen D. The effects of introducing mixed payment systems for physicians: experimental evidence. *Health Econ* 2017;26(2):243-262. DOI: <https://doi.org/10.1002/hec.3292>
  33. Health Insurance Review and Assessment Service. Guidelines on health insurance co-payment standards [Internet]. Wonju: Health Insurance Review and Assessment Service; 2024 [cited 2024 Aug 20]. Available from: <https://www.hira.or.kr/dummy.do?pgmid=HIRAA030056020110>
  34. Courbage C, Nicolas C. On the association between insurance deductibles and prevention behaviour: evidence from the Swiss health system. *J Risk Financ Manag* 2021;14(4):150. DOI: <https://doi.org/10.3390/jrfm14040150>
  35. Berger M, Six E, Czypionka T. Policy implications of heterogeneous demand reactions to changes in cost-sharing: patient-level evidence from Austria. *Soc Sci Med* 2024;340:116488. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2023.116488>
  36. Klein TJ, Salm M, Upadhyay S. The response to dynamic incentives in insurance contracts with a deductible: evidence from a differences-in-regression-discontinuities design. *J Public Econ* 2022;210:104660. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2022.104660>
  37. Jung HW, Kwon YD, Noh JW. How public and private health insurance coverage mitigates catastrophic health expenditures in Republic of Korea. *BMC Health Serv Res* 2022;22(1):1042. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12913-022-08405-4>
  38. Motaze NV, Chi PC, Ongolo-Zogo P, Ndongo JS, Wiysonge CS. Government regulation of private health insurance. *Cochrane Database Syst Rev* 2021;2(2):CD011512. DOI: <https://doi.org/10.1002/14651858.CD011512.pub2>



39. Jeon B, Kwon S. Effect of private health insurance on health care utilization in a universal public insurance system: a case of South Korea. *Health Policy* 2013;113(1-2):69-76. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2013.05.007>
40. Choi JY. Korea's best hospitals skewed in central region: report. *The Korea Herald* [Internet]. 2024 Mar 5 [cited 2024 Aug 4]. Available from: <https://www.koreaherald.com/view.php?ud=20240305050639>
41. Okamoto K, Tanaka Y. Gender differences in the relationship between social support and subjective health among elderly persons in Japan. *Prev Med* 2004;38(3):318-322. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2003.10.010>
42. Wangberg SC, Andreassen HK, Prokosch HU, Santana SM, Sorensen T, Chronaki CE. Relations between Internet use, socio-economic status (SES), social support and subjective health. *Health Promot Int* 2008;23(1):70-77. DOI: <https://doi.org/10.1093/heapro/dam039>
43. Fiorillo D. Reasons for unmet needs for health care: the role of social capital and social support in some western EU countries. *Int J Health Econ Manag* 2020;20(1):79-98. DOI: <https://doi.org/10.1007/s10754-019-09271-0>
44. Spiridon S, Gheorghe CM, Gheorghe IR, Purcarea VL. Removing the barriers in health care services: the importance of emotional satisfaction. *J Med Life* 2018;11(2):168-174.
45. Ministry of Health and Welfare. Four challenges for healthcare reform [Internet]. Sejong: Ministry of Health and Welfare; 2024 [cited 2024 May 5]. Available from: <https://www.mohw.go.kr/menu.es?mid=a10715020000>