

제12회

# 한국의료패널 학술대회

2020. 12. 11. (금) 09:40~16:30

 YouTube 온라인 생중계

‘한국보건사회연구원’ 채널



주최 |



한국보건사회연구원  
KOREA INSTITUTE FOR HEALTH AND SOCIAL AFFAIRS

*h·well*  
국민건강보험  
National Health Insurance Service



# 제12회 한국의료패널 학술대회

## 프로그램

<b>개회식</b>	
09:40~10:00	개회사 <b>조흥식</b>   한국보건사회연구원 원장 김용익   국민건강보험공단 이사장 시상 <b>대학원생 학술상 시상</b> 조흥식   한국보건사회연구원 원장
<b>고령사회와 한국의료패널</b>	
10:00~12:00	좌장 <b>한달선</b>   한림대학교 주제 1 <b>인구고령화의 사회경제적 영향</b> 이삼식   한양대학교 주제 2 <b>노인의 의료이용과 의료비</b> 이태진   서울대학교 주제 3 <b>중고령자의 생애말기 케어 부담</b> 서제희   한국보건사회연구원 토론 <b>황남희</b>   한국보건사회연구원, 서남규   국민건강보험공단, 김창오   성공회대학교
12:00~13:00	점심식사
<b>세션 1-1 고령층의 의료이용</b>	
13:00~14:30	좌장 <b>사공진</b>   한양대학교 발표 <b>고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화가 의료이용에 미치는 영향</b> 김우현   한국조세재정연구원 <b>고령은퇴가 의료이용과 의료비 지출에 미치는 영향</b> 박은자   한국보건사회연구원 <b>사망까지의 기간을 고려한 중·고령층의 의료비 지출 분석</b> 주시연   국민건강보험공단 토론 <b>문성웅</b>   국민건강보험공단, 노진원   단국대학교, 김수진   한국보건사회연구원
<b>세션 1-2 상용치료원</b>	
13:00~14:30	좌장 <b>이승욱</b>   서울대학교 발표 <b>상용치료원 유무에 따른 환자중심 커뮤니케이션</b> 황종남   원광대학교 <b>상용치료기관 유형과 고혈압, 당뇨, 고지혈증 복약순응도</b> 성낙진   동국대학교 <b>주치의가 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료에 미치는 효과</b> 임형석   조선대학교병원 토론 <b>윤강재</b>   한국보건사회연구원, 변진욱   국민건강보험공단, 이재호   가톨릭대학교
14:30~15:00	휴식

세션 2-1

의료이용 및 의료비

15:00~16:30	좌	장	이경용   극동대학교
	발	표	비만이 의료이용 및 의료비 지출에 미치는 영향에 관한 패널 분석 황남희   한국보건사회연구원
			주관적 건강상태와 외래 의료이용에 관한 종단분석 천희란   중원대학교
			진료의 연속성이 만성질환자의 고의료비 지출에 미치는 영향 정영일   방송통신대학교
			민간보험 과다가입의 결정요인과 의료이용에 미치는 영향 이혜재   우석대학교
	토	론	윤난희   한양사이버대학교, 김준호   국민건강보험공단, 오영호   한국보건사회연구원, 김윤희   인하대학교

세션 2-2

대학원생 세션

15:00~16:30	좌	장	박재용   경북대학교
	발	표	사적 간병비 규모 추계와 간호·간병 통합서비스 확대를 위한 정책적 시사점 이진선   서울대학교
			자기회귀교차지연모형을 이용한 고령자의 건강관련 삶의 질과 건강위험행태 간의 상호적 인과관계에 대한 종단분석 -EuroQol 5-dimensions의 ceiling effects를 보정하여- 김경범   단국대학교
			의료 급여 제도가 만성질환 보유 노인수급자의 의료이용에 미치는 영향 고재인   서울대학교
	토	론	전진아   한국보건사회연구원, 정재훈   가천대학교

## 목 차 / Contents

개회사 ..... 1

조흥식 | 한국보건사회연구원 원장

김용익 | 국민건강보험공단 이사장

### 기획세션\_ 고령사회와 한국의료패널

주제 1: 인구고령화의 사회경제적 영향 ..... 9

이삼식 | 한양대학교

주제 2: 노인의 의료이용과 의료비 ..... 31

이태진 | 서울대학교

주제 3: 중고령자의 생애말기 케어 부담 ..... 51

서제희 | 한국보건사회연구원

### 세션 1-1\_ 고령층의 의료이용

발표 1: 고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화가 의료이용에 미치는 영향 ..... 71

김우현 | 한국조세재정연구원

발표 2: 고령은퇴가 의료이용과 의료비 지출에 미치는 영향 ..... 91

박은자 | 한국보건사회연구원

발표 3: 사망까지의 기간을 고려한 중·고령층의 의료비 지출 분석 ..... 107

주시연 | 국민건강보험공단

### 세션 1-2\_ 상용치료원

발표 1: 상용치료원 유무에 따른 환자중심 커뮤니케이션 ..... 133

황종남 | 원광대학교

발표 2: 상용치료기관 유형과 고혈압, 당뇨, 고지혈증 복약순응도 ..... 149

성낙진 | 동국대학교

발표 3: 주치의가 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료에 미치는 효과 ..... 171

임형석 | 조선대학교병원

## 세션 2-1\_ 의료이용 및 의료비

- 발표 1: 비만이 의료이용 및 의료비 지출에 미치는 영향에 관한 패널 분석 ..... 191  
황남희 | 한국보건사회연구원
- 발표 2: 주관적 건강상태와 외래 의료이용에 관한 종단분석 ..... 205  
천희란 | 중원대학교
- 발표 3: 진료의 연속성이 만성질환자의 고의료비 지출에 미치는 영향 ..... 215  
정영일 | 방송통신대학교
- 발표 4: 민간보험 과다가입의 결정요인과 의료이용에 미치는 영향 ..... 231  
이혜재 | 우석대학교

## 세션 2-2\_ 대학원생 세션

- 발표 1: 사적 간병비 규모 추계와 간호·간병 통합서비스 확대를 위한 정책적 시사점 ..... 247  
이진선 | 서울대학교
- 발표 2: 자기회귀교차지연모형을 이용한 고령자의 건강관련 삶의 질과 건강위험행태 간의 상호적 인과관계에 대한  
종단분석 ..... 267  
김경범 | 단국대학교
- 발표 3: 의료 급여 제도가 만성질환 보유 노인수급자의 의료이용에 미치는 영향 ..... 285  
고재인 | 서울대학교



# 개 회 사







## 개회사

안녕하십니까? 한국보건사회연구원 원장 조흥식입니다.

우리나라는 고령화, 4차 산업혁명 등 많은 변화를 겪고 있으며 의료서비스에 대한 요구가 다양해지고 있습니다. 이러한 변화에 능동적으로 대처하고자 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단은 컨소시엄을 구성하여 「한국의료패널」 연구를 수행하고 있습니다.

「한국의료패널」은 우리나라 국민의 의료이용과 의료비 지출뿐만 아니라 진료의 연속성 등 의료 이용 행태, 비급여 지출, 민간의료보험 지출 등을 파악할 수 있는 포괄적인 자료입니다. 2008년부터 매년 지속적으로 조사가 실시되어 보건의료정책 및 건강보험정책 수립의 기초 자료로 활용되고 관련 학술 연구 분야의 증진에도 기여하고 있습니다.

이에 각계의 전문가들을 모시고 한국의료패널 자료를 활용한 연구결과를 논의하고 우리나라 보건의료정책의 발전방안을 모색하는 학술대회를 마련하였습니다. 코로나19 시대의 뉴노멀에 맞추어 이번 학술대회는 비대면 온라인 방식으로 진행됩니다.

『제12회 한국의료패널 학술대회』에 부디 참석하시어 자리를 빛내 주시고 앞으로도 한국의료패널에 많은 관심과 성원을 부탁드립니다.

감사합니다.

2020년 12월

한국보건사회연구원 원장 조 흥 식



## 개회사

안녕하십니까? 국민건강보험공단 이사장 김용익입니다.

코로나19로 어려운 상황이지만, 영상으로나마 뵙게 되어서 반갑습니다.

바쁘신 와중에도 좌장을 맡아주신 한달선 교수님, 그리고 발표자와 토론자분들께 감사드리고, 우수논문 수상자 여러분들께도 축하인사를 전합니다.

한국의료패널은 건강보험공단과 보건사회연구원이 공동으로 구축하는 보건의료 분야의 최초 패널로서, 매년 동일한 8천여 가구의 의료비와 의료이용행태를 추적 조사하고 있습니다.

지난 10년 간 의료패널 자료는 보건의학 연구를 지원하고 올바른 정책방향을 결정하는 데 핵심적인 역할을 해왔습니다. 특히, 보장성 강화정책을 추진하는 데 꼭 필요한 비급여 지출 규모와 민간의료보험 이용정보를 제공하고 있습니다.

이는 열정 있는 연구자와 성실히 응해주신 패널가구 덕분입니다. 이 자리를 빌려 감사의 말씀을 드립니다.

올해는 2기 의료패널 조사를 시작하는 뜻깊은 해입니다.

2기 자료에서는 기존 조사 가구의 피로도를 해소하고 변화된 인구구조를 반영하기 위해 새롭게 패널 가구를 선정하였고 설문도 정비하여 내용의 연계성과 신뢰도를 높였습니다.

앞으로도 이 자료가 국민의 의료이용을 합리적으로 개선하는데 널리 활용되고, 학술연구 발전에도 기여할 수 있도록 노력하겠습니다.

여러분들의 지속적인 관심을 부탁드립니다.

현장과 온라인으로 참여해 주신 모든 분들께 감사드리고, 유익한 시간되시길 바랍니다.

2020. 12. 11

국민건강보험공단 이사장 김용익



기획세션

# 고령사회와 한국의료패널





주제 1

# 인구고령화의 사회경제적 영향

이삼식 | 한양대학교







# 인구고령화의 사회경제적 영향

2020.12.11.

이삼식

한양대학교

HANYANG UNIVERSITY

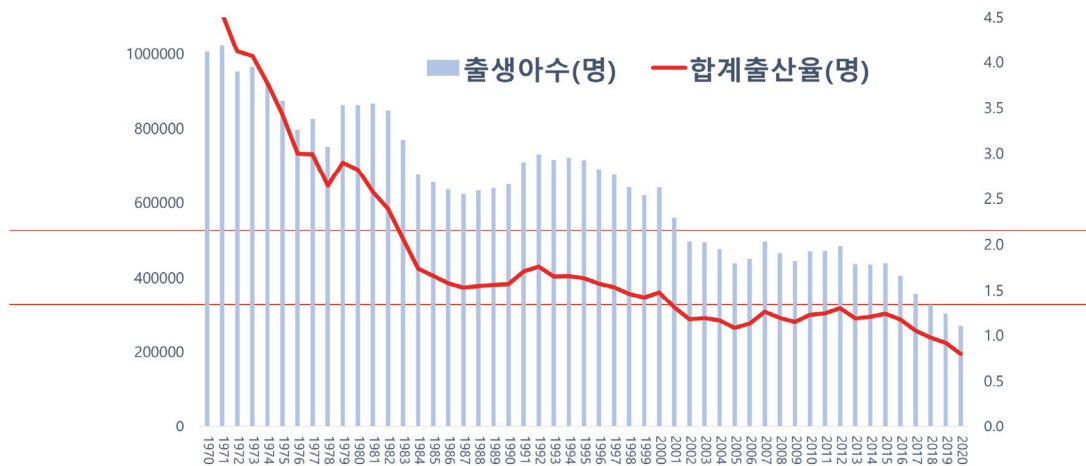
## I. 인구변동요인

---

---

## Longest, Lowest Low Fertility Rate

- 1983년 이래 저출산(TFR 2.1 미만), '01년 이래 초저출산(1.3 미만)
- 전대미문 TFR: '18년 0.98, '19년 0.92, '20년 0.84
- 출생아수 1971년 102만 → 2001년 56만 → 2020년 28만명



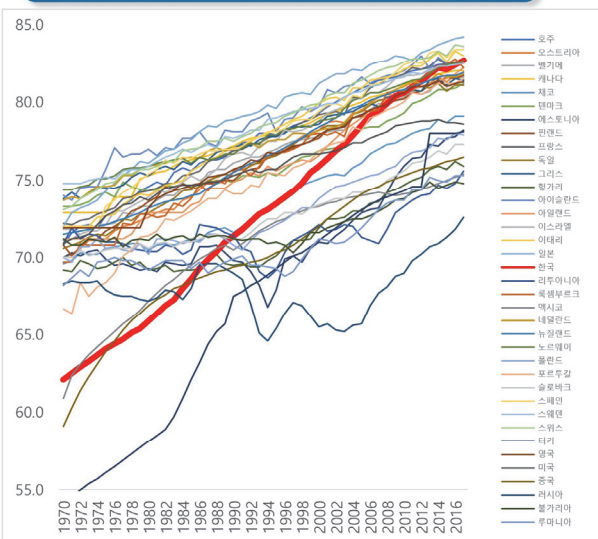
자료 : 통계청, KOSIS

3

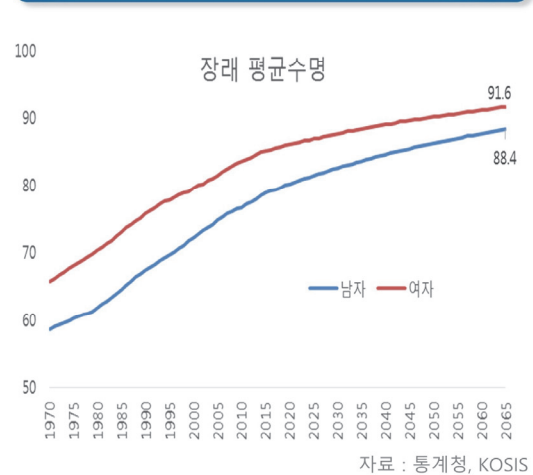
## Towards Longest Longevity

- 의료발달, 보건수준 상승, 영양향상, 생활습관 개선 등으로 평균수명 상승
- 최근 고령자의 사망률 개선 등은 향후 추가 상승 전망

OECD 국가들의 기대수명



한국인의 장래 평균 수명

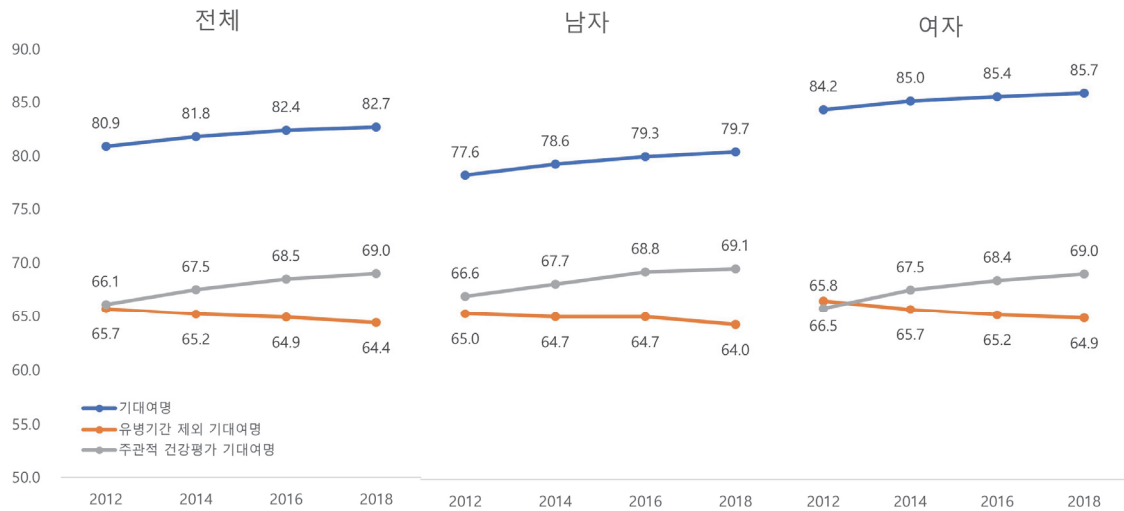


자료 : 통계청, KOSIS

자료 : OECD Data

4

## Bigger Gap between Life & Health Expectancies

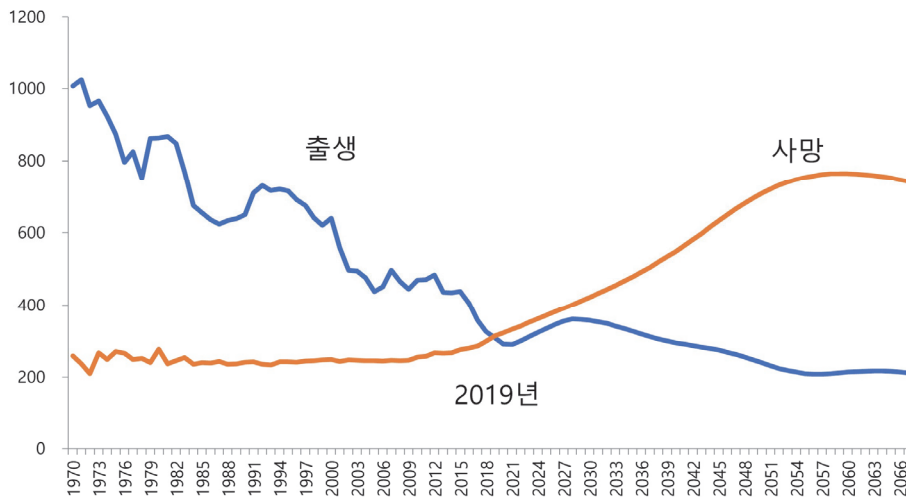


자료 : 통계청, KOSIS

5

## Population Reversal

### Starting minus-Natural Increase



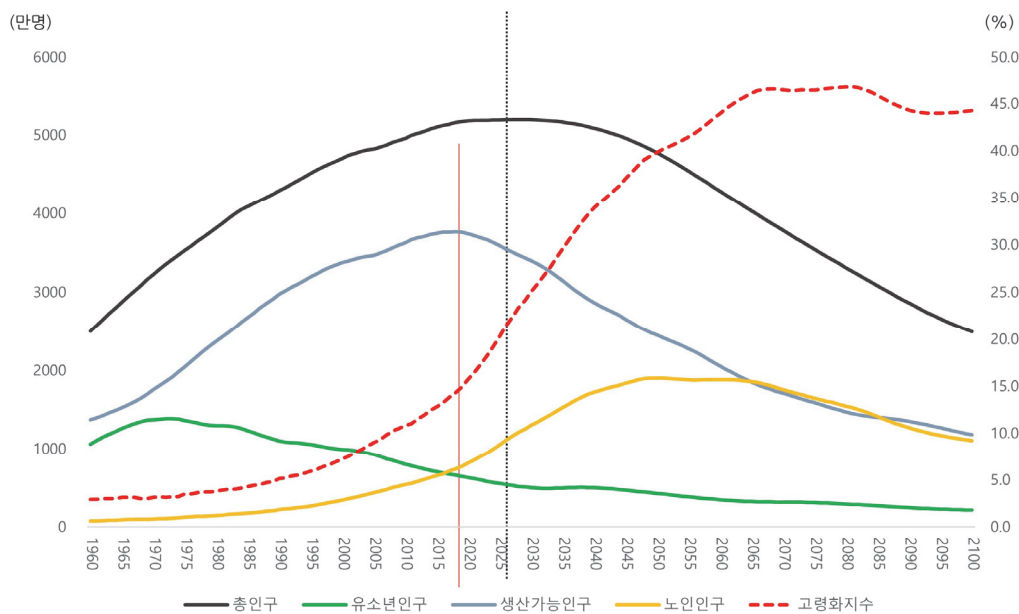
자료 : 통계청, KOSIS

6

# II. 미래 인구변화

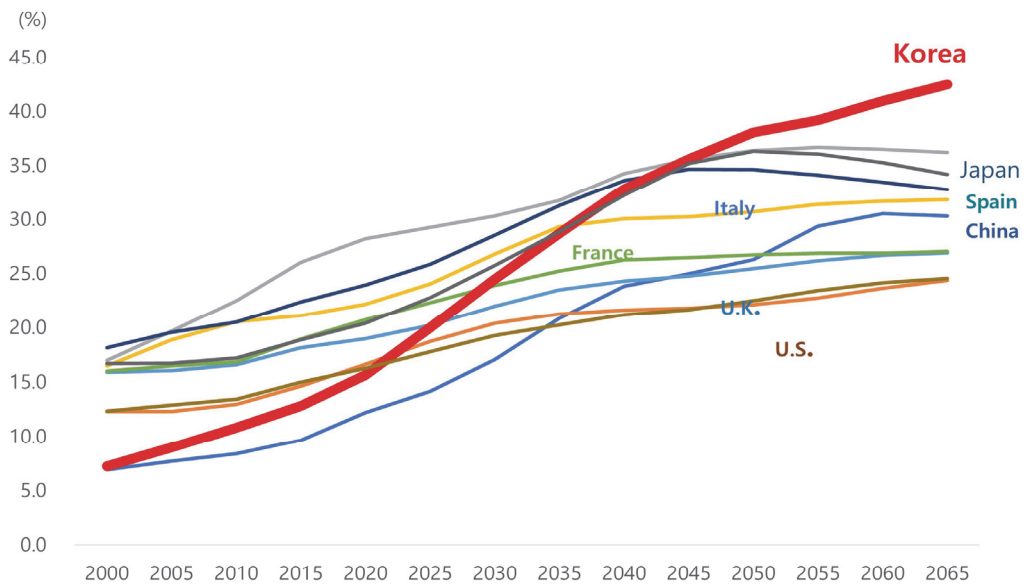
## Accelerating Depopulation & Aging

○ 생산가능인구 2019년, 총인구 2026년 감소 시작



자료 : 통계청, KOSIS

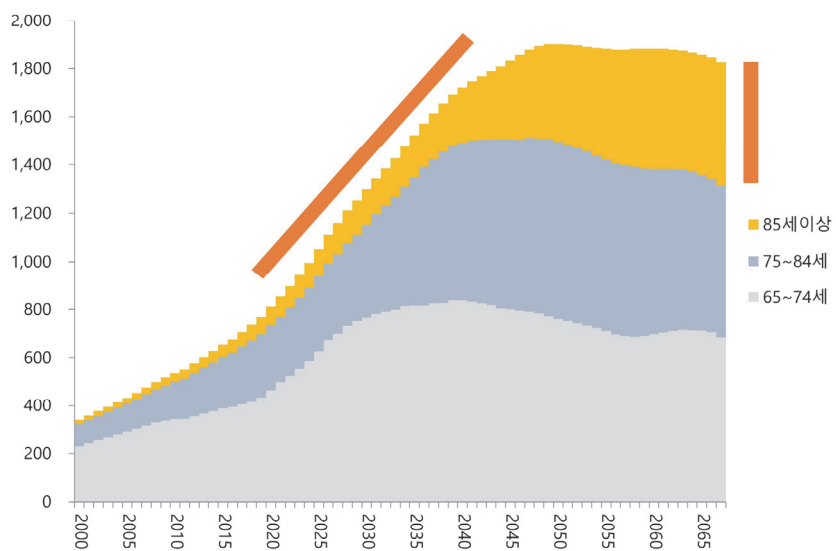
## 2040년경부터 세계 최고령 국가



자료 : UN, Population Prospects, 2018.

9

## Speedier "The Oldest Old"



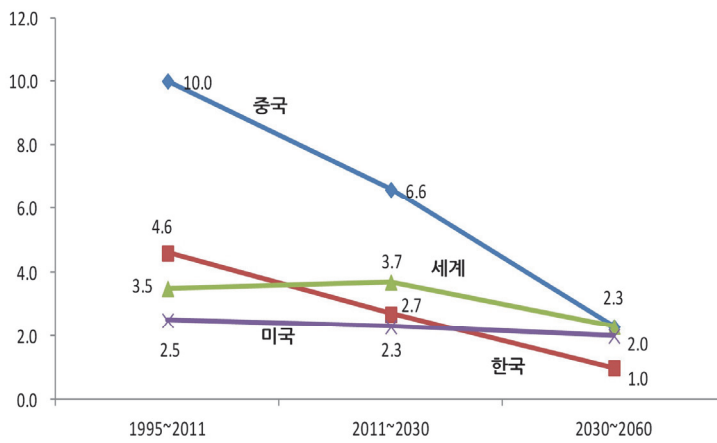
자료 : 통계청, KOSIS

10



# Ⅲ. 경제적 파급효과

## 성장 둔화

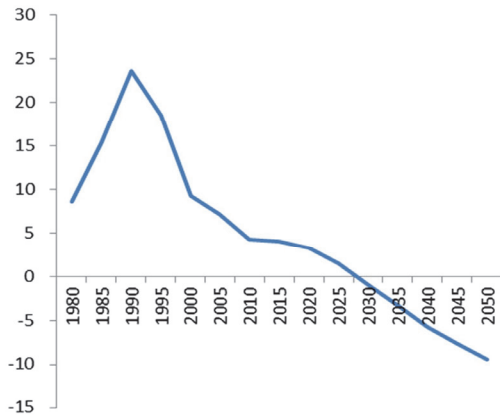


자료: OECD(2012). Looking to 2060 : Long-term global growth prospects.

## 소비/내수 둔화

### ○ Longevity Risk

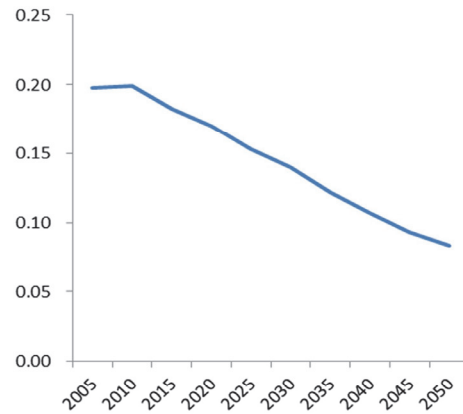
가계 순저축률 전망



자료: 이삼석외(2014). 초저출산초고령사회 위험과 대응전략, 한국보건사회연구원

### ○ 부(-)의 저축(dissaving)

위험자산 보유 비중 전망



자료: 이삼석외(2014). 초저출산초고령사회 위험과 대응전략, 한국보건사회연구원

### ○ 안전자산 보유

→ 저금리/수익성 악화 → 빈곤화

13

## 노동력 수급 불균형

### ○ 2030년대부터 총량적 인력 부족 시작

(만명)

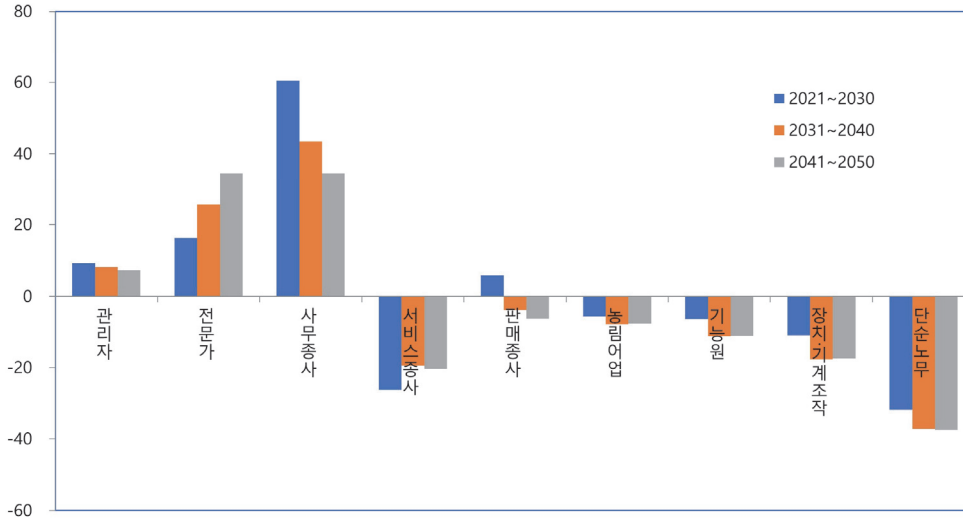


자료: 이삼석 외(2018), 대한민국 인구정책 중장기 방향. 보건복지부

14

### ● 산업 구조별 수급 차이

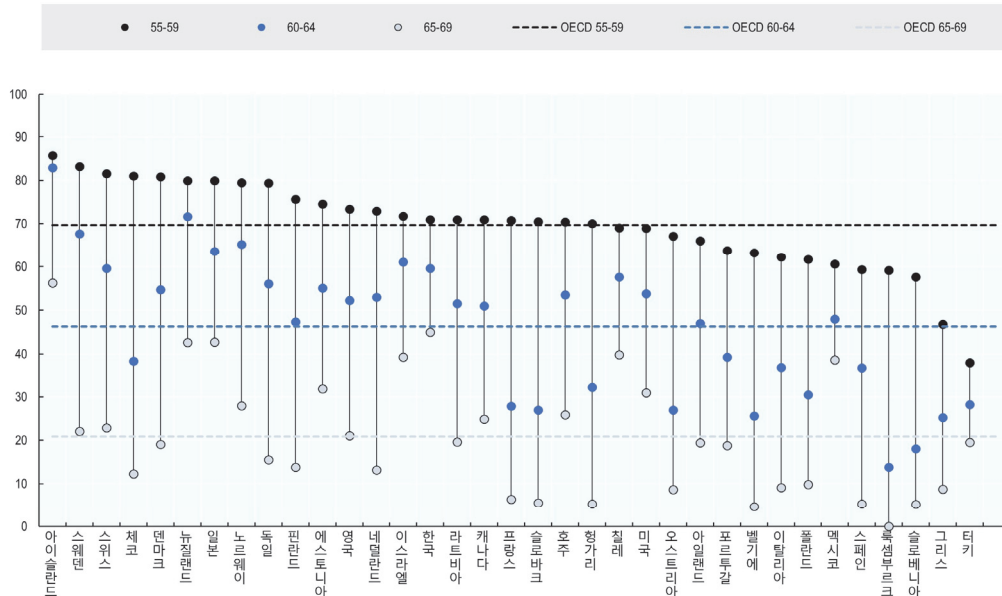
(만명)



자료 : 이삼식 외(2018), 대한민국 인구정책 중장기 방향. 보건복지부

15

### ● 고령고용율(2016): 조기 정년, 그러나 오랫동안 노동시장 주변화



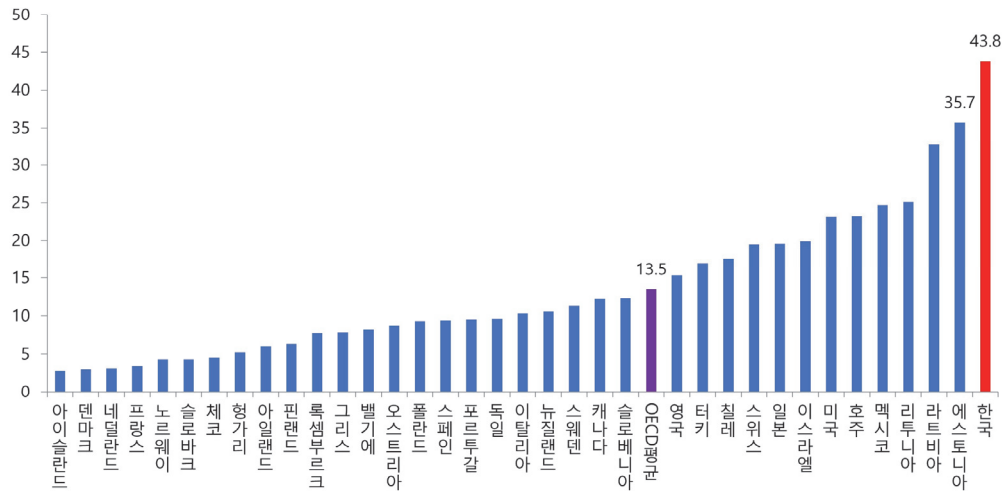
자료: OECD Employment database.

16



## 고령 빈곤

### 고령빈곤율(2016) OECD 최고 독보적 수준

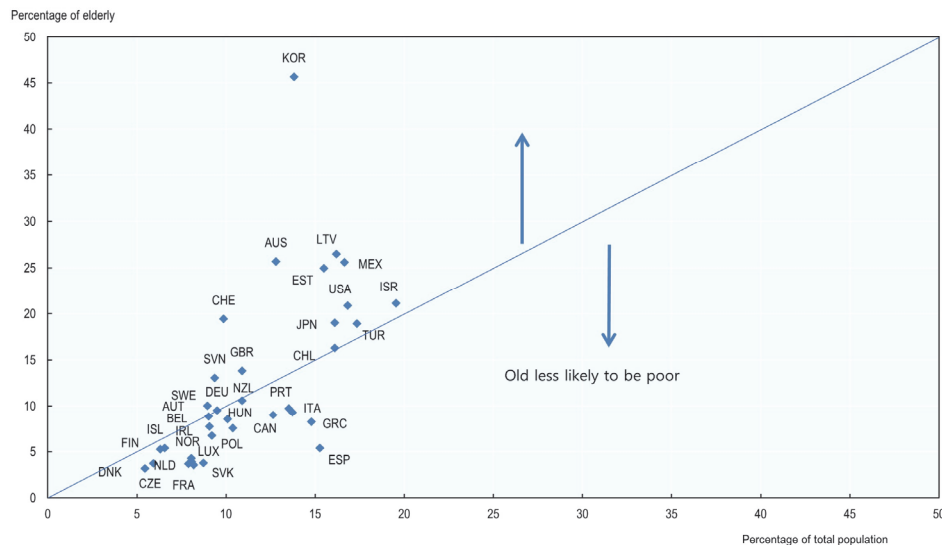


자료 : Pensions at a Glance : Income and poverty of older people (OECD.Stat)

Data extracted on 03 Feb 2020 07:18 UTC (GMT) from OECD.Stat

17

### 고령층의 높은 빈곤률, 오래 노동시장 주변화 불가피



자료: OECD Income Distribution Database, <http://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm>.

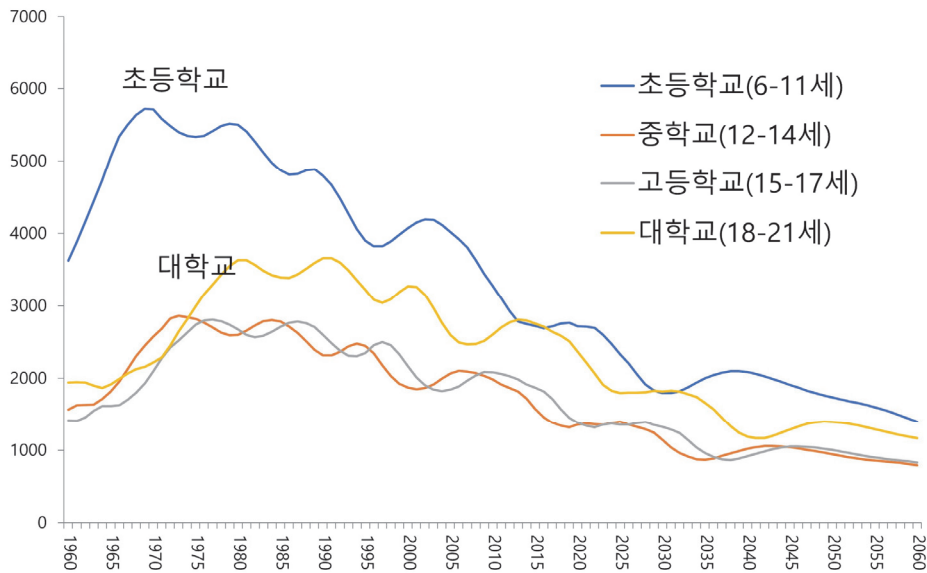
18



# IV. 사회적 파급효과

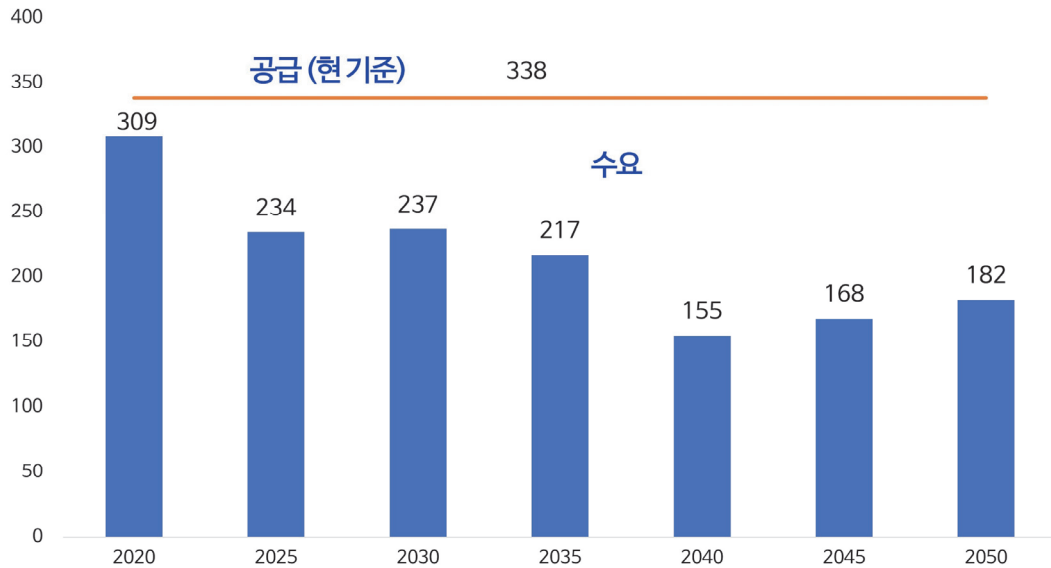
## 학교수급 불균형

### ● 학령인구 급감



자료 : 통계청, KOSIS

○ 대학교(전문대 포함) 수급 불균형



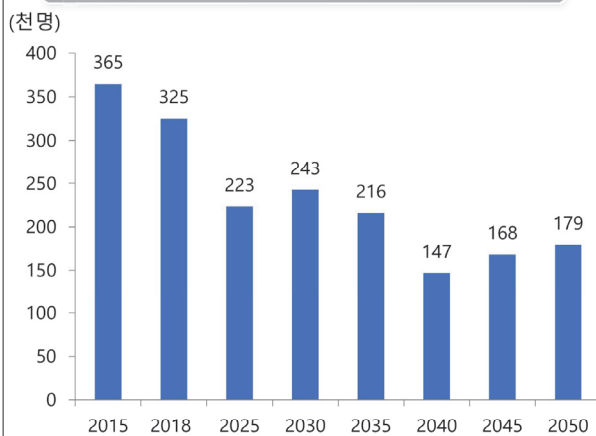
자료 : 이삼식 외(2018), 대한민국 인구정책 중장기 방향. 보건복지부

21

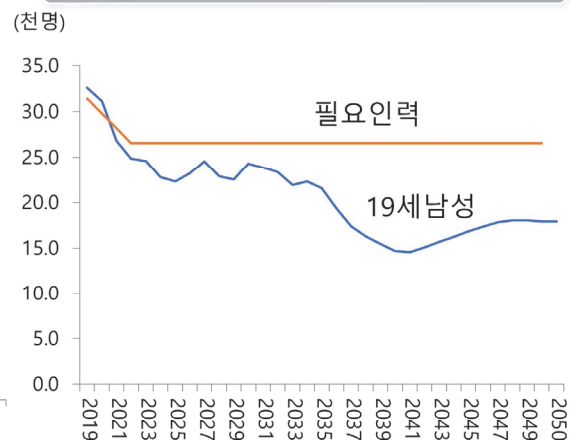
국방인력 수급 불균형 대응

○ 필요인력은 <제4차 국방개혁 기본계획>, <국방개혁 2.0> 활용, 추정

19세 남성 인구 전망



필요 인력 전망

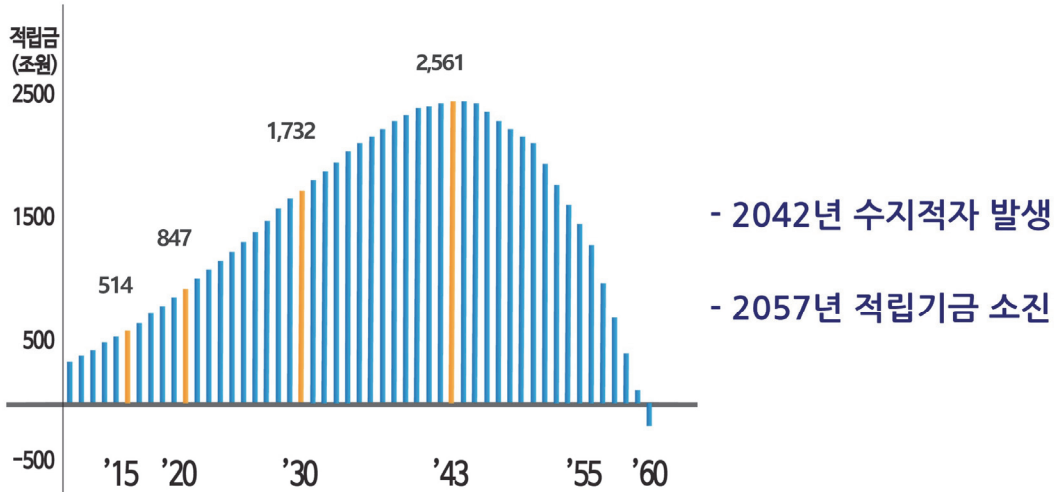


자료 : 이삼식 외(2018), 대한민국 인구정책 중장기 방향. 보건복지부

22

## 사회보장 부담 증가

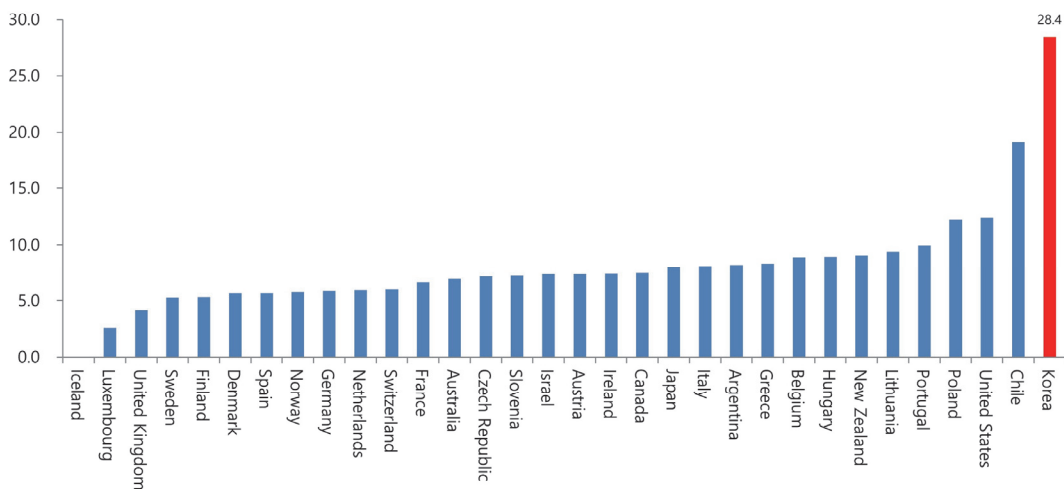
### ○ 국민연금 재정 안정성 위협



자료 : 국민연금기금운용발전위원회(2018). 제4차 국민연금 재정계산.

## 고령자 안전사고 증가 우려

### ○ 노인교통사고사망률(2014): 보행/운전

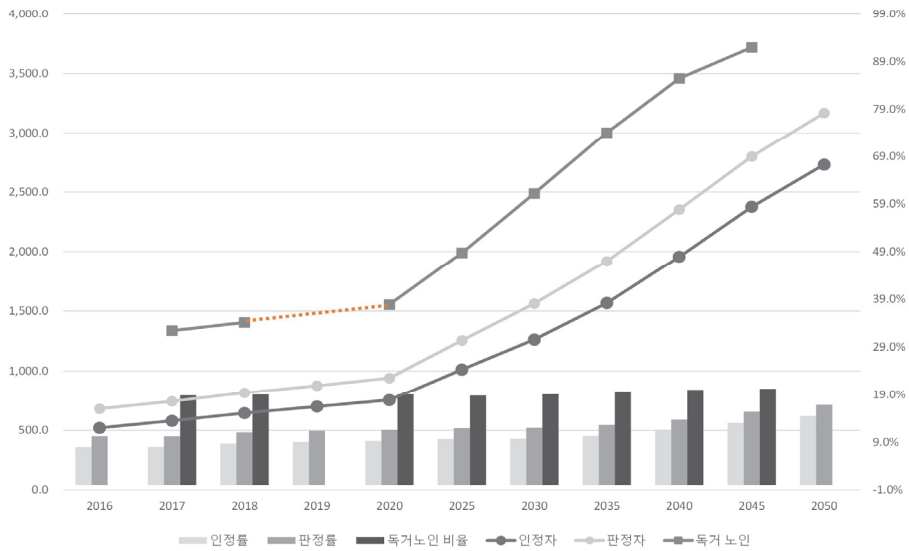


자료: Data extracted on 08 Nov 2017 16:12 UTC (GMT) from OECD iLibrary



# V. 보건의료적 파급효과

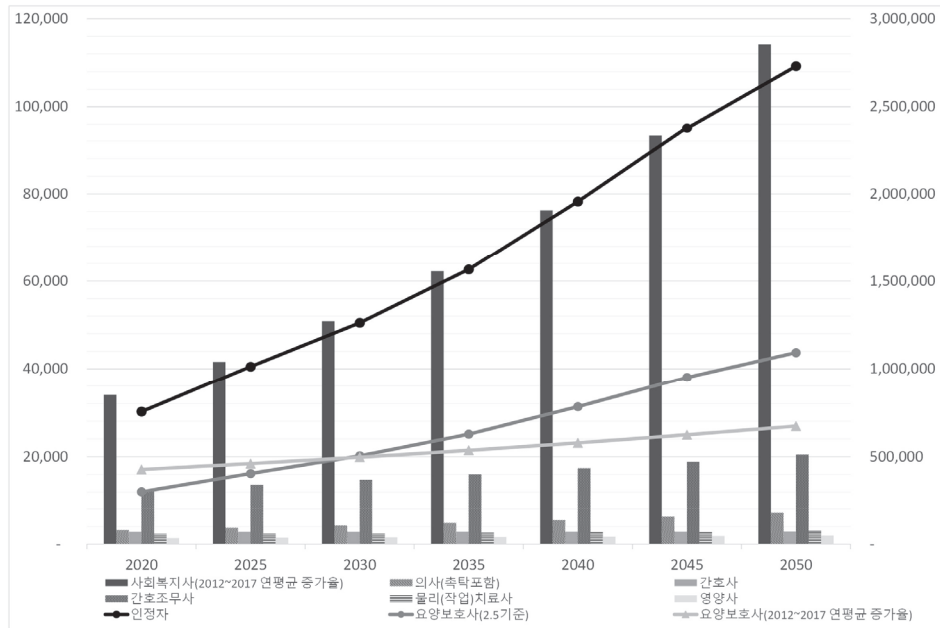
## 노인장기요양 수요 증가



주: 1) 장기요양인정자 추계는 국민건강보험공단(2017), 중장기 노인장기요양보험 재정추계 모형 개발 연구의 중위 시나리오의 결과이며, 판정자 추계는 직전 3년간의 판정자와 인정자의 비율로 추정하였음. 노인 인구 대비 비율임.

자료 : 이삼식 외(2018), 대한민국 인구정책 중장기 방향. 보건복지부

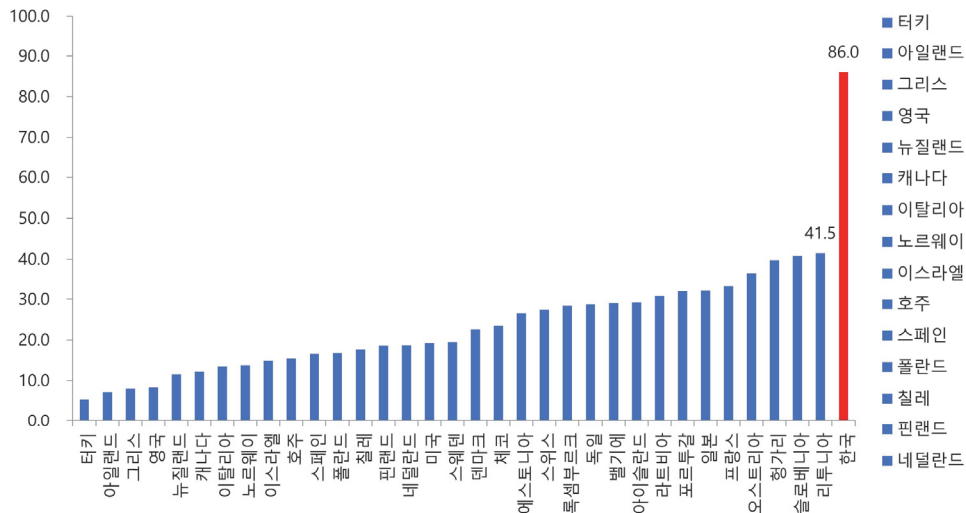
○ 장기요양서비스 공급 돌봄인력 증가 필요(현 시설 기준)



자료 : 이삼식 외(2018), 대한민국 인구정책 중장기 방향. 보건복지부

노인 자살, 독고사 등

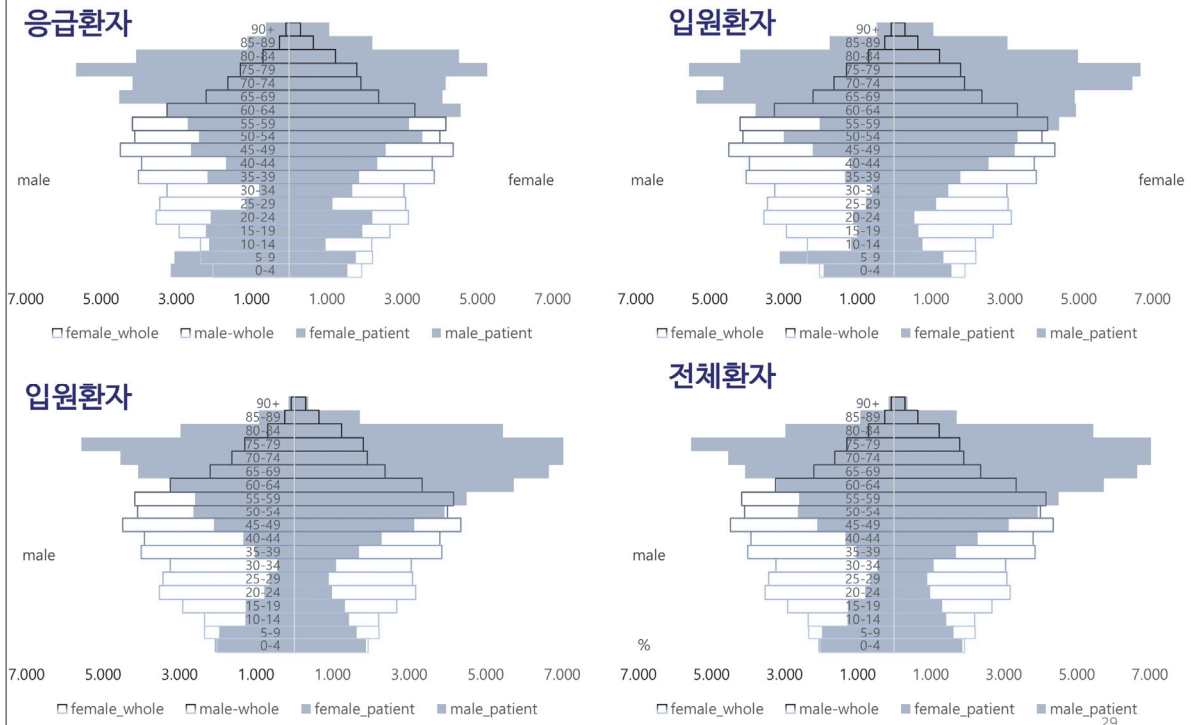
OECD 국가 노인(70+) 자살률(10만명당, 2017)



자료: Data extracted on 08 Nov 2017 16:12 UTC (GMT) from OECD iLibrary

## 의료시설 이용 고령화

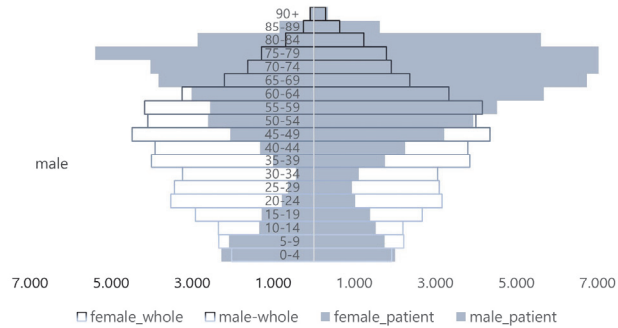
### ○ 의료이용인구 피라미드(2018): 환자유형별



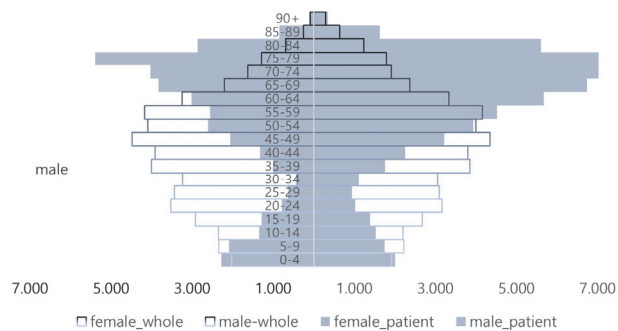
자료: 한국보건사회연구원, 한국의료패널(원자료 이용 분석)

### ○ 의료이용인구 피라미드(2018): 시설유형별

#### 종합병원



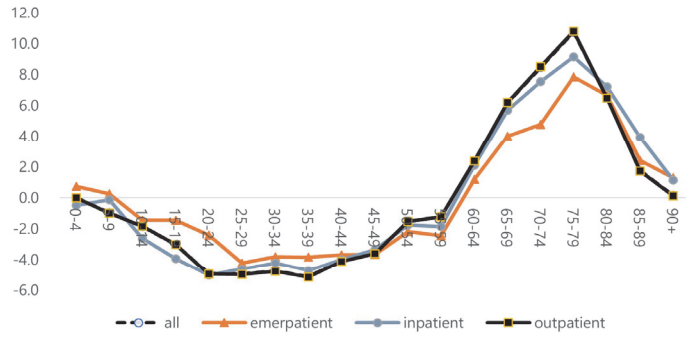
#### 병의원



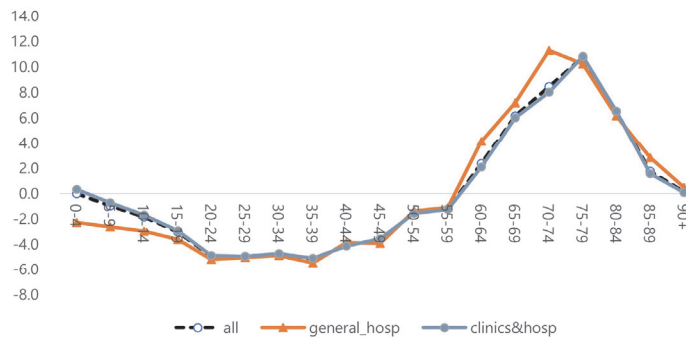
자료: 한국보건사회연구원, 한국의료패널(원자료 이용 분석)

○ 의료이용인구 연령분포격차(2018): 연령별(전체인구구조%-환자연령구조%)

환자유형별



시설유형별



자료: 한국보건사회연구원, 한국의료패널(원자료 이용 분석)

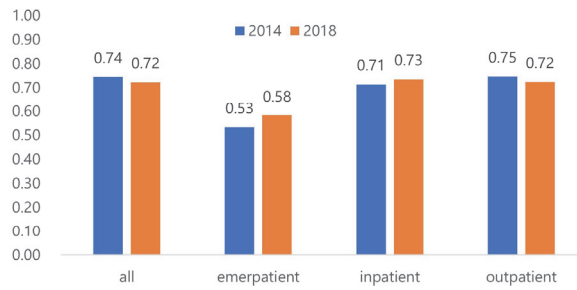
○ 의료이용 연령불평등지수(Medical Facility Utility Aging Inequality Index)

MUAI=  
 $\sum ABS(\text{연령별 인구}\% - \text{환자}\%)$

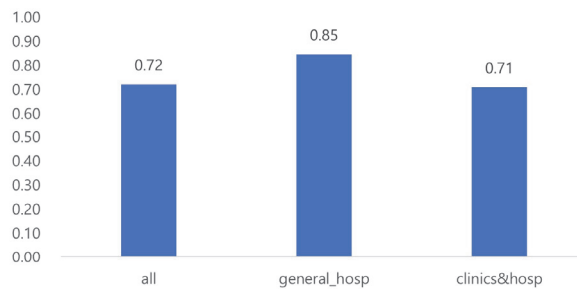
- 최대 2.0~최소 0

\* 인구고령화에 따라 높아짐

환자유형별 연령불평등지수



시설유형별 연령불평등지수(2018)

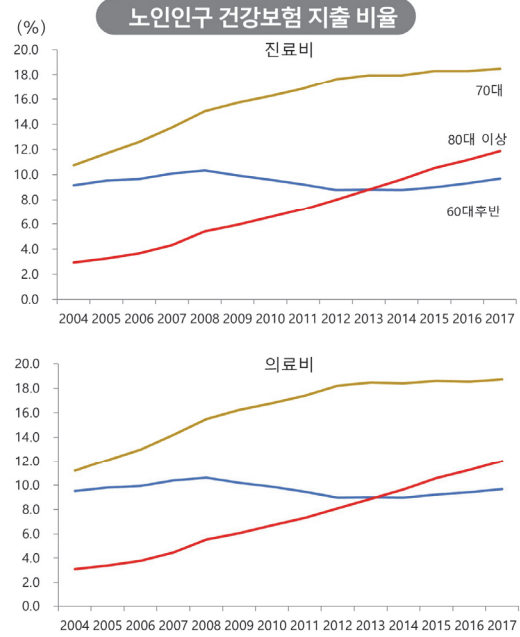
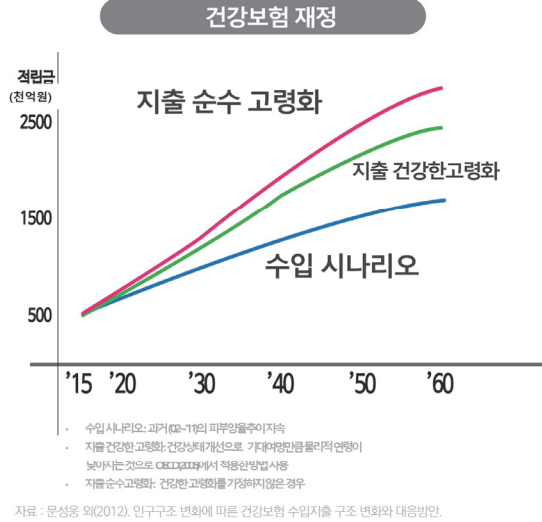


자료: 한국보건사회연구원, 한국의료패널(원자료 이용 분석)



## 사회보장 부담 증가

### ○ 건강보험 부담 증가 가속화



## VI. 나가는 말

## 경제적 파급효과 대응

- 경제성장
  - 새로운 미래 먹거리 창출(ex, 고령첨단산업 전략적 육성 등)
- 노동력 부문
  - 고령인력 활용, 4차 산업혁명 기술 활용 등
- 고령친화적 금융환경 조성
  - 수익성 & 안전성 동시 담보 금융상품 개발 등

35

## 사회적 파급효과 대응

- 학교수급불균형
  - 지역균형적, 질적(학제개편, 교육방법, 평생교육 등) 구조조정
- 국방 부문
  - 모병제 부분 도입
- 사회보장 부문
  - 공적연금 개혁, 고령층에 대한 맞춤형 공적 보장 강화 등
- 고령친화적 환경 조성
  - 사회참여 확대, 안전인프라 구축, 고령친화적 문화 조성 등

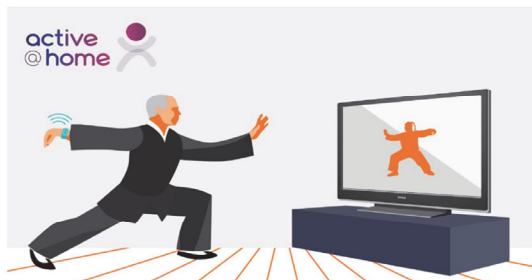
36

## 보건의료적 파급효과 대응

- Health aging 강화
  - 사전예방체계 강화 등
- AIP 접근
  - 지역권 명료화 및 연계체계 강화, 비의료적 영역 적극적 확대,
  - Covid-19 등 위기상황 탄력적 모형 개발 등
- 비보건의료적 영역과의 융합적 접근 강화
  - 문화, 사회참여, 노동부문 등
- 4차 산업혁명 기술의 적극 도입 등

37

## Geron + technology



**Thank You!**



주제 2  
노인의 의료이용과  
의료비

이태진 | 서울대학교



<제12회 한국의료패널 학술대회>

# 노인의 의료이용과 의료비

이태진(서울대학교 보건대학원)

\* 본 발표자료 준비에 도움을 주신 분: 정채림 박사, 변준수 박사과정 (서울대학교)

## 연구 배경

- 노인 가구는 의료필요도가 높고 의료비 지출은 많은데 소득은 낮음
  - 노인이 체감하는 의료비 부담이 다른 세대에 비하여 더 높음
  - 노인의 의료비 부담에 고연령 가구주, 배우자가 있는 경우, 소득이 낮은 경우, 가구원 수가 적은 경우, 만성질환자가 있는 경우 등이 영향을 미침(박진영 외, 2014; 문진영 외, 2014; 신세라, 2019).
- 노인이 비노인에 비하여 의료서비스 미충족 경험률 높음
  - 노인의 소득이 낮을수록, 건강상태가 좋지 않을수록 미충족 경험의 확률이 높음(이혜재 외, 2017; 신한열 외, 2019)

## 연구 목적

- 본 연구는 한국의료패널 자료를 활용하여 노인의 의료이용 현황 및 영향요인을 확인하고자 함
  - 노인의 의료이용 정도를 의료기관 방문 및 본인부담 의료비 수준으로 정의하고, 이에 영향을 미치는 요인을 파악
  - 노인의 의료비지출에 따른 경제적인 부담을 가구의 재난적 의료비 발생으로 정의하고, 이에 영향을 미치는 요인을 파악
  - 노인 가구의 지나친 의료비 부담이 의료서비스 미충족으로 이어지는지 확인



## 연구방법

### 1. 자료원 및 연구대상

- 한국의료패널 2009년~2018년 자료 사용
  - 2009년부터 근로 외 소득인 재산 소득 및 공적연금 소득이 일관된 기준으로 수집되기 시작
- 모형 1: 노인의 의료이용 및 의료비
  - 해당 연도의 (1) 응급실 방문 혹은 입원 여부, (2) 외래 방문 횟수, (3) 환자 부담 의료비 총액
  - 의료비 지출은 입원, 외래, 응급의료비와 처방약에 대한 본인부담금 총액만 포함
- 모형 2: 노인이 1명 이상인 가구의 재난적 의료비 지출
  - 재난적 의료비: 지불능력 중 본인부담 의료비 지출의 비중이 40% 이상인 경우
  - 지불능력은 "가구 총소득" 혹은 "(외식비가 아닌) 식료품비를 제외한 가구 총지출" 두 가지로 정의
  - 식료품비는 2014년부터 수집
- 모형 3: 노인의 의료서비스 미충족 경험
  - 2010년에는 개인의 의료서비스 미충족 경험이 조사되지 않았으므로 제외하고 분석

### 1. 자료원 및 연구대상

<표 1> 연구모형 및 대상

연구 모형	연구대상	종속 변수	기간
1	노인(65세 이상) 가구원	응급실 방문 혹은 입원 여부 외래 방문 횟수 환자가 부담한 의료비 총액	2009-2018
2	노인 가구원이 있는 가구	지불능력 중 의료비 지출의 비중이 40% 이상인 경우: 지불능력은 총 가구소득 지불능력 중 의료비 지출의 비중이 40% 이상인 경우: 지불능력은 (외식비가 아닌) 식료품비를 제외한 총 가구지출	2014-2018
3	노인 가구원	의료서비스 미충족 경험 "중세가 경미해서"를 제외한 다른 이유로 인한 미충족 경험 여부 경제적인 이유로 인한 미충족 경험 여부	2009, 2011-2018

## 2. 통계분석

- 고정효과 패널분석
  - 하우스만 검정 시행
  - 시간 불변 설명변수(예. 성별)의 회귀계수 추정치가 산출되지 않는 경우 확률효과모형 참고
- 종속변수가 이분형변수인 경우 선형확률모형(linear probability model)을 사용
- 의료비 지출 수준은 0원인 경우 1원으로 변경한 후 로그치환하여 사용
- 노인의 의료이용 관련 영향 요인 중, 소득 수준, 재산소득 여부, 공적연금 수령 여부, 실손보험 가입 여부, 사망근접도 등에 초점을 맞춤
- 미충족 의료의 경우 전년도 지불능력 대비 의료비 지출 비중 변수를 추가로 고려함

## 2. 통계분석

<표 2> 각 모형의 설명변수

	모형 1: 가구원 특성	모형 2: 가구 특성	모형 3: 가구원 특성
인구사회학적 요인	성별	가구주 성별	성별
	연령	가구 내 최고령자 연령	연령
		가구원수	
		가구유형(ref. 독거): 부부 가구, 기타 유형	
경제적 요인	경제활동	경제활동 가구원 있음	경제활동
		가구 균등화 소득 5분위(ref. 0~20%, 저소득)	
	재산소득 있음	재산소득 가구원 있음	재산소득 있음
	공적연금 수령	공적연금수령 가구원 있음	공적연금 수령
	건강보험 (ref. 의료급여)	가구주_건강보험	건강보험 (ref. 의료급여)
	실손보험 있음	실손보험 가구원 있음	실손보험 있음

	모형 1: 가구원 특성	모형 2: 가구 특성	모형 3: 가구원 특성
건강 관련 요인	고혈압	고혈압 가구원 있음	고혈압
	당뇨병	당뇨병 가구원 있음	당뇨병
	고지혈증	고지혈증 가구원 있음	고지혈증
	관절병증	관절병증 가구원 있음	관절병증
	결핵	결핵 가구원 있음	결핵
	심장질환	심장질환 가구원 있음	심장질환
	뇌혈관질환	뇌혈관질환 가구원 있음	뇌혈관질환
	암질환	암질환 가구원 있음	암질환
	장애(1-3등급) 있음	장애(1-3등급) 가구원 있음	장애(1-3등급) 있음
	다음해 사망	다음해 사망 가구원 있음	다음해 사망
전년도 의료비 부담			전년도 의료비 본인부담금/ 총 가구소득백분율(%)
	(ref. 2009년) 2010년, 2011년, 2012년, 2013년, 2014년, 2015년, 2016년, 2017년, 2018년	(ref. 2009년) 2010년, 2011년, 2012년, 2013년, 2014년, 2015년, 2016년, 2017년, 2018년	(ref. 2009년) 2011년, 2012년, 2013년, 2014년, 2015년, 2016년, 2017년, 2018년
조사시점			

## 연구결과

### 1. 노인의 의료이용 및 의료비 지출

#### 일반적 특성

- 남성의 비율은 2009년 43.49%에서 2018년 41.85%로 감소
- 독거노인 및 배우자와 거주하는 노인의 비율 증가, 배우자가 아닌 다른 가구원(형제 혹은 자녀, 부모)과 동거하는 가구 비율 감소
- 경제활동 비율은 2009년 37.98%와 2018년 37.47%로 비슷한 수준
- 재산 소득이 있는 노인은 22.08%에서 29.91%로 증가
- 공적연금 수령 노인은 40.72%에서 65.12%로 증가

#### 의료이용 특성

- 비노인과 노인 모두 의료이용 및 의료비 지출이 지속적으로 증가
- 같은 시점에서 노인의 의료이용 및 의료비 지출은 비노인보다 높음
  - 응급실 방문 혹은 입원을 경험한 개인의 비율은 노인이 비노인보다 약 2배 높음(2018년 기준, 28.92% vs. 14.87%)
  - 외래방문 횟수의 경우는 약 3배 높음(35.2회 vs. 12.6회)
  - 의료비 지출 중위값의 경우는 4배 이상 높음(63.9만원 vs. 14.6만원)

<표 3> 연구대상 노인의 기본적 특성

구분	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
표본 수(총 35,192건)	2,817	2,869	2,962	2,973	3,004	4,061	4,047	4,052	4,158	4,249
남성(%)	43.49	43.95	43.92	43.12	42.78	42.82	42.50	42.15	41.87	41.85
연령(SD)	72.3 (5.8)	72.7 (5.8)	72.9 (5.9)	73.1 (5.9)	73.5 (6.1)	73.7 (6.2)	74.0 (6.3)	74.3 (6.4)	74.5 (6.5)	74.9 (6.7)
가구원수(SD)	2.52 (1.36)	2.49 (1.35)	2.45 (1.34)	2.43 (1.32)	2.38 (1.29)	2.29 (1.2)	2.23 (1.13)	2.20 (1.11)	2.17 (1.07)	2.15 (1.05)
가구유형_독거(%)	16.33	16.38	17.90	18.33	19.11	19.87	20.68	21.37	22.25	22.59
가구유형_부부(%)	45.83	47.65	46.66	46.96	47.24	48.81	50.04	50.47	49.93	49.78
가구유형_기타(%)	37.84	35.97	35.42	34.71	33.66	31.32	29.28	28.16	27.83	27.63
경제활동(%)	37.98	36.32	33.42	35.05	34.59	37.65	32.42	33.76	34.42	37.47
가구소득 평균(만원, SD)	1988 (2093)	2183 (2149)	2216 (2114)	2377 (2574)	2488 (2578)	2433 (2280)	2531 (2599)	2660 (2778)	2741 (2546)	2946 (2842)
가구소득 중위값(만원)	1305	1426	1493	1620	1729	1672	1683	1800	1927	2092
가구근로소득(만원, SD)	1271 (1871)	1305 (1858)	1346 (1976)	1400 (2003)	1449 (2085)	1402 (2045)	1352 (2087)	1408 (2180)	1457 (2149)	1549 (2211)
가구재산소득(만원, SD)	135 (577)	204 (922)	166 (617)	207 (876)	246 (1385)	199 (910)	207 (789)	204 (910)	224 (1026)	271 (1408)
재산소득 있음(%)	22.08	24.99	21.81	23.98	23.87	22.70	32.10	29.24	33.55	29.91

제12회  
한국의료패널 학술대회

<표 3> 연구대상 노인의 기본적 특성(이어서)

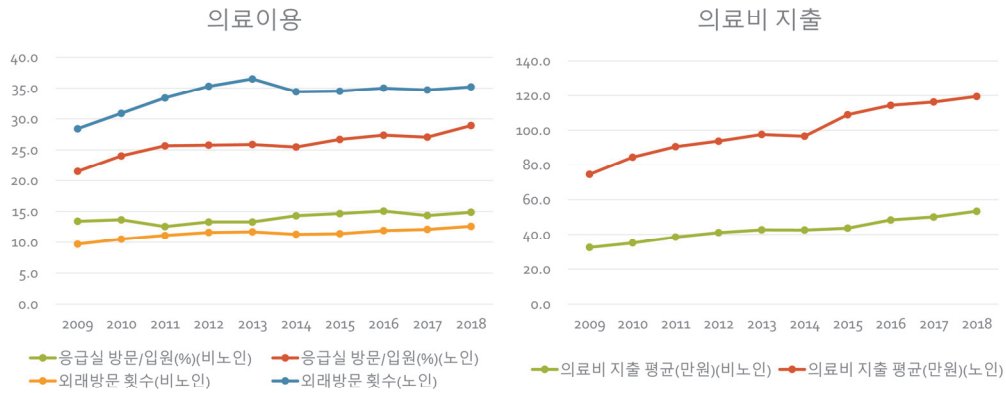
구분	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
가구 공적연금소득 (만원, SD)	217 (540)	237 (563)	259 (607)	283 (651)	315 (655)	372 (741)	401 (783)	431 (807)	460 (831)	490 (847)
공적연금 수령(%)	40.72	43.92	45.07	48.37	51.96	56.29	57.18	60.39	62.82	65.12
건강보험(%)	91.27	89.40	90.28	91.05	92.01	93.18	93.28	93.36	93.46	94.12
실손보험(%)	2.38	3.03	3.48	1.95	2.46	2.29	2.17	2.67	2.84	3.62
개인의 질환 수(SD)*	1.23 (1.11)	1.31 (1.12)	1.42 (1.15)	1.47 (1.17)	1.58 (1.19)	1.67 (1.21)	1.78 (1.26)	1.84 (1.28)	1.91 (1.29)	2.00 (1.31)
고혈압(%)	49.10	50.60	52.40	53.20	56.00	57.10	57.60	58.00	58.80	59.20
당뇨병(%)	17.80	18.40	19.70	19.60	20.50	21.40	21.80	22.60	23.00	23.70
고지혈증(%)	31.60	36.50	39.80	40.30	43.00	47.10	50.10	52.00	53.80	56.30
관절병증(%)	11.30	12.50	15.60	17.10	20.00	22.30	26.30	29.90	33.80	37.20
결핵(%)	0.30	0.30	0.50	0.60	0.60	0.80	0.70	0.60	0.40	0.70
심장질환(%)	5.20	4.70	5.90	8.00	8.70	8.90	10.70	10.40	10.90	11.50
뇌혈관질환(%)	7.20	7.70	8.40	8.60	9.20	9.40	10.40	10.70	10.70	11.40
암질환(%)	5.32	5.61	6.62	6.46	6.92	7.86	7.66	8.02	7.98	8.07
장애(1-3등급, %)	6.00	6.06	6.04	5.58	5.19	4.95	4.62	4.76	4.86	4.75
다음해 사망(%)	0.53	1.71	0.81	0.84	1.07	0.69	0.47	0.49	0.55	N/A

\*고혈압, 당뇨병, 고지혈증, 관절병증, 결핵, 심장질환, 뇌혈관질환, 암질환 중 해당하는 질환의 갯수

<표 4> 연구대상 노인의 의료이용

가구원단위	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
<b>비노인</b>										
표본 수 (총 138,230건)	16113	14967	14061	12871	11826	15153	14082	13372	13026	12759
응급실 방문 혹은 입원 경험(%)	13.41	13.65	12.55	13.30	13.30	14.31	14.66	15.06	14.35	14.87
외래방문 횟수(SD)	9.7 (13.8)	10.5 (14.9)	11.1 (15.7)	11.6 (16.5)	11.7 (16.4)	11.3 (16.3)	11.4 (16.7)	11.9 (17.5)	12.1 (17.2)	12.6 (17.4)
의료비 지출 평균 (만원, SD)	32.5 (82.9)	35.1 (91.4)	38.5 (124.2)	41.1 (100.5)	42.7 (106)	42.6 (111.1)	43.7 (104.5)	48.4 (124.2)	50.1 (117.9)	53.4 (126.3)
의료비 지출 중위값 (만원)	7.1	8.1	8.4	8.9	9.8	10.1	10.7	12.5	13	14.6
<b>노인</b>										
표본 수 (총 35,192건)	2,817	2,869	2,962	2,973	3,004	4,061	4,047	4,052	4,158	4,249
응급실 방문 혹은 입원 경험(%)	21.48	24.02	25.66	25.77	25.87	25.46	26.69	27.37	27.06	28.92
외래방문 횟수(SD)	28.4 (34.3)	30.9 (33.7)	33.4 (36.4)	35.3 (36.4)	36.5 (38.3)	34.4 (36.2)	34.5 (35.3)	35.0 (35.8)	34.7 (34.3)	35.2 (34.5)
의료비 지출 평균 (만원, SD)	74.6 (140.1)	84.5 (152)	90.6 (153.6)	93.8 (147.1)	97.6 (147.9)	96.6 (159.1)	108.9 (181)	114.3 (177.3)	116.2 (183.1)	119.4 (169.6)
의료비 지출 중위값 (만원)	30.1	35.1	40.3	43.7	48.3	45.8	50.8	56.3	58.7	63.9

## 의료이용 및 의료비 지출: 노인 vs 비노인



### 1. 노인의 의료이용 및 의료비 지출

주요 영향요인(선형확률모형, 고정효과 모형)

- 70대가 60대 후반에 비하여 응급실 방문 혹은 입원 확률이 3.0%-5.6% 더 낮고, 외래방문 횟수는 2.6-3.4회 많으며, 의료비 부담 수준은 더 높음
- 가구원 수가 1명 증가하면 응급실 방문 혹은 입원 확률은 1.7% 낮고, 외래방문 횟수는 0.8회 증가
- 고소득(80-100%) 가구 구성원은 저소득(0-20%) 가구 구성원에 비하여 응급실 방문 혹은 입원 확률이 6.4% 더 높고, 의료비 부담수준도 더 높음
  - 재산소득이 있는 가구 구성원은 응급실 방문 혹은 입원 확률이 1.3% 더 낮고, 외래방문 횟수는 0.9회 더 많음
  - 공적연금을 수령하는 가구 구성원은 외래방문 횟수가 1.0회 더 적음
- 건강보험 가입자는 외래방문 횟수는 5.8회 더 적고, 의료비 부담 수준은 더 높았다.
  - 실손 보험이 있는 노인은 외래방문 횟수가 2.7회 더 적음

## 1. 노인의 의료이용 및 의료비 지출(이어서)

### 주요 영향요인

- 뇌혈관질환, 암질환에서 응급실 방문 혹은 입원 확률이 각각 6.8%, 7.9% 더 높고, 의료비 부담 수준도 더 큼. 심장질환에서는 외래방문 횟수가 1.6회 더 많음
- 1-3등급의 장애 노인은 응급실 방문 혹은 입원 확률이 5.1% 더 낮고, 외래방문 횟수는 4.1회 더 많으며, 의료비 부담 수준은 더 낮음
- 사망이 근접한 노인은 응급실 방문 혹은 입원 확률이 6.6% 더 높고, 외래방문 횟수는 3.9회 더 많으며 의료비 부담 수준은 더 높음
- 응급실 방문 혹은 입원 확률은 점차 높아졌고, 외래방문 횟수는 2013년까지 증가하다가 정체하였으며, 의료비 부담수준도 2016년까지 증가하다가 정체함

<표 5> 연구대상 노인의 의료이용에 영향을 미치는 요인

variable	응급실 방문 혹은 입원 여부	외래방문 횟수	ln(의료비 지출)
남성	N/A	N/A	N/A
<b>연령(ref: 65-69세)</b>			
70-74세	-0.030***	2.609***	0.297***
75-79세	-0.056***	3.444***	0.302**
80-84세	-0.064***	0.472	0.302
85세 이상	-0.049	-6.279***	-0.097
가구원 수	-0.017**	0.786*	-0.083
<b>가구유형(ref: 단독가구)</b>			
부부	-0.024	0.753	0.14
그 외	-0.016	-2.644**	-0.358
경제활동 하고 있음	-0.008	0.537	0.011
<b>가구균등화 소득 5분위(ref: 0-20%)</b>			
20-40%	0.027***	0.304	0.161**
40-60%	0.032***	-0.129	0.182**
60-80%	0.039***	0.228	0.344***
80-100%(고소득)	0.064***	0.441	0.432***
재산소득 있음	-0.013*	0.946***	0.066
공적연금 수령	-0.006	-1.008*	-0.108
건강보험	-0.011	-5.825***	1.172***
실손보험 있음	0.007	-2.708**	-0.269

variable	응급실 방문 혹은 입원 여부	외래방문 횟수	ln(의료비 지출)
고혈압	0.009	4.182***	0.976***
당뇨병	-0.009	1.495*	0.176
고지혈증	-0.005	1.651***	0.019
관절병증	0.007	3.554***	0.085
결핵	-0.05	-2.232	-0.285
심장질환	-0.001	1.558**	0.085
뇌혈관질환	0.068***	0.475	0.596***
암질환	0.079***	0.098	0.448***
장애(1-3등급) 있음	-0.051*	4.059***	-0.791***
사망 1년 전	0.066**	3.894**	0.793***
<b>조사시점(ref: 2009년)</b>			
2010년	0.042***	1.908***	0.260***
2011년	0.072***	4.285***	0.555***
2012년	0.091***	5.842***	0.672***
2013년	0.103***	7.031***	0.630***
2014년	0.114***	5.717***	0.761***
2015년	0.141***	5.304***	0.835***
2016년	0.161***	5.709***	0.965***
2017년	0.174***	5.443***	0.964***
2018년	0.200***	6.398***	0.950***
상수항	0.203***	26.765***	9.402***

## 2. 노인 포함 가구의 재난적 의료비 발생

### 주요 의료비 부담 특성

- 가구의 지불능력 대비 의료비 부담을 OOP/(가구소득-식료품비)의 백분율로 정의할 경우, 중간값의 추세
  - 비노인 가구는 1.64%~1.92% 범위에서 등락
  - 노인가구는 2009년 4.89%에서 2018년 5.64%까지 대체로 서서히 증가
- 재난적 의료비 지출의 기준인 0.4 이상인 가구 비율의 추세
  - 비노인 가구는 2009년 1.46% 이후, 0.61-0.91% 내 변동
  - 노인 가구는 2009년 5.84% 이후, 5.76-5.10% 내 변동하다가 2018년 4.17%로 감소

<표 6> 연구대상 가구의 기본적 특성

구분	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
표본 수(총 25,124건)	2,037	2,074	2,121	2,119	2,156	2,888	2,874	2,871	2,961	3,023
가구주 남성(%)	73.70	73.10	71.70	70.70	69.70	69.50	68.10	67.20	66.00	65.30
가구 내 최고령자 연령(SD)	73.2 (6.1)	73.6 (6.2)	73.8 (6.2)	74.1 (6.2)	74.4 (6.3)	74.6 (6.5)	75.0 (6.5)	75.3 (6.6)	75.5 (6.8)	75.9 (6.9)
가구원수(SD)	2.5 (1.43)	2.46 (1.41)	2.41 (1.4)	2.37 (1.37)	2.32 (1.35)	2.23 (1.25)	2.16 (1.18)	2.13 (1.17)	2.1 (1.14)	2.07 (1.12)
가구유형_독거(%)	22.10	22.50	24.00	25.00	26.40	27.30	28.70	29.80	30.90	31.50
가구유형_부부(%)	37.10	38.90	38.10	38.20	38.00	39.30	40.00	40.20	39.30	39.10
가구유형_기타(%)	40.80	38.60	37.90	36.80	35.60	33.40	31.20	30.00	29.80	29.30
경제활동 가구원 있음(%)	63.72	61.33	59.59	60.31	59.18	60.73	55.25	56.25	56.94	59.58
재산소득(만원, SD)	124 (532)	196 (906)	156 (616)	198 (941)	229 (1470)	179 (851)	194 (809)	190 (889)	205 (1062)	243 (1405)
공적연금소득(만원, SD)	207 (527)	229 (552)	251 (600)	272 (650)	293 (627)	349 (710)	370 (736)	389 (743)	414 (778)	445 (794)
가구주 건강보험(%)	90.50	88.70	90.00	90.60	91.00	92.40	92.30	92.60	92.60	93.10
실손보험 가구원 있음(%)	8.90	11.40	12.30	6.90	7.70	6.90	6.40	7.70	8.20	9.30
고혈압 가구원 있음(%)	65.20	65.50	67.10	67.30	69.30	70.80	71.30	71.30	72.00	72.10
당뇨병 가구원 있음(%)	26.50	26.80	29.30	28.80	30.00	31.60	31.90	32.30	32.60	33.30
고지혈증 가구원 있음(%)	18.02	20.49	24.75	25.96	30.19	32.58	38.03	42.46	46.47	50.55
관절병증 가구원 있음(%)	45.30	52.50	56.00	55.50	59.00	62.70	66.00	67.00	68.50	70.90
결핵 가구원 있음(%)	0.49	0.48	0.75	0.90	0.93	1.25	1.01	0.91	0.71	1.03
심장질환 가구원 있음(%)	7.80	7.30	8.90	11.30	12.30	12.60	15.10	14.90	15.50	16.40
뇌혈관질환 가구원 있음(%)	10.90	11.60	12.50	12.80	13.50	13.70	15.40	16.10	15.70	16.50
암질환 가구원 있음(%)	8.60	9.20	10.40	10.10	10.80	12.30	12.20	12.60	12.70	13.00
장애(1-3등급) 가구원 있음(%)	11.00	11.10	11.40	10.40	9.60	9.20	8.70	8.80	9.10	8.90
다음해 사망 가구원 있음(%)	0.83	2.51	1.13	1.23	1.67	1.00	0.77	0.70	0.84	N/A

<표 7> 연구대상 가구의 의료비 부담

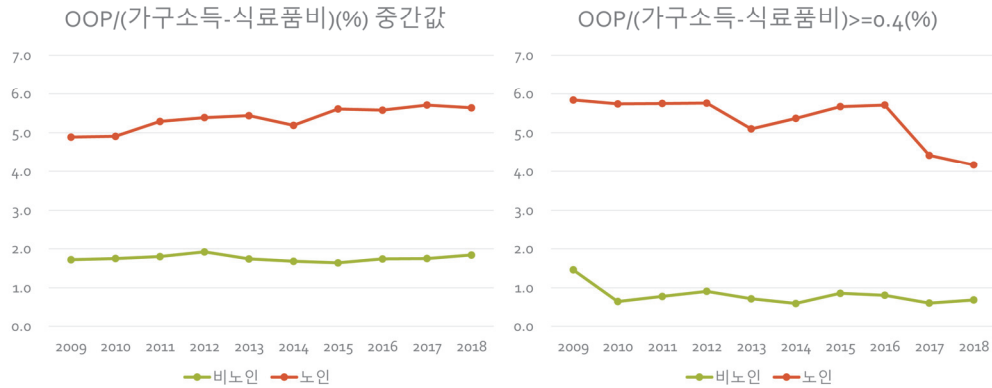
구분	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
<b>비노인 가구</b>										
표본 수(총 36,057건)	4187	3856	3611	3293	3039	3970	3732	3566	3447	3356
OOP(가구소득·의료품비)(%) 중간값	1.72	1.75	1.80	1.92	1.74	1.68	1.64	1.74	1.75	1.84
OOP(가구소득·의료품비)>=0.4(%)	1.46	0.65	0.78	0.91	0.72	0.60	0.86	0.81	0.61	0.69
OOP(생활비·의료품비)(%) 중간값	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	3.14	3.29	3.46	3.68	3.72
OOP(생활비·의료품비)>=0.4(%)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	1.91	2.04	2.44	2.15	2.21
OOP 평균(만원, SD)	108 (156)	117 (170)	129 (237)	136 (186)	139 (201)	137 (202)	140 (198)	156 (227)	160 (218)	172 (235)
OOP 중간값(만원)	57	65	70	74	75	75	74	84	92	102
총 가구 균등화소득 평균(만원, SD)	2134 (1430)	2357 (1690)	2407 (1381)	2556 (1543)	2722 (1847)	2785 (1704)	2960 (1871)	3108 (3059)	3273 (1934)	3435 (1936)
총 가구소득 평균(만원, SD)	3894 (2708)	4299 (3254)	4364 (2618)	4622 (2979)	4900 (3550)	4985 (3187)	5283 (3572)	5560 (6996)	5811 (3684)	6090 (3627)
총 가구소득 중간값(만원)	3500	3680	3940	4057	4250	4400	4700	4914	5120	5482
가구 의료품비 평균(만원, SD)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	664 (360)	681 (372)	686 (394)	699 (404)	715 (389)
생활비 평균(만원, SD)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	3371 (1786)	3323 (1734)	3412 (1744)	3471 (1760)	3630 (1758)
생활비 중간값(만원)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	3000	3000	3180	3240	3600

<표 7> 연구대상 가구의 의료비 부담(이어서)

구분	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
<b>노인가구</b>										
표본 수(총 25,124건)	2,037	2,074	2,121	2,119	2,156	2,888	2,874	2,871	2,961	3,023
OOP(가구소득·의료품비)(%) 중간값	4.89	4.91	5.29	5.39	5.44	5.19	5.61	5.58	5.71	5.64
OOP(가구소득·의료품비)>=0.4(%)	5.84	5.74	5.75	5.76	5.10	5.37	5.67	5.71	4.42	4.17
OOP(생활비·의료품비)(%) 중간값	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	9.33	10.93	10.47	10.82	10.63
OOP(생활비·의료품비)>=0.4(%)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	11.32	14.61	13.72	12.77	12.47
OOP 평균(만원, SD)	138 (199)	152 (215)	162 (218)	169 (207)	174 (212)	171 (235)	186 (245)	193 (253)	197 (245)	202 (244)
OOP 중간값(만원)	71	81	90	99	101	96	106	110	122	124
총 가구 균등화소득 평균(만원, SD)	1224 (1060)	1380 (1213)	1399 (1145)	1499 (1467)	1564 (1416)	1557 (1243)	1639 (1376)	1729 (1704)	1794 (1519)	1924 (1570)
총 가구소득 평균(만원, SD)	2033 (2146)	2241 (2237)	2262 (2207)	2393 (2564)	2481 (2669)	2432 (2306)	2541 (2687)	2639 (2791)	2721 (2659)	2909 (2896)
총 가구소득 중간값(만원)	1334	1455	1500	1618	1677	1639	1650	1732	1862	2011
가구 의료품비 평균(만원, SD)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	451 (310)	455 (310)	449 (285)	466 (302)	485 (302)
생활비 평균(만원, SD)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	1789 (1440)	1736 (1388)	1789 (1382)	1845 (1350)	1926 (1366)
생활비 중간값(만원)	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	1200	1200	1320	1440	1560



## 노인 포함 가구의 의료비 부담 및 재난적 의료비 발생



## 2. 노인 포함 가구의 재난적 의료비 발생

### 주요 영향요인

- 가구주가 남성인 경우에는 그렇지 않은 경우에 비하여 재난적 의료비 지출 발생 확률이 3.3% 더 높음
  - 생활비를 기준으로 했을 때, 재난적 의료비 지출 발생 확률의 차이가 5.8%로 증가
- 부부 가구의 경우는 재난적 의료비 지출 발생 확률이 3.3% 더 높음
  - 생활비를 기준으로 했을 때, 재난적 의료비 지출 발생 확률의 차이가 12.9%로 증가
- 경제활동 중인 가구원이 있는 경우에 재난적 의료비 지출 발생 확률은 1.2% 감소
- 저소득 가구(0-20%)와 고소득 가구(80-100%) 간 재난적 의료비 지출 발생 확률의 차이는 15.0%
  - 생활비를 기준으로 했을 때, 차이가 17.3%로 증가
  - 재산소득이 있는 가구는 생활비를 기준으로 했을 때, 재난적 의료비 지출 발생 확률이 1.9% 더 낮음

## 2. 노인 포함 가구의 재난적 의료비 발생(이어서)

### 주요 영향요인

- 가구주가 건강보험 가입자인 경우에 재난적 의료비 지출 발생 확률이 3.7% 더 높음
  - 생활비를 기준으로 했을 때, 그 차이는 4.7%로 증가
- 실손보험을 가진 가구원이 있는 가구인 경우에 생활비를 기준으로 했을 때, 재난적 의료비 지출 발생 확률은 7.6% 더 높음
- 뇌혈관 질환 가구원이 있는 가구에서 재난적 의료비 지출 발생 확률이 각각 3.2% 높음
  - 생활비를 기준으로 했을 때, 그 차이가 4.3%로 증가
- 다음해 사망 가구원이 있는 가구는 재난적 의료비 지출 발생 확률이 4.7% 더 높음
  - 생활비를 기준으로 했을 때, 그 차이가 8.1%로 증가

<표 8> 연구대상 가구의 재난적 의료비 발생에 영향을 미치는 요인

variable	재난적 의료비 지출 발생		variable	재난적 의료비 지출 발생	
	소득 기준	생활비 기준		소득 기준	생활비 기준
가구주 남성	0.033***	0.058*	고혈압 가구원 있음	0.001	0.020
가구 내 최고연령(ref: 65-69세)			당뇨병 가구원 있음	0.013*	0.028
70-74세	0.009	0.006	고지혈증 가구원 있음	0.001	-0.011
75-79세	0.005	0.022	관절병증 가구원 있음	-0.003	0.020
80-84세	0.004	0.021	결핵 가구원 있음	-0.017	0.031
85세 이상	0.012	0.040	심장질환 가구원 있음	-0.006	-0.018
가구원 수	-0.007	-0.022	뇌혈관질환 가구원 있음	0.032***	0.043**
가구유형(ref: 독거 가구)			암질환 가구원 있음	0.009	0.026
부부	0.033***	0.129***	장애(1-3등급) 가구원 있음	0.010	-0.001
그 외	0.009	0.109***	1년 후 사망 가구원 있음	0.047***	0.081**
경제활동 가구원 있음	-0.012**	-0.013	조사시점(ref: 2009년 또는 2014년)		
가구균등화 소득 5분위(ref: 0-20%)			2010년	0.000	N/A
20-40%	-0.058***	-0.036***	2011년	0.001	N/A
40-60%	-0.108***	-0.107***	2012년	0.004	N/A
60-80%	-0.137***	-0.147***	2013년	-0.003	N/A
80-100%(고소득)	-0.150***	-0.173***	2014년	0.000	-
재산소득 있음	0.000	-0.019**	2015년	0.003	0.036***
공적연금 수령	-0.006	-0.012	2016년	0.003	0.027***
가구주 건강보험 가입	0.037***	0.047*	2017년	-0.009	0.022**
실손보험 가구원 있음	0.011	0.076***	2018년	-0.010	0.019*
			상수항	0.082***	0.041

### 3. 노인의 의료서비스 미충족 경험

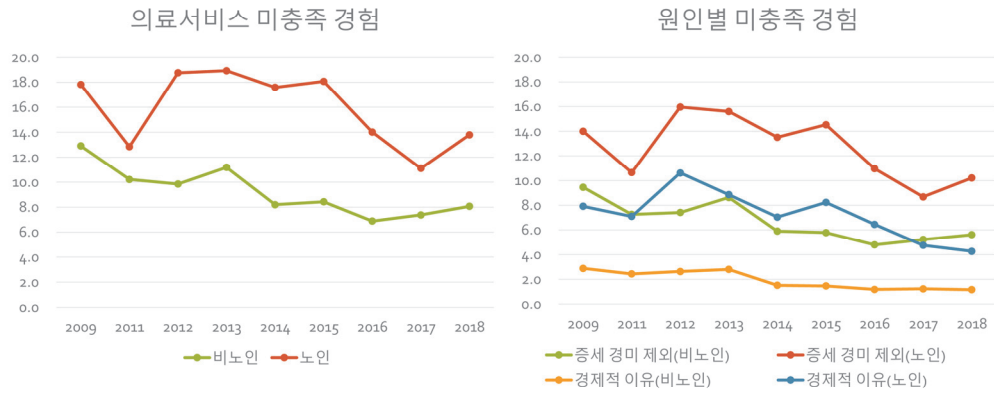
#### 미충족 의료 경험에 대한 기술적 통계 추이

- 비노인에 비하여 노인의 의료서비스 미충족 경험이 더 높음
- 의료서비스 미충족을 경험했다고 응답한 비율은 2013년부터 2017년까지 비노인과 노인 모두 감소하는 경향이 있었고, 2018년에는 다시 소폭 증가
- “증세가 경미해서”를 제외한 이유로 인한 미충족 경험이나 경제적인 이유로 인한 미충족 경험의 비율은 비노인과 노인 간 차이가 더 크게 나타남

<표 9> 연구대상 노인의 의료서비스 미충족 경험

가구원 단위	2009년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
<b>비노인</b>									
표본 수(총 117,339건)	15919	13836	12684	11663	10821	13899	13225	12652	12640
의료서비스 미충족 경험	12.90%	10.22%	9.85%	11.18%	8.20%	8.43%	6.89%	7.38%	8.07%
“증세가 경미해서”를 제외한 미충족 경험	9.46%	7.26%	7.41%	8.63%	5.90%	5.78%	4.79%	5.22%	5.61%
경제적 이유로 인한 미충족 경험	2.88%	2.43%	2.63%	2.80%	1.51%	1.46%	1.18%	1.23%	1.16%
<b>노인</b>									
표본 수(총 31,084건)	2778	2929	2958	2980	3013	4034	4046	4103	4243
의료서비스 미충족 경험	17.82%	12.84%	18.76%	18.93%	17.59%	18.07%	14.01%	11.11%	13.79%
“증세가 경미해서”를 제외한 미충족 경험	14.00%	10.65%	15.96%	15.60%	13.51%	14.53%	10.97%	8.68%	10.21%
경제적 이유로 인한 미충족 경험	7.92%	7.10%	10.62%	8.86%	7.04%	8.23%	6.45%	4.75%	4.27%

## 의료서비스 미충족 경험: 노인 vs 비노인



### 3. 노인의 의료서비스 미충족 경험

#### 주요 영향요인

- 전년도 지불능력 대비 의료비 부담 수준이 높아지면 미충족 경험 확률이 미세하게 감소
  - 전년도 지불능력 대비 의료비 부담 수준이 10%p 증가하면 모든 의료서비스 미충족 경험이 0.4% 감소
- 가구원 수가 1명 증가하면 미충족 경험 확률은 1.3-1.7% 높음
- 고소득(60-80%) 가구의 구성원은 저소득(0-20%) 가구의 구성원에 비하여, 모든 원인으로 인한 미충족 경험 확률이 6.6% 더 낮음
- 공적연금을 수령하는 노인은 모든 원인과 “증세가 경미해서”를 제외한 이유로 인한 미충족 경험 확률이 각각 3.0%, 2.7% 더 높음
- 건강보험 가입자는 “증세가 경미해서”를 제외한 이유와 경제적인 이유로 인한 미충족 경험 확률이 각각 3.1%, 4.1% 더 높음

### 3. 노인의 의료서비스 미충족 경험(이어서)

#### 주요 영향요인

- 뇌혈관 질환자는 “증세가 경미해서”를 제외한 이유로 인한 미충족 경험 확률이 2.6% 더 낮음
- 1-3등급의 장애가 있는 노인은 “증세가 경미해서”를 제외한 이유로 인한 미충족 경험 확률이 5.2% 더 높음
- 사망이 근접한 노인은 모든 원인과 “증세가 경미해서”를 제외한 이유로 인한 미충족 경험 확률이 각각 6.0%, 4.9% 더 높음

<표 11> 연구대상 노인의 의료서비스 미충족 경험의 영향요인

variable	의료서비스 미충족 경험 (모든 원인)	“증세가 경미해서”를 제외한 미충족 경험	경제적 이유로 인한 미충족 경험	variable	의료서비스 미충족 경험 (모든 원인)	“증세가 경미해서”를 제외한 미충족 경험	경제적 이유로 인한 미충족 경험
전년도 OOP/가구소득(%)	-0.0004**	-0.0003**	-0.0002*	고혈압	-0.019	-0.018*	-0.007
남성	N/A	N/A	N/A	당뇨병	0.005	0.002	0.005
<b>연령(ref: 65-69세)</b>				고지혈증	0.009	0.005	-0.004
70-74세	-0.006	-0.008	0.01	관절병증	0.001	-0.002	0.003
75-79세	-0.023	-0.018	0.014	결핵	0.03	0.01	0.002
80-84세	-0.006	-0.002	0.018	심장질환	-0.007	-0.012	-0.005
85세 이상	0.038	0.041	0.005	뇌혈관질환	-0.022	-0.026*	-0.016
가구원 수	0.017**	0.015**	0.013**	암질환	-0.004	0.003	0.016
<b>가구유형(ref: 단독가구)</b>				장애(1-3등급) 있음	0.036	0.052**	0.015
부부	0.005	0.005	-0.002	다음해 사망	0.060**	0.049*	-0.017
그 외	-0.039*	-0.031	-0.031*	<b>조사시점(ref: 2009년)</b>			
경제활동 하고 있음	0.009	0.004	0.004	2011년	-0.050***	-0.032***	-0.012*
<b>가구균등화 소득 5분위(ref: 0-20%)</b>				2012년	0.011	0.023**	0.023***
20-40%	-0.030***	-0.030***	-0.025***	2013년	0.014	0.022**	0.004
40-60%	-0.047***	-0.045***	-0.036***	2014년	0.004	0.005	-0.013
60-80%	-0.066***	-0.058***	-0.051***	2015년	0.011	0.021*	0.001
80-100%(고소득)	-0.055***	-0.050***	-0.052***	2016년	-0.028**	-0.012	-0.017*
재산소득 있음	-0.003	0.001	-0.001	2017년	-0.055***	-0.033**	-0.034***
공적연금 수령	0.030***	0.027***	0.01	2018년	-0.029*	-0.016	-0.040***
건강보험	0.028	0.031*	0.041**	상수항	0.154***	0.109***	0.047**
실손보험 있음	0.015	-0.002	-0.005				

\* p<.1; \*\* p<.05; \*\*\* p<.01

## 고찰 및 결론 (1)

### 주요 결과

- 노인의 연령은 의료이용에는 영향을 미침
  - 응급 혹은 입원 이용은 점차 감소, 외래 이용 및 의료비 지출은 70대까지 증가
  - 재난적 의료비 발생 및 의료서비스 미충족 경험에는 영향을 미치지 않음
- 노인의 소득수준이 높을수록, 응급 혹은 입원 이용이 증가하고 의료비 지출도 증가
  - 재난적 의료비 발생 확률과 미충족 의료 경험 확률은 낮아짐
- 재산소득이 있으면 외래 이용이 증가하고, 재난적 의료비 발생 확률이 낮아짐
- 공적연금을 수령하면 외래 이용이 감소하고, 미충족 의료 경험 확률이 높아짐

## 고찰 및 결론(2)

### 주요 결과

- 건강보험 가입 노인의 경우는 의료급여 노인에 비해 의료비 지출이 많음
  - 재난적 의료비 발생 확률은 높고, 경제적 이유에 의한 미충족 의료 경험 확률이 높음
- 실손보험 가입 노인의 경우는 외래이용이 적어, 위험군 선택(risk selection) 양상을 보임
  - 재난적 의료비 발생 확률은 높고, 미충족 의료 경험 확률에는 영향을 미치지 않음
- 4대 중증질환 중 심장질환은 외래 이용을 증가시키나 의료비 지출에는 그 영향이 없음
- 뇌혈관질환과 암질환은 응급 혹은 입원을 증가시키고 의료비 지출도 증가시킴
  - 뇌혈관질환에서만 재난적 의료비 발생 확률이 증가함
- 사망근접도 변수의 경우 모든 의료 이용을 증가시킴
  - 재난적 의료비 발생 확률 및 경제적 이유를 제외한 미충족 의료 경험 확률을 증가시킴

## 고찰 및 결론(3)

### 주요 결과

- 모든 의료 이용은 2009년 대비하여 증가함
  - 응급 혹은 입원의 경우 지속적으로 이용량이 증가
  - 외래는 2013년 이후, 의료비 지출은 2016년 이후에 다소 정체
- 재난적 의료비 발생 확률(생활비 기준)은 2014년 대비 높으나 점차 감소하는 경향
- 미충족 의료 경험 발생 확률은 최근연도에 감소
- 지불능력에서 본인부담액 비중(OOP/(가구소득-식료품비)은 다소 증가 추세
  - 재난적 의료비 발생 가구 비율은 점차 감소하는 경향
- 미충족 의료 경험은 전년도 가구소득 대비 본인부담액이 클수록 미미하게 감소

## 고찰 및 결론(4)

### 제한점

- 의료비지출 및 재난적 의료비 발생 분석 시, 실손보험 보험금 수령액을 반영 못함
- 실손보험 가입 여부 변수의 내생성을 고려하지 못함
  - 대상 집단이 노인이므로 역선택(adverse selection)보다 위험군 선택(risk selection) 가능성
- 사망근접도 변수의 경우 연초 혹은 연말 사망에 대한 차이를 충분히 고려하지 못함
  - 또한, 2018년의 경우 2019년 자료 부재로 인해 모두 생존을 가정하여 측정 오류 가능

## 고찰 및 결론(5)

### 의의

- 의료패널의 장기자료를 이용하여 최근 결과를 갱신
- 의료비 지출 및 부담 관련 선행연구에서 밝혀지지 않은 요인들을 확인
- 재난적 의료비 발생 및 의료서비스 미충족 경험에 영향을 미치는 요인을 확인

### 결론

- 의료비 부담이나 재난적 의료비 발생이 의료서비스 미충족 경험으로 이어지진 않음
- 가구소득이 미충족 경험에 영향을 미침
- 노인 가구의 소득 감소가 지나친 의료비 부담이나 의료서비스 미충족으로 이어지지 않도록 정책적 보호 방안이 유지되어야 함

## 참고문헌

- 김수진(2019). 재난적 의료비 발생의 추이와 함의. 보건복지포럼. 2019년 2월. 74-85.
- 라규원, 이해중(2017). 전기노인과 후기노인의 가계의료비에 영향을 미치는 요인 비교 분석. 23(2), 37-60.
- 문진영, 최연주, 서남규(2014). 만성질환 노인의 가구유형별 의료비 부담관련 요인에 관한 연구. 보건과 사회과학, 35, 285-307.
- 박진영, 정기택, 김용민(2014). 중고령 가구의 과부담 의료비 발생의 결정요인에 관한 패널연구. 보건행정학회지, 24(1), 56-70.
- 서남규, 안수지, 강태욱, 황연희(2015). 한국의료패널 자료를 활용한 재난적 의료비 발생 가구 분석 연구. 보건경제와 정책연구, 21(1), 79-102.
- 신세라. 노인가구주거가계의 과부담 의료비 지출에 관한 연구: 전기노인가계와 후기노인가계 간 차이를 중심으로. 소비자문제연구, 50(2), 89-120.
- 신한열, 고재인, 심은혜, 김홍수. (2019). 한국 노인 미충족 의료 관련 요인의 체계적 고찰. 보건경제와 정책연구, 25(1), 29-52.
- 이유진, 신정우. (2018). 재난적 의료비 신규 발생 가구의 결정요인 분석. 보건경제와 정책연구, 24(4), 25-45.
- 이혜재, 이태진. (2015). 미충족의료와 비급여진료비가 과부담의료비 발생에 미치는 영향. 보건경제와 정책연구, 21(3), 55-79.
- Lee TJ, Cheong C. Has the Copayment Ceiling Improved Financial Protection in the Korean National Health Insurance System? Evidence From the 2009 Policy Change. J Prev Med Public Health. 2017;50(6):393-400.
- Wagstaff A, van Doorslaer E. Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-1998. Health Econ. 2003 Nov;12(11):921-34



주제 3  
중고령자의  
생애말기 케어 부담

서제희 | 한국보건사회연구원

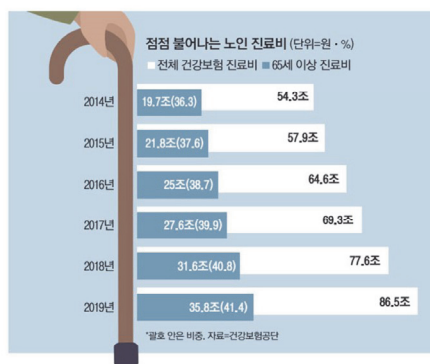


# 중고령자의 생애말기 케어 부담

한국보건사회연구원  
서 제 희

## 연구 배경 및 필요성

- 생애말기 케어에 대한 관심 증가 이유
  - 고령사회 진입(2018)과 노인 의료비 증가



출처: 매일경제(2020.05.18.); <https://www.mk.co.kr/news/economy/view/2020/05/508074/>

- 노인 및 말기 환자 가족의 케어 부담 증가
- 존엄한 죽음에 대한 관심 증가
  - 연명의료결정법 제정과 시행
- 대상자 중심 서비스 제공에 대한 요구도 증가

## 연구 배경 및 필요성

### • 생애말기 케어란(end-of-life care)

- End of life care is support for people who are in the last months or years of their life.
- The people providing your care should also support your family, carers or other people who are important to you.
- People have the right to express your wishes about where you would like to receive care and where you want to die.
- Services providers:
  - hospital doctors and nurses, GPs, community nurses,
  - hospice staff and counsellors,
  - social care staff,
  - chaplains,
  - therapists

출처: NHS 홈페이지, <https://www.nhs.uk/conditions/end-of-life-care/what-it-involves-and-when-it-starts/>

## 연구 배경 및 필요성

### • 생애말기 케어 부담 관련 기존 연구

- 고령화와 의료비 증가 관련 연구
  - 고령화 자체 보다는 사망하기 직전에 집중적으로 투입되는 의료서비스가 의료비 상승의 결정적 원인(Fassbernder et al. 2009 등 여러 연구)
  - 노인 의료비 증가 요인의 기여도 분석 결과 노인 인구 증가의 기여율 39.9%, 노인 1인당 진료비 증가 기여율 60.1%(이규식 등. 2017)
- 사망과 의료비 관련 국내 연구
  - 국내 연구는 국외에 비해 부족한 실정(손경복 등. 2015)
  - 사망이 의료비 증가의 주요한 원인(석상훈, 2012; 정완교, 2012 연구 외)
- 암환자 대상 연구
  - 암환자 가족의 돌봄 부담이 가족의 우울과 불안을 유의미하게 높임(김계숙 등, 2019)
  - 사망 시점 연령 낮을 수록, 유병기간 짧을수록 사망전 1년 간의 암 관련 의료비가 높게 나타남(김혜림 등, 2017)
  - 암환자가 있는 가구의 과부담 의료비 발생률이 높음(양동욱 등, 2017)
- 생애말기 케어 제공 방안에 관한 연구
  - 죽음의 질 제고를 통한 노년기 존엄성 확보 방안(정경희 등, 2018), 호스피스 완화의료서비스 제도 개선 방안(오주연 등, 2020) 외 여러 연구

## 연구 배경 및 필요성

- 생애말기 케어 부담 연구, 정책과 관련된 쟁점들(1)
  - 용어와 개념
    - 'care'는 '의료'인가, '돌봄'인가?
    - End-of life care는 Palliative care, terminal care, 호스피스, 연명의료, long-term care와 다른 것인가? 아니면 포함하는 개념인가?
    - 합의된 정의(또는 개념 설정)가 있는가?
  - 생애말기 케어 대상자는 누구인가?
    - 환자와 care giver
      - 연령: 65세 이상 환자만?
      - 질병 또는 상태: 암 환자? 치매환자? 말기 환자?
      - Care giver는 어디까지 포함하는가?
  - 언제부터 언제까지 제공하는 것인가?
    - 제공 기간을 특정할 수 있을까?
      - 예를 들어 사망이 예견되는 시점의 12개월 전부터 또는 의사의 말기 선고 시점 등

## 연구 목적

- 생애말기 케어 대상자를 노인 또는 말기 환자로 제한하지 않고 확대하여 생애말기 케어 부담을 분석하여 정책적 함의 도출
  - 생애말기 본인부담 의료비 분석
- 죽음에 대한 경험과 인식을 분석하여 생애말기 케어 대상과 서비스 내용에 대한 함의 도출

## 연구 내용

- **중고령자 사망자의 생애말기 의료비 부담 분석**
  - 고령화연구패널 활용
- **서비스 이용자(본인/보호자)의 죽음 및 생애말기에 대한 인식과 경험 분석**
  - 일대일 심층인터뷰

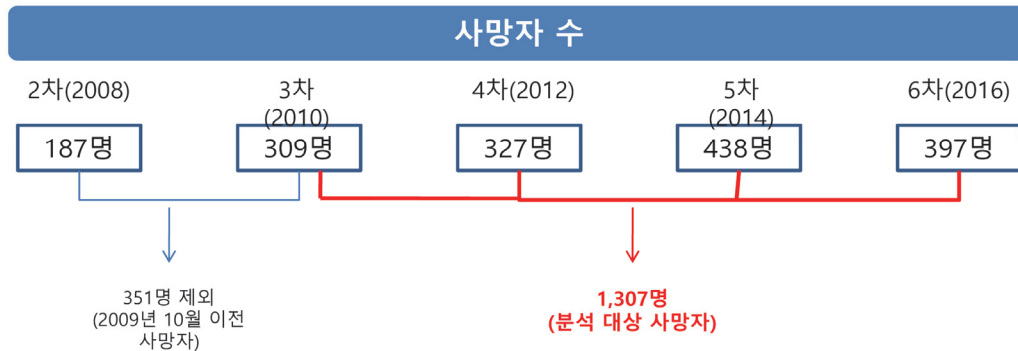
고령화연구패널을 활용한

## 생애말기 의료비 부담 분석

\*신세라,김정은(2018) 연구의 개념적 분석틀을 활용, 보완하여 분석한 결과임.

## 연구 방법

- 연구 자료
  - 고령화연구패널 1차~6차 자료
- 연구 대상



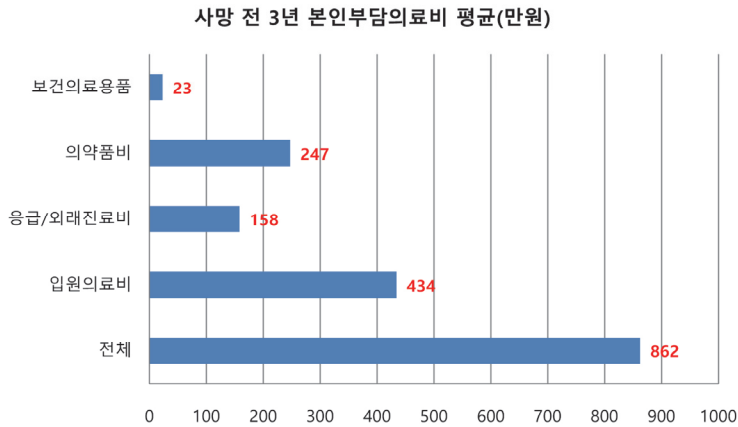
- 분석 방법
  - 다중회귀분석

## 연구 방법

- 연구 변수
  - 종속변수
    - 본인부담의료비
      - 입원 의료비, 응급/외래 진료비, 의약품비, 기타 의료용품비
  - 독립변수
    - 노인 의료비 지출의 주요 결정 요인에 대한 선행 연구 참고하고 사망 관련 변수를 추가
    - 인구사회학적 변수
      - 성, 배우자 유무, 교육 수준, 순자산
    - 질병 및 의료 관련 변수
      - 만성질환 종류, 의료보장 유형, 민간보험 가입 여부
    - 사망 관련 변수
      - 사망원인, 사망 당시 연령, 사망 전 투병 기간, 사망 장소

## 연구 결과

### • 사망자의 사망 전 3년간 본인부담의료비 지출 규모



## 연구 결과

### • 사망자 특성별 본인부담 의료비(1)

(전체: 1307명)				(전체: 1307명)			
구분		%	본인부담의료비(만원) 평균(표준편차)	구분		%	본인부담의료비(만원) 평균(표준편차)
성별	남	50.7	889 (1,284)	만성질환 종류 (중복 응답)	뇌졸중	16.8	1,113 (1,342)
	여	49.3	732 (964)		고혈압	27.6	862 (1,011)
사망연령	69세 이하	14.8	1,103 (1,351)		당뇨병	16.1	1,017 (1,094)
	79~79세	31.5	897 (1,124)		암	21.5	1,316 (1,512)
	80~89세	39.8	806 (1,203)		폐질환	12.9	1,121 (1,597)
	90세 이상	13.9	607 (896)		심장질환	15.2	812 (1,009)
배우자	유	59.8	998 (1,298)		간질환	3.6	1,269 (1,109)
	무	40.2	561 (768)		치매/기억력장애	21.0	753 (1,201)
교육수준	초졸 이하	67.2	821 (1,093)		기타	8.2	661 (1,032)
	고졸	26.6	1,091 (1,386)		사망원인	병사	83.1
	전문대 이상	6.2	1,321 (1,479)	외인사	16.9	362 (703)	
의료보장 유형	건강보험	87.6	962 (1,108)	사망전 투병기간	없음	14.1	301 (496)
	의료급여	12.4	503 (1,356)	1개월 미만	10.3	512 (1,317)	
민간보험	미가입	94.7	889 (1,082)	1개월~1년 미만	34.2	901 (1,129)	
	가입	5.3	976 (1,486)	1년 이상	41.4	1,159 (1,512)	
				사망 장소	병원 아님	19.8	765 (1,154)
					병원	80.2	1,107 (1,603)



## 연구 결과

### • 사망자 특성별 본인부담 의료비(2)

(단위:만원)

	순자산 평균(표준편차)		본인부담의료비 평균(표준편차)	
	1분위	2분위	3분위	4분위
순자산 분위	1분위	1,129 (2,573)	643 (831)	
	2분위	6,829 (2,013)	792 (1,009)	
	3분위	16,327 (4,921)	897 (1,276)	
	4분위	43,921 (21,072)	913 (1,199)	

### • 가구 순자산 대비 본인부담 의료비 지출 비율

구분		순자산 분위			
		1분위	2분위	3분위	4분위
순자산 대비	100% 초과	30.5%	0.7%	0.6%	0%
본인부담	51~100%	12.1%	2.9%	0.9%	0%
의료비 비율	11~50%	24.7%	29.9%	17.3%	2.9%
	10% 이하	32.7%	66.5%	81.2%	97.1%

## 연구 결과

### • 다중회귀분석 결과

		$\beta$	sig.
성별(ref. 남성)	여성	.062	.029
사망연령		-.039	.316
배우자(ref. 있음)	없음	-.137	.005
교육수준(ref. 초졸 이하)	고졸	.041	.211
	전문대 이상	.057	.033
가구순자산		.063	.007
의료보장 유형(ref. 건강보험)	의료급여	-.189	.000
민간보험(ref. 미가입)	가입	.005	.794
만성질환(ref. 각 질환 없음)	뇌졸중	.098	.007
	고혈압	.067	.010
	당뇨병	.059	.029
	암	.182	.000
	폐질환	.069	.027
	심장질환	.013	.673
	간질환	.076	.009
	치매/기억력장애	-.003	.859
	기타	.014	.681
사망원인(ref. 외인사)	병사	.101	.000
사망전 투병기간(ref. 없음)	1개월 미만	.136	.001
	1개월~1년 미만	.398	.000
	1년 이상	.463	.000
사망 장소(ref. 병원 아님)	병원	.251	.021

일대일 심층 인터뷰 분석 결과

# 죽음과 죽음 여정에 대한 경험과 인식 : 생애말기 케어를 중심으로

\*서제희(2018) 연구 결과를 정리, 보완한 것임.

## 인터뷰 대상과 방법

그룹	연번	지역	특성	성별	만 연령
A-1 (보호자)	A-1-1	서울	호스피스 완화의료 서비스 이용 경험 있는 사망자의 보호자	여	32
	A-1-2	서울	호스피스 완화의료 서비스 이용 경험 있는 사망자의 보호자	여	38
A-2 (보호자)	A-2-1	서울	호스피스 완화의료 서비스 이용 경험 있는 사망자의 보호자	여	53
	A-2-2	서울	호스피스 완화의료 서비스 이용 경험 있는 사망자의 보호자	여	50
	A-2-3	경기	호스피스 완화의료 서비스 이용 경험 있는 사망자의 보호자	여	50
B (생존자)	B-1	경기	암(유방암) 생존자	여	53
	B-2	서울	뇌경색 생존자	남	66
C (만성질환자)	C-1	서울	고혈압, 고지혈증, B형간염, 궤양성 궤장염 보유자	여	57
	C-2	서울	당뇨, 류마티스성 심장판막 보유자	여	55
	C-3	서울	신장질환(콩팥), 고혈압 보유자	남	68
	C-4	경기	담낭암, 당뇨, 고혈압 보유자	여	64
	C-5	서울	고혈압, 신장질환, 대장암 수술 경험자	남	76
	C-6	서울	고혈압, 협심증, 고지혈증 보유자	여	83
	C-7	서울	고혈압, 편질염 보유자	남	78
D (건강한자)	D-1	서울	질병 없음/가족 중 사망 경험 있음	여	54
	D-2	서울	고혈압 보유자/가족 중 사망경험 있음	남	41

### • 인터뷰 대상 선정

- 사망자의 질병, 특정 서비스 경험 유무에 따라 죽음 여정이 다를 수 있고,
- 본인의 건강 상태에 따라 죽음에 대한 인식, 관련 제도 및 정책에 대한 인식이 다를 수 있음을 고려하였음.

### • 인터뷰 방법

- 민감한 주제이기 때문에 일대일 심층인터뷰로 진행하였음.

자료: 서제희(2018). 보건의료서비스 이용자의 죽음 여정과 경험 개선을 위한 제도적 방안 연구. P.52

## 인터뷰 내용

### • 심층 인터뷰 질문 내용

구분	질문 내용
부모의 죽음을 맞이한 경험	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 부모님과 죽음에 대한 이야기를 나누는 경험</li> <li>- 부모님의 질병과 치료 경험 및 보호자로서의 경험</li> <li>- 부모님의 치료 과정 중 의사결정 과정</li> <li>- 부모님의 죽음을 맞이하는 과정에서 겪은 어려운 점</li> <li>- 부모님의 죽음 장소와 죽음 경험</li> <li>- 호스피스·완화의료서비스에 대한 인식과 이용 경험</li> <li>- 연명의료 중단에 대한 부모님의 생각과 보호자의 인식</li> </ul>
부모의 죽음 이후 경험과 죽음에 대한 생각 변화	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 부모님 죽음 이후 힘들거나 어려웠던 점</li> <li>- 부모님 죽음 이후 죽음에 대해 생각이 달라진 점.</li> <li>- 부모님 죽음 이후 생애말기 치료와 연명의료에 대한 인식의 변화 여부</li> <li>- 부모님 죽음 이후 죽음 장소에 대한 인식</li> <li>- 부모님 죽음 이후 본인 죽음에 대한 준비</li> </ul>
질병 경험과 죽음 여정에 대한 인식	<ul style="list-style-type: none"> <li>- 질문 대상: 중증질환자, 복합만성질환자</li> <li>- 죽음에 대한 생각 시기와 보유 질병과의 관련성</li> <li>- 죽음을 인식하게 되었을 때의 감정과 생각</li> <li>- 죽음을 인식하게 되었을 때 두려웠던 점</li> <li>- 죽음에 대한 준비</li> <li>- 죽음과 관련한 정보와 서비스에 대한 요구도</li> <li>- 죽음 관련 제도인 사전연명의료의향서, 연명의료중단계획서, 호스피스·완화의료서비스 등에 대한 인식</li> </ul>

자료: 서재희(2018). 보건의료서비스 이용자의 죽음 여정과 경험 개선을 위한 제도적 방안 연구. P.53

## 인터뷰 결과

### • 가족의 죽음 경험

- 대상자들이 경험한 죽음은 사망자의 건강상태와 가족의 상황에 따라 그 여정이 매우 다양한 모습으로 나타났음.
- 죽음은 사망자뿐만 아니라 가족도 함께 경험하는 여정이었음.
- 죽음 여정 사례

구분	진단 이전	진단	치료과정 중	상태 악화/말기	임종기
장소	집->한의원	외과의원	상급종합병원	상급종합병원	호스피스·완화의료 전문기관
환자 상태/반응	집 맞으면 명음이 없어지겠지?	암이지만 젊으니까 수술 받으면 완치할거야.	당성 있는 병원이니 잘 될 거야	(섬망으로 의사 불명료)	집에 가고 싶다.
보호자 반응	환자 상태 모름	암이라고? 수술 받으면 괜찮으실거야 그런데 의료비는 걱정이에요	수술 받고 할암치료 받으시면 완치할거야	일주일 전까지만 해도 약을 처방 받았고 의사도 아무말 없었는데 갑자기?	호스피스 병동에 더 일찍 입원했다더라면 좋았을텐데.
서비스 이용 내용	집 치료	조직 검사	수술, 할암치료	응급실 내원 이송 준비	호스피스·완화의료
의료진과 의사소통	-	-	진료 시간이 짧아 소통이 어려움	죽음에 대한 이야기를 좀 더 빨리 알려줬다면..	긴밀
의료비 부담/간병 부담	-	-	- 산정특례 혜택으로 큰 부담은 없었음	의료비는 부담되지 않았으나 간병 부담이 컸음	보호자의 간병 부담
필요한 서비스	환자 상태에 대한 전문적인 상담과 진단/치료 연계 서비스	환자와 보호자의 요구도 파악	환자 상태에 대한 심도 있는 상담, 퇴원 후 관리 상담/교육, 향후 케어 제공 계획 수립	환자 상태에 대한 심도 있는 상담, 퇴원 후 관리 상담/교육, 향후 케어 계획 수립	보호자에 대한 지지 간병 서비스 등
					환자의 고통 완화 가족의 심리적 부담과 스트레스 완화 등

자료: 서재희(2018). 보건의료서비스 이용자의 죽음 여정과 경험 개선을 위한 제도적 방안 연구. P.58.(수정·보완함)

## 인터뷰 결과

### • 존엄한 죽음과 생애말기 케어에 대한 인식

구분	사례와 결과 요약
연령에 따른 죽음과 죽음여정에 대한 인식 차이	- 70대 이상 고령자에서는 가능한 끝까지 치료를 계속하는 것에 대해 동의하는 경향을 나타냄. - 상대적으로 젊은 연령층(40~60대)은 무조건 오래 살기 위한 치료는 무의미하다고 생각하고 있었음. 그러나 본인들의 부모들의 죽음에 대해서는 가능한 치료를 끝까지 해보겠다고 하여 상반된 인식을 나타냄.
의료진과 병원시스템에 대한 불만	- 환자가 말기 상태가 되었음에도 환자 상태에 대한 명확한 정보를 주지 않고 치료에 대한 이야기만 하는 것에 대한 불만 - 호스피스, 완화의료서비스를 받을 수 있는 기관을 찾기 어려울 뿐만 아니라 환자와 보호자가 직접 찾아서 가야하는 구조에 대한 불만.
"죽음 장소로 집을 생각하지 않는다"	- 죽음 장소로는 병원으로 답한 경우가 제일 많았고 그 다음이 시설, 집 순이었음. - 집을 선호하지 않은 이유는 가족에게 부담이 된다는 이유가 가장 컸으며, 긴급한 상황 발생 시 대처에 대한 두려움이 있었음. - 그러나 동시에 익숙한 곳인 집에서 죽고 싶다는 생각도 하고 있었음.
"가족에게 경제적 부담과 돌봄 부담을 주기 전에 죽고 싶다"	- 죽음을 떠올릴 때 가장 먼저 생각나는 것으로 언급한 것이 대부분 가족에게 부담을 주기 싫다는 것이었음. - 구체적으로는 의료비 또는 간병비로 인한 경제적 부담, 간병으로 인한 보호자의 심리적, 신체적 부담 등을 걱정하였으며, 이러한 부담이 가능한 적은 형태로 죽음을 맞이하고 싶어 하였음.
끝까지 독립성(independency)을 유지하고 싶은 욕구	- 좋은 죽음에 대한 인식은 가족에게 부담을 주지 않는 것과 동시에 가능한 죽음 직전까지 내 발로 걷고 내 손으로 밥을 먹다 죽는 것으로 생각하고 있음. - 그렇지 않은 상태에서 생을 유지하는 것은 '의미가 없는 삶'이라고 여김.
죽음을 준비할 충분한 시간 요구	- 가족의 죽음을 경험한 대상자 대부분은 죽음을 준비할 시간이 충분하게 가지지 못한 것을 후회하였으나, 호스피스, 완화의료 서비스를 이용한 대상자는 서비스 덕분에 죽음을 준비할 수 있어서 가족과 사망 당사자 모두 만족했다고 하였음. - 대부분의 대상자는 본인의 죽음이 충분히 준비하고 맞이하는 죽음이기를 원했음.

자료: 서재희(2018). 보건의료서비스 이용자의 죽음 여정과 경험 개선을 위한 제도적 방안 연구. P.55.(수정·보완함)

## 고찰 및 결론

## 고찰(1): 고령화연구패널 분석

- **신세라·김정은(2018) 연구 결과와 비교**
  - 6차 조사 사망자를 추가하여 분석 → 비슷한 결과값을 도출함.
  - 새로 추가한 변수인 사망 장소가 유의미한 결과를 나타냄.
- **사망 전 3년간 발생한 본인부담 의료비**
  - 평균 862만원(월평균 약 24만원)
    - 박용순(2019)년 연구 결과 노인 가구의 월평균 본인부담 의료비는 약 19만6천원보다 높음.
- **의료비의 부담 정도(가구순자산 대비 의료비 지출)**
  - 순자산 1분위 계층 중 30.5%가 순자산을 초과하는 의료비 지출
    - 순자산 2분위 0.7%, 3분위 0.6%, 4분위 0%
  - 사망 전 의료비는 경제 상태가 좋지 못한 가구에게 더 부담으로 작용할 가능성이 있음.

## 고찰(1): 고령화연구패널 분석

- **사망 시 연령의 영향**
  - 사망 시 연령은 사망 전 3년 간 본인부담의료비에 미치는 영향이 유의하지 않았음.
    - 사망 전 투병기간을 통제할 경우, 사망 시 연령이 의료비 지출에 미치는 영향은 줄어들거나 없어진다는 기존 연구 결과와 비슷한 결과임(Dormont et al., 2006; 신세라·김정은, 2018).
  - 따라서 생애말기 케어 부담 논의 시, 연령을 노인으로 제한하는 것은 지양해야함.
- **사망 전 투병 기간의 영향**
  - 투병 기간이 길수록 본인부담의료비 부담에 유의한 영향을 나타냄.
    - 신세라·김정은(2018) 연구 결과와 비슷한 결과임.
    - 투병기간이 짧을수록 암 관련 의료비가 유의하게 높은 것으로 나타난 연구 결과(김혜림 등, 2017)와의 비교는 해당 연구가 공단 표본코호트의 진료비로 분석한 것으로 의료비 개념이 달라 비교가 어려움.

## 고찰(1): 고령화연구패널 분석

- **만성질환 종류와 사망 의료비**
  - 뇌졸중, 암, 간질환, 폐질환, 고혈압, 당뇨병은 유의하게 사망 전 3년 간 본인부담 의료비를 높이는 것으로 나타남.
  - 반면, 치매의 영향은 유의미하지 않았음.
  - 이러한 결과는 생애말기 케어 부담에 대한 정책 또는 연구가 특정 질환에 한정되어서는 안됨을 의미.

## 고찰(2): 서비스 이용자 대상 심층인터뷰

- **이용자가 원하는 죽음과 죽음 여정**
  - 가족에게 부담을 주지 않고 통증으로 고통받지 않는 평안한 죽음.
  - 죽음을 준비할 수 있는 충분한 시간이 주어진 죽음.
- **이용자가 원하는 죽음 장소**
  - 차가운 시멘트 벽과 기계음으로 둘러싸인 병원보다 집 또는 집과 같이 안락하고 편안한 곳.
    - 가족과 함께 죽음을 평안히 맞이할 수 있는 장소.
- **이용자가 원하는 생애말기 케어**
  - 생애말기 케어 제공 계획 수립과 서비스 연계
  - 가족의 경제적, 신체적, 심리적 부담 완화를 위한 서비스 등

**사람 중심 케어 서비스 제공이 필요하다!**

## 결론(1)

### • 결론

- 생애말기 본인의료비 부담의 영향 요인
  - 재정상태가 좋지 못할 경우 생애말기 의료비 부담이 증가할 가능성 확인.
  - 교육수준, 의료보장 형태, 특정 만성질환 보유 유무, 투병 기간, 사망 장소가 유의미한 영향을 미치는 반면, 사망 당시 연령은 영향이 없음을 확인.
- 생애말기 케어는 대상자의 삶의 질 향상을 목적으로 한 **사람 중심 서비스**를 지향해야 함.
  - 특정 연령 또는 특정 질환에 한정된 서비스가 되어서는 안됨.
    - 임상 소견을 바탕으로 대상자를 선정 해야 함.
  - 대상자의 요구에 부합하는 서비스가 제공되어야 함.
    - 이를 위해서는 우선 생애말기 케어 계획을 수립하는 서비스가 필요하고,
    - 생애말기 케어 제공 내용, 제공 장소, 제공 인력의 **다양화** 필요

## 결론(2)

### • 연구 제한점 및 의의

- 제한점
  - 의료비는 응답 자료로써 실제값과 다를 가능성과 간병 및 돌봄 관련 비용 미 포함으로 부담의 크기가 실제보다 작게 나타났을 가능성이 있음.
  - 심층 인터뷰는 질적인 접근으로 일반화가 어려움.
- 의의
  - 대상 연령을 중고령층으로 확대해 분석 및 사망 전 기간을 길게 설정.
  - 다양한 조건의 대상자를 인터뷰하여 죽음과 죽음 여정에 대한 이용자의 인식과 서비스 요구도가 다양함을 확인할 수 있었음.

### • 향후 생애말기 케어 부담 연구 방향

- 의료비와 간병과 돌봄 비용을 포함한 생애말기 케어 부담 연구
- 간병과 돌봄 제공자, 특히 가족의 부담 연구
  - 신체 및 정신 건강에 미치는 영향, 가족의 재정 상태에 미치는 영향 등
- 계층별, 질환별 생애말기 케어 부담 연구
  - 저소득층, 취약계층의 생애말기 케어 부담 등

생애말기 정책 방향과 한국의료패널 발전 방향

## 제언

### 제언: 생애말기 케어 정책 방향

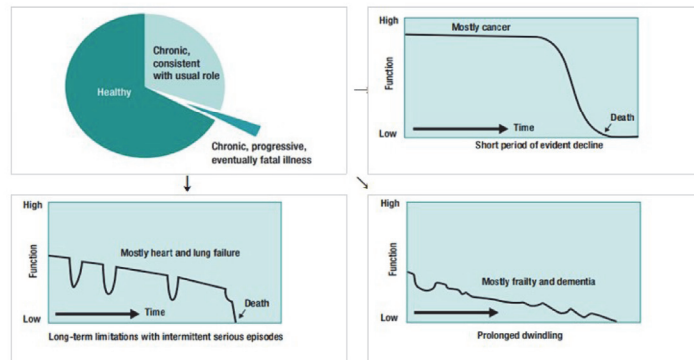
- 무엇을 목적으로 할 것인가?
  - 국민의료비의 감소와 이용자의 경제적 부담 감소
    - 탈원화, 탈시설화 정책으로 해결할 수 있는가?
    - 개별 질병 중심 보장성 강화 정책이 이용자의 경제적 부담을 감소시킬 수 있을 것인가?
  - 삶의 질 향상과 존엄한 죽음을 위한 사람중심 케어
    - 원하는 곳에서 필요한 서비스가 제공
    - 의료서비스 뿐만 아니라 삶의 질 향상을 위한 다양한 서비스 제공
      - 다양한 부문의 서비스 제공 인력 확보



## 제언: 생애말기 케어 정책 방향

### • 생애말기 케어 범위를 어떻게 설정할 것인가?

- 생애말기 케어에 대한 합의된 개념 정의 필요
- 서비스 대상과 서비스 내용 설정
  - 연령이나 개별 질병이 아닌 환자 상태 기반 설정
    - 생애말기 여정의 다양성 고려



- 다양한 서비스 포괄 필요
  - palliative care, specialist palliative care, long-term care, social service 등

## 제언: 생애말기 케어 정책 방향

### • 누가/어디서/언제 제공할 것인가?

- 제공 인력
  - 서비스 내용 설정에 따른 필요 인력의 정성적 파악
  - 필요 인력의 추계 및 확보 방안 마련
- 제공 장소
  - 대상자가 원하는 장소에서 받을 수 있도록: 집, 시설, 병원 등
- 제공 시기
  - End of life care should begin when you need it and may last a few days, or for months or years.

### • 우선순위 설정을 통한 점진적 확대 방안 마련

- 달성 목적의 우선순위 설정과 그에 따른 실행 계획 마련
- (예)정책 대상의 점진적 확대
  - 저소득층, 1인 가구 등 돌봄 취약계층 우선
  - 의료비 및 돌봄 부담이 큰 질환 우선

## 제언: 한국의료패널에 바란다.

### • 2기 한국의료패널의 방향 제언

- 사망자에 대한 조사 내용의 다양성
  - 사망자 특성, 케어 부담(물리적/사회심리적), 죽음 장소 등
- 강점의 극대화를 위한 선택과 집중
  - 구체적인 의료 비용 산출이 가능한 것이 의료패널이 가진 강점임.
  - 의료 비용 외 케어의 비용까지 포함하여 포괄적인 비용 산출이 가능하도록 구성
    - 장기요양보험 비용, 간병비 등 환자의 케어를 위해 발생 가능한 본인부담 정도 조사
  - 비용 부담 산출을 위한 조사 내용을 강화하는 대신 조사 내용 중 일부의 축소

감사합니다.



세션 1-1

# 고령층의 의료이용





발표 1

고령층 외래 진료  
본인부담금 제도 변화가  
의료이용에 미치는 영향

김우현 | 한국조세재정연구원



# 고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화가 의료이용에 미치는 영향

김우현 | 한국조세재정연구원

## 요약

2018년부터 고령층의 외래 진료에 적용되던 본인부담이 진료비 15,000원~20,000원 구간에서 30%에서 10%로 경감되었다. 이 연구는 보장성 강화 정책으로 고령층의 외래 진료 본인부담이 경감되며 고령층의 외래 이용 행태가 어떻게 변화했는지 분석하고자 했다. 한국의료패널 2012~2018년 조사 자료 중 건별 외래 서비스 이용 자료를 활용하여, 제도 변화 전후로 진료비 15,000원을 초과하는 진료 건수가 증가했는지 여부와 건강 상태에 따른 진료비 이용 현황을 검토했다. 또한, 집군 분석을 통해 진료비 15,000원의 기준점을 중심으로 의료 이용의 행태가 변화했는지도 통계적으로 검증했다. 그 결과, 2018년 이전에는 진료비 15,000원 아래로 집군 현상이 관찰되었으나, 2018년 이후 해당 집군 현상은 상당부분 해소되었음을 정량적으로 확인했다. 회귀 분석을 통해서도 2018년 이후 진료비 15,000원을 초과하는 진료비 발생 확률이 높아짐을 보였다. 한편, 임계점을 중심으로 주관적 건강상태가 좋지 않는 고령층 환자들이 진료비 15,000원을 넘어서는 진료를 받는 경향이 있음을 확인했다. 이를 통해 2018년의 고령층 대상 외래 본인부담 경감 제도변화는 의료 자원의 왜곡된 배분을 최소화하며 의료 접근성을 제고했다고 평가했다.

## 1. 서론

고령층의 의료 이용은 보건의료 정책을 기획하는 정책 담당자들에게는 대응하기 까다로운 숙제이다. 고령으로 인해 건강 유지에 취약한 집단을 대상으로 충분한 서비스 접근성을 보장해야 하지만, 동시에 보건의료 재정 운용을 위해 적절한 통제수단도 확보해야 하기 때문이다. 모순처럼 보이는 두 가지 정책 목표를 동시에 달성하는 것은 보건의료 재정운용 전체의 난제이기도 하지만, 특히 고령층 대상으로 이 문제는 뚜렷하게 드러난다. 건강보험 통계연보에 따르면 2019년 전체 인구의 14.5%인 만 65세 이상 고령층이 전체 진료비 지출 중 약 41.6%인 35.8조원을 지출하는데 기여한 것으로 집계되었다(2019년 건강보험통계연보). 약 8백만명의 65세 이상 고령층은 총 3.05억회의 외래 서비스를 이용했는데, 이는 1인당 약 38.2회의 외래 서비스를 연간 이용한 수준이다. 전체 외래 수진 횟수인 9.50억회의 32.1%에 달하는 진료 실적이기도 한다. 한편, 적지 않은 선행연구들은 고령층을 대

상으로 한 본인부담금 증가 등 접근성 악화가 의료 서비스 이용 감소를 야기하고 있으며(Li et al.(2007), Huang & Tung (2006)), 특히 저소득층, 만성 질환자 등 취약계층을 중심으로 영향을 크게 미치고 있음을 밝힌 연구도 존재한다(Trivedi et al. (2010)). 따라서, 고령층의 의료 이용 행태에 대한 신중한 분석과 이에 근거한 정책 마련이 중요하다.

고령층의 의료 이용 행태를 이해하기 위한 노력 중 하나로, 이 연구에서는 고령층에서 빈번하게 발생하는 외래 서비스 이용 행태에 대한 이해를 높이는 데 기여하고자 한다. 일반적인 외래 방문에는 적절한 이용 통제를 위해 본인부담이 진료비의 30%로 책정되어 있는데, 65세 이상 고령층의 경우 외래 방문에 대한 접근성 향상을 위해 진료비 15,000원까지는 1,500원의 정액만 환자 본인이 부담하도록 정액제를 도입하고 있다. 그러나 이 경우 진료비 15,000원이 초과하는 외래 진료 서비스를 제공 받은 고령층 환자는 정률 30% 본인부담으로 인해 가파른 본인부담 증가를 경험하게 되는데 이와 같은 규제가 소액 환자에 비해 건강이 좋지 않은 고액 증증 환자에게 과도한 부담이 된다는 비판이 있다(김계현 외, 2013). 이에 따라 건강보험 보장성 강화 정책의 일환으로 2018년 1월부터 만 65세 이상 고령층이 의원급 외래 진료 (혹은 약국) 시, 진료비가 15,000원을 초과하는 경우 진료비 구간에 따라 정률 본인부담을 10~20%로 낮춰 외래 의료 접근성을 강화시켰다. 해당되는 제도 변화와 이에 따른 의료 이용 행태의 변화를 관찰하여 본인부담 변화에 따른 의료 수요의 탄력성을 추정하고 추정치의 정책적 활용을 고민하는 것이 이 연구의 주요 목적이다.

고령층 외래 정액제 제도 변화는 의료 이용 행태를 연구하는 데 있어 흥미로운 변이(variation)이다. 우선, 고령층 외래 환자들은 진료비 15,000원을 기준으로 2018년 이전까지는 갑작스러운 본인부담의 상승을 경험했다. 예를 들어, 진료비가 15,000원이면 정액인 1,500원으로 부담하지만, 진료비가 16,000원으로 1,000원 상승 시 본인부담은 16,000원의 30%인 4,800원으로 급격히 상승하는 것이다. 이는 만약 본인부담이 환자의 의료 수요를 조절하는 유효한 정책 수단이라면, 진료비 15,000원의 기준을 중심으로 고령층 환자의 급격한 수요 위축을 예상할 수 있으며 이러한 행태 변화가 자료에 나타나는지 관찰해볼 수 있다.

또한, 2018년 이후 진료비 15,000원 이상 구간에서의 본인부담의 완화는 고령층의 수요를 추가로 유인할 가능성이 있다. 이러한 제도변화를 통해 해당 구간 근처(neighborhood)에서의 수요는 어떻게 변화할 것인지 검토하는 것은 제도 변화에 따른 재정 지출의 변화를 사전적으로 예상하는데 중요한 정보를 제공한다. 2018년부터 본격화된 일련의 건강보험 보장성 강화 정책은 건강보험으로 보장되는 급여 서비스를 확대하거나 이미 급여화된 서비스의 본인부담 수준을 낮추는 방향으로 접근성을 향상시키고 있는데, 결국 대부분 서비스의 환자 본인부담을 조정하는 가격 정책으로 생각할 수 있다. 본인부담을 조정하며 접근성이 향상되는 것은 자명하지만 이에 따른 재정 지출 증가의 부담을 사전적으로 예측하고 건강보험 재정 추계 및 운영 관리 정책에 반영해야 할 텐데, 가격 변화와 의료 행태 변화에 대한 탄력성 정보의 부족으로 정책 기획 단계에서 이를 가늠하기가 어렵다. 결국, 보장성 확대의 목적으로 정책은 시행되지만 건보 재정 지출 및 수지에 대한 합리적 예상은 부족한 환경에서 소모적인 논쟁이 지속되고 있다. 이러한 측면에서 건강보험 보장성 강화 정책의 일환으로 변화된



고령층 외래 이용 본인부담의 개선이 야기하는 의료 이용 행태를 관찰하는 것은 의미가 있다.

이 연구에서는 한국의료패널 2018년 최근 자료를 통해 2018년 이전과 대비하여 고령층의 외래 이용 빈도가 정액제에서 정률제로 다르게 적용되는 기준인 진료비 15,000원을 중심으로 어떻게 변했는지 살펴보고자 한다. 구체적으로 2017년까지 진료비 15,000원 초과외래 이용 시 발생할 추가 본인부담으로 인해 환자의 수요가 위축되었는지 검토하고, 2018년 제도 변화로 인해 외래 수요의 변화가 발생했는지 분석하고자 한다. 한편 이와 같은 제도 변화를 중심으로 환자의 의료 수요가 진료비 기준 15,000원 주위로 모여드는 현상(집군현상, bunching)이 관찰되는지 검토한다. 만약 고령층이 본인부담의 급격한 상승에 반응하여 본인부담이 급격하게 상승하는 기준 근처에서 수요를 조절하는 행태를 보인다면, 진료비 기준 15,000원 근처로 의료 이용이 몰리는 집군의 행태를 보일 것이다. 집군의 행태가 관찰되면, 조세제도의 변화에 납세자들의 반응을 검토한 Saez (2010)의 방법론에 따라 집군분석을 통해 해당 집단의 가격탄력성을 추정할 수 있을 것이다. 추정된 탄력성은 본인부담 등 가격정책을 통해 의료 수요를 적절하게 통제하고자 하는 정책 담당자들에게 유용한 정보가 될 수 있다.

이 연구는 2장에서 고령층 외래 정액제도의 개관 및 변화 등 제도적인 배경을 먼저 살펴본 후, 본인부담 변화 및 의료 이용 관련 선행연구를 자세히 검토한다. 3장에서 한국의료패널자료를 통해 고령층의 외래 서비스 이용 현황을 탐색적 분석으로 통해 관찰한다. 4장에서 회귀 분석 및 집군 분석을 통해 제도 변화가 고령층의 외래 서비스 이용에 미치는 영향을 검토한다<sup>1)</sup>. 5장에서는 이와 같은 실증 분석의 결과들이 보건의료 가격 정책에 활용될 수 있는 가능성을 탐색하고자 한다.

## II. 고령층 외래 본인부담 제도 개관 및 선행연구

### 1. 고령층 외래 본인부담 제도의 변천

외래 이용의 본인부담은 1986년 이전까지 정률로 진료비의 30%가 적용되었으나<sup>2)</sup>, 이후 의료 이용을 합리적인 수준으로 통제할 필요에 따라 소액 진료비의 정액제가 도입된다. 1986년 진료비 10,000원 이하에 의원급 진료에서 초진 2,000원, 재진 1,500원의 정액 본인부담을 부과한 것이 시작이다. 이와 같은 제도의 변화는 제도 도입 초기 본인부담의 상승을 야기했다. <표 1>에 따르면, 1986년 평균 외래 진료비는 4,251원으로 정액 본인부담금 2,000원은 진료비의 47.1%에 달하여, 정률 30%에 비해 높아진 부담을 알 수 있다.

1) 집군분석을 통한 가격탄력성 추정 또한 이 연구의 목적 중 하나였으나 현재 분석이 진행 중이라 해당 연구 결과는 수록되지 못했음을 토론자에게 양해부탁드립니다.

2) 정확하게는 1977년 의료보험제도 초기 피보험자 30%, 피부양자 40%의 본인부담이 적용되었으나, 1979년에 두 집단의 본인부담 수준의 차등을 폐지하여 동일하게 30%로 설정했다 (김계현 외, 2013).

〈표 1〉 외래 평균진료비와 정액본인부담의 비중

구분	1986년	2006년	2011년*
평균진료비(A)	4,251원	14,830원	17,063원
정액본인부담금(B)	2,000원	3,000원	3,000원
비중(B/A)	47.1%	20.2%	17.6%

자료: 김계현 외 (2013) p.57.

주: 요양기관종별 요양급여비용 중 의원 외래부분 일당요양급여비, 건강보험심사평가원, 건강보험통계연보, 2011.

이후 의원급 본인부담의 제도변화는 진료비 상한 이후로 본인부담을 높여 과도한 의료기관 방문을 억제해야 하는 필요, 취약계층 중심으로 의료 접근성을 향상해야 하는 요구, 건강보험의 재정 상황 등 다양한 요인들이 영향을 미치며 〈표 2〉와 같이 빈번하게 변화되어 왔다. 몇 가지 주요한 변화는 다음과 같다. 첫째, 1986년 이후 지속적으로 증가한 정액 본인부담 수준에 고령층의 접근성이 저해될 것으로 우려하여 1995년 12월에는 70세 이상 고령층의 외래 정액 본인부담을 70세 미만과 구분하여 2,000원으로 경감했다(70세 미만 3,000원). 이는 정액제도에서 최초로 고령층의 본인부담이 구분되기 시작한 것이다. 둘째, 수가의 지속적인 상승으로 정액구간 상한 진료비를 넘어서는 상황이 빈번하게 발생하자 이를 현실적으로 반영하기 위한 상한 진료비의 조정이 지속적으로 있어왔다. 셋째, 정액구간 상한이 현실화되어가지만, 정액 본인부담은 미미한 수준의 증가에 불과하며 (김계현 외, 2013), 평균 진료비에 대비한 정액 본인부담의 수준이 낮아졌다. 〈표 1〉의 2006년 자료에는 정액 본인부담금이 평균진료비의 20.2%로 나타나, 진료비의 전반적인 상승폭 대비 정액 본인부담의 상승이 이뤄지지 않았음을 알 수 있다. 이러한 변화는 제도 도입 초기에 의도한 본인부담 상승에 따른 의료 이용 억제의 효과 대신, 소액 진료 경증질환자의 본인부담을 낮추고 정률제 적용을 받는 중증질환자의 본인부담은 과도하게 적용되는 형태로 제도를 변질시킨다.

이에 따라 2007.8. 65세 미만의 외래 이용에는 정액제도가 폐지되고 정률제 30%로 적용되게 되었다. 다만, 65세 이상 고령층은 해당 정률제의 적용이 과도한 본인부담 수준임을 고려해서 정액제를 유지하게 되었으며, 진료비 15,000원 이하 시, 정액 본인부담금 1,500원이 적용되었다.

〈표 2〉 의원급 본인부담 정액제 변화

연도	정액구간 상한 진료비	본인부담금	비고	
1986.1	10,000원	초진:2,000원, 재진: 1,500원		
1990.1		2,000원		
1990.12		2,300원		
1991.7		2,500원		
1992.5		2,600원		
1993.3		2,700원		
1994.8		2,800원		
1995.4		2,900원		
1995.12		3,000원		70세 이상 2,000원

연도	정액구간 상한 진료비	본인부담금	비고
1997.9	12,000원	3,200원	70세 이상 2,000원
1998			70세 이상 2,100원
2000.7			65세 이상 1,200원, 약국 8,000원 이하 1,000원
2001.1	15,000원	2,200원	65세 이상 1,200원 약국 10,000원 이하 1,000원
2001.7			65세 이상 1,500원 약국 10,000원 이하 1,500원
2007.8	65세 이상 제외 정액제 폐지, 정률제 원칙		65세 이상 의원급 이용 시 진료비 15,000원 이하 본인부담금 1,500원

자료: 김창보·이상이(2001), 김계현(2013)을 바탕으로 재구성

고령층이 대면하는 외래 정액제와 정률제의 혼합은 특정 진료비 구간에서의 급격한 본인부담 증가를 경험하게 한다. 진료비 15,000원이 초과되는 순간부터 15,000원 초과분에 대해 정률 30%를 적용받는 것이 아닌 진료비 전체에 대해 30% 본인부담을 하게 되는 구조이다. 따라서, 총 진료비가 15,000원을 넘는지의 여부가 고령층이 직면하는 본인 부담의 수준을 급격하게 변화시킬 수 있으며, 이 기준을 중심으로 의료 이용의 행태가 변화할 수 있다. 다음 장에서 한국의료패널 자료를 활용한 실증분석을 통해 정량적으로 진료비 상한 기준 주변의 행태 변화를 확인하겠지만, 실제 의료 공급자를 대상으로 한 설문조사에도 본인 부담을 둘러싼 공급자와 환자 간 행태 변화를 정성적으로 확인할 수 있다. 김계원 외 (2013)에서는 국민건강심사평가원의 자료를 활용하여, 공급자의 80% 이상이 환자의 지불 능력 등을 고려하여 진료 행위 및 처방 등 행위를 조정한 경험이 있음을 인용했다. 또한, 진료비 수준에 따른 급격한 본인부담의 증가에 따라 진료 과정에서 환자와의 갈등을 경험하고, 상황에 따라서는 일부 항목을 공급자 스스로 청구 포기하는 경우도 있다고 주장하고 있다. 이처럼 진료비 15,000원 정액 상한 기준은 고령층의 외래 이용을 억제하는 강력한 수단이 될 수 있으며, 한편으로는 고령층의 의료 접근성을 저해하는 제약으로써 이해되기도 한다.

2017년 8월 발표된 건강보험 보장성 강화 정책의 일환으로 이와 같은 고령층 외래 진료의 본인부담의 급격한 변화는 완화되었다. 2018년 1월부터 65세 이상 고령층의 의원급 외래 진료 시, 진료비 15,000원 이하의 정액 본인부담은 1,500원으로 유지되지만, 진료비 초과 시 기존의 30% 정률 일괄 부담에서 구간을 차등화하여 10~30%의 본인부담을 하도록 변경되었다(〈표 3〉 참조). 진료비 15,000원 초과 25,000원 이하 구간의 본인부담이 10%~20%p 낮아졌다.

본인부담 변화에 따라 진료비 15,000원 초과외래 진료의 증가했는지 검토하는 것은 흥미롭다. 또한 만약 정액 진료비 상한을 초과하는 진료 행위가 증가했다면 이 증가가 그동안 과도한 본인부담으로 인해 제한되어 있던 미충족 의료 수요가 충족되는 것인지, 혹은 불필요한 의료 공급이 늘어난 것인지 검토하는 것도 필요하다. 마지막으로 해당 구간의 가격 변화에 따라 의료 수요가 변화하는 현상을 정량적으로 관찰하여 의료 수요의 가격 탄력성을 추정해볼 수 있다. 다음 장에서 이와 같은 연구

질문들에 대한 분석을 자세히 서술하고자 한다.

〈표 3〉 건강보험 보장성 강화 정책에 따른 65세 이상 외래 진료 본인부담 변화

구간 (총진료비)	본인부담	
	현행	개선
15,000원 이하	1,500원	1,500원
15,000원 초과~20,000원 이하	30%	10%
20,000원 초과~25,000원 이하		20%
25,000원 초과		30%

자료: 국민건강보험공단, 「보장성강화 정책안내」, 접속일자:2020.11.26.  
<https://www.nhis.or.kr/nhis/policy/wbhadd02100m01.do>

## 2. 선행 연구

정률(coinsurance), 정액(copayment) 등 본인부담이 의료 이용에 미치는 영향은 보건경제 분야에서 전통적인 연구주제로 RAND 건강보험 실험(RAND Health Insurance Experiment, Manning et al. (1987)) 이후로도 많은 연구들이 수행되어 왔다. RAND 실험 이후로 환자의 의사 방문(Cherkin et al. 1989), 의약품 이용(Teutsch & Berger (2005)), 심지어는 응급실 방문(Sabik & Gandhi (2016))까지 본인부담 등에 의료 수요가 영향받는다라는 연구 결과들이 발표되어 왔다.

적절한 본인부담은 효과적으로 보건 의료 지출을 통제하며 정부 보건 의료 재정 건전성에 기여할 수 있다는 연구 결과도 존재하지만(Nelson et al. 1984), 본인부담은 환자의 의료 접근성을 악화시키며 건강 악화로 인해 오히려 병원 입원 증가 등의 부작용이 나타날 수 있다는 연구 결과도 많이 확인할 수 있다. 일례로, Chandra et al.(2010)은 고령층의 만성질환 관리 등이 높은 본인부담 수준으로 인해 제약을 받을 수 있을 만큼 의료 수요가 가격에 영향을 받으며, 이로 인해 병원 입원 등의 부정적 결과가 야기될 수 있다는 분석 결과를 발표했다. 이와 같은 연구 결과들은 본인부담을 통해 합리적인 의료 이용을 유도함과 동시에 반드시 필요한 의료 서비스의 접근성을 저해하지 않는다는 보건 의료 정책 목표가 얼마나 달성하기 어려운 것인지를 알려준다.

국내에서도 다양한 환자 및 집단, 제도 변화를 대상으로 본인부담이 의료 이용에 미치는 연구 결과가 존재한다. 이용재(2009)는 2005년 9월 1일부터 시행된 암 치료의 본인부담 경감이 의료 이용에 미치는 영향을 청구 자료를 통해 분석했으며, 총 진료비, 입원진료비 및 입원 일수의 증가에 양(+)의 상관관계가 있음을 밝혔다. 안이수(2013)는 2007년 8월 시행된 만 6세 미만의 어린이 외래 환자의 본인부담 경감이 외래 환자의 수가 증가하는 변화를 가져왔다고 주장했다.

만 65세 이상 고령층의 의료 접근성과 의료 이용은 해당 집단의 의료 이용 수준을 고려할 때 많은 연구자들의 연구 대상이 될 수 있다고 생각한다. 그러나, 고령층의 본인부담제도 및 의료 이용에 미치는 영향을 분석한 연구는 다양하게 존재하지 않는 것으로 보인다. 해당 주제로 유의미한 연구는 고

령층 대상의 본인부담제도의 변화가 의료 이용 행태에 미치는 영향을 정량적으로 분석한 김명화·권순만(2010)이 존재한다. 건강보험심사평가원의 1999년~2018년 청구자료를 활용하여 60~64세와 65~69세의 두 연령집단이 해당기간 동안의 여러 차례 본인부담 수준의 변화에 따라 월별 총 외래내원일수, 월별 1인당 내원일수, 정액제 적용 외래방문횟수가 어떻게 변화하는지 시계열 분석을 시행했다. 그 결과 해당기간의 본인부담의 증가가 내원일수를 감소시키는 등 일부 효과가 있었으나, 소액진료인 정액제 비율도 함께 감소시켜 방문 당 진료의 강도는 오히려 늘어난 것으로 보이는 등 본인부담의 비용 억제 효과는 제한적일 수 있음을 보였다. 또한 해당 기간 동안 고령층 대상 본인부담 경감이 폭도 크지 않아 실질적인 고령층 부담 경감효과가 없는 것으로 주장했다. 이를 통해 본인부담의 효과가 미시적인 제도 설계의 정합성에 의지하고 있음을 유추할 수 있다.

### III. 실증 분석 (축약모형)

2018년 1월부터 적용된 고령층 외래 본인부담제도 변화에 따른 의료 이용 변화를 탐색적으로 검토한다. 자료는 한국의료패널 2012년~2018년 자료를 활용했다. 한국의료패널에서는 외래 서비스 이용에 대한 다양한 정보를 방문 건별로 수집하고 있으며, 환자가 부담한 법정본인부담금과 건보부담금을 수집하고 있다. 두 비용을 합산해서 총 요양급여비를 건별로 산출했으며, 산출된 총 요양급여비가 15,000원을 초과하는 경우 정률제의 적용을 받는다.

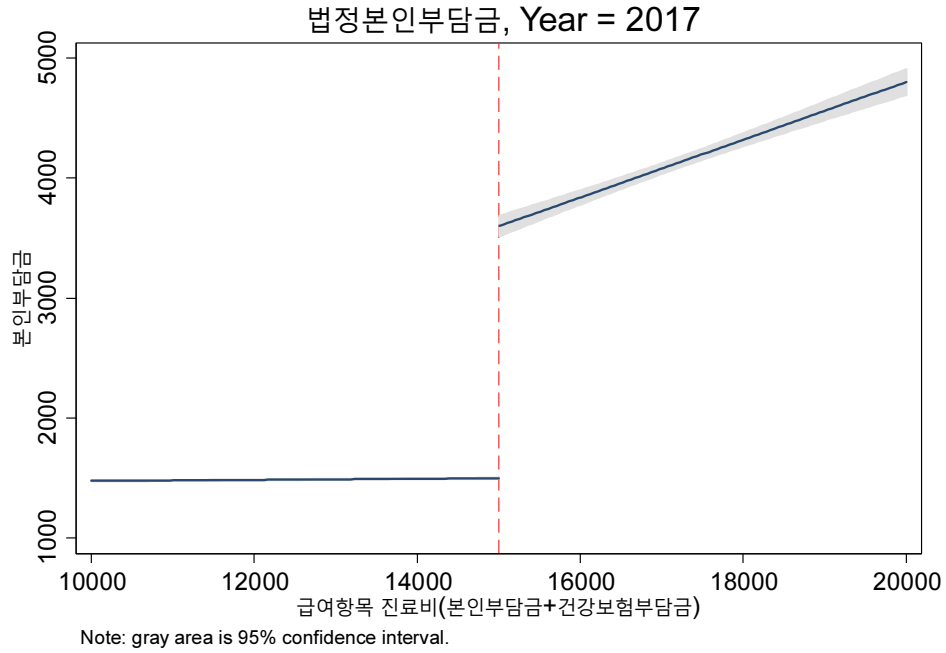
〈표 3〉에서 나타난 제도의 변화를 실증 자료를 통해서 확인한다. 제도 변화 전후인 2017년과 2018년의 총 요양급여비와 법정본인부담금을 표현해보면, 실증자료에서도 제도가 의도한 고령층 환자의 본인부담 수준이 그대로 실현되는 것을 확인할 수 있다(〈그림 1〉 참조). 2017년 그림에는 진료비 15,000원을 기준으로 본인부담금이 급격하게 증가하고 있으며, 2018년에는 제도 변화가 의도한 대로 진료비 15,000원 이후에도 과거와 같은 급격한 증가 없이 완만한 10%의 정률 적용이 자료에서 관찰되고 있다<sup>3)</sup>. 2017년까지 고령층은 제도가 의도한 바에 따라 진료비 15,000원에서 강한 본인부담 상승을 경험하지만, 2018년 제도 개선으로 부담은 상당부분 완화되었을 것으로 보인다. 단, 2018년 이후에도 진료비 20,000원 및 25,000원 구간에서는 적용되는 본인부담 비율에 변화하며 강한 본인부담의 상승에 직면하는 것으로 나타나, 2018년 제도 변화의 수혜는 주로 진료비 15,000원 초과 20,000원 이하의 환자에 집중될 것으로 판단된다. 의료 이용의 행태 변화도 주로 이 구간을 중심으로 발생할 것으로 예상했다.

3) 2017년 자료의 경우, 진료비 15,000원 초과 후 정률 30% 적용에 따라 법정본인부담금이 약 4,500원부터 가파르게 상승하는 것이 이론적으로 옳지만, 자료에는 그보다 낮은 약 3,500원 수준에서 상승이 시작되고 있다. 미시 자료를 분석해보면 건별로 진료비 15,000원이 초과되어도 본인부담 30%가 적용되지 않는 건들도 일부 있어 이러한 요인들이 영향을 미쳤을 것으로 판단된다. 진료비가 15,000원이 초과되어도 본인부담 30% 적용되는 않는 것은 환자 기억의 혼란 등 설문 자료의 오류, 다른 경감 제도의 적용 등 다양한 요인에 의한 오차(noise)로 생각된다.

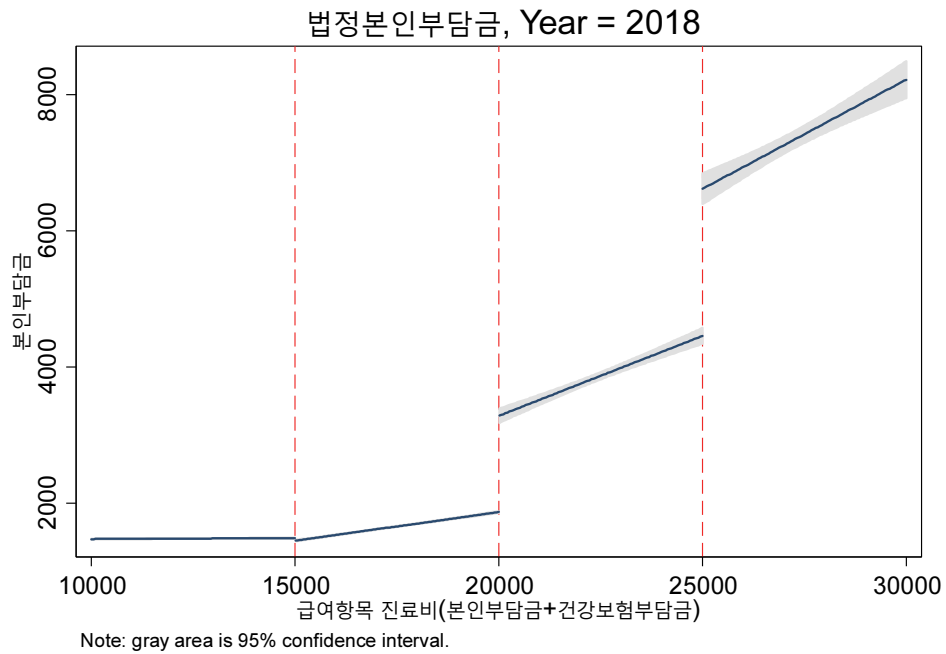
[그림 1] 고령층 외래 이용 본인부담 수준

(단위: 원)

(a) 고령층 외래 정액제 변화 전(2017년)



(b) 고령층 외래 정액제 변화 후(2018년)



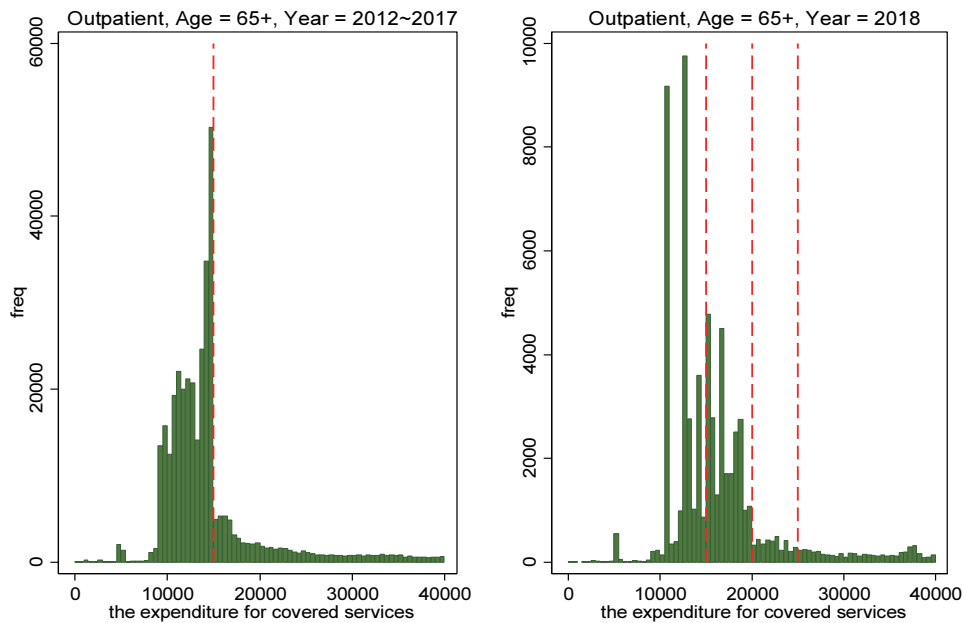
자료: 한국의료패널 2017~2018년 자료를 바탕으로 저자 작성

이와 같은 본인부담 변화가 진료비 지출 분포에 어떤 영향을 주었는지 개략적으로 살펴보는 진료비 분포 변화를 [그림 2]에 제시했다. 진료비 15,000원~20,000원 구간 내 본인부담의 감소(30%→10%)가 고령층에게 유의미한 본인부담 완화로 역할을 했다면, 분포의 변화를 관찰할 수 있을 것이다. [그림 2]에서는 우선 2012~2017년 진료비 지출 분포를 진료비 15,000원 임계점을 중심으로 진료비 15,000원을 초과한 직후 의료 지출 실적이 급격히 감소하는 것을 확인할 수 있다. 정액에서 정률로 본인부담이 인상되는 임계점에서 본인부담의 인상 정도가 고령층의 외래 이용에 상당한 억제 효과를 나타내고 있음을 확인할 수 있다. 그러나, 2018년 본인부담이 완화되면서 진료비 임계점 중심의 급격한 수요 변화는 상당부분 해소된 것으로 보인다. 외래 본인부담 제도의 변화가 고령층의 외래 이용 행태에 영향을 주었음을 알 수 있다. 이러한 변화는 환자 본인이 제도 변화 전 대비 경감된 본인부담에 스스로 의료 수요를 증가시켰을 가능성도 있지만, 공급자 입장에서도 과거보다 추가적인 외래 진료 항목을 비교적 부담없이 추가할 수 있었을 것으로 추측된다. 마지막으로 흥미로운 점은 제도 변화 이후 진료비 20,000원 구간에서 정률 10%에서 20%로 본인부담률이 변화되며 환자의 본인부담이 상당히 증가하는데, 이 구간에서는 다시 진료비 지출의 유의미한 감소가 관찰된다는 점이다. 이처럼 진료비 15,000원 구간의 본인부담 경감은 어느 정도 이뤄졌지만, 상위 구간에서는 여전히 본인부담에 따라 의료 이용 행태를 변화하는 현상이 관찰되고 있음을 알 수 있다.

각 진료비 구간에 포함되는 환자들의 특징을 비교하며 고령층의 외래 이용 행태를 보다 자세히 이해해보고자 했다. 임의로 진료비 [12,000원, 15,000원]과 (15,000원, 18,000원] 구간을 구분하고, 각 진료비 구간에 속한 환자들의 기본적인 사회경제적 정보와 주관적 건강상태 등이 외래 본인부담 제도 변경 이후 어떤 변화가 있는지 비교했다. 만약 2018년 이전 진료비 15,000원을 기준으로 급격하게 증가하는 본인부담 제도가 건강이 좋지 않은 고령층의 외래 서비스 접근성을 악화시켰다면, 제도 변화 이후 본인부담이 완화되며 건강이 좋지 않은 고령층이 [12,000원, 15,000원] 구간에서 (15,000원, 18,000원] 구간으로 수요를 이동했을 것으로 예상했다. 그렇다면 [12,000원, 15,000원] 구간에 속했던 환자들의 건강 상태는 일부 건강이 좋지 않은 환자가 상위 구간으로 이동하며 건강 상태의 일부 개선이 관찰될 것이다. 2012~2017년과 2018년에 진료비 [12,000원, 15,000원]에 속한 환자들의 주관적 건강상태(self-reported health)<sup>4)</sup>의 평균값을 비교한 결과 통계적으로 유의한 개선이 있었다. 통계적으로 유의하지만 소폭 개선이므로 이는 회귀분석을 통해 좀 더 자세히 검토할 필요가 있다. 일단 요약통계로는 주관적 건강상태가 좋지 않은 환자가 좀 더 진료비 15,000원 초과의 진료를 받는 것으로 보여 2018년 본인부담 제도 변화가 건강상태가 좋지 않은 환자를 대상으로 외래 서비스의 접근성을 다소 높여준 것으로 판단할 여지가 있다.

4) 한국의료패널은 주관적 건강상태(self-reported health)를 5단계로 조사하고 있다. 자료의 원래 코딩과 다르게 1: 매우 나쁨, 2: 나쁨, 3: 보통, 4: 좋음, 5: 매우 좋음으로 재코딩하여, 해당 수치가 높을수록 건강상태가 좋은 것으로 해석할 수 있게 처리했다.

[그림 2] 고령층 외래 본인부담 제도 변화 전후 진료비 분포 변화



자료: 한국의료패널 2012년~2018년 자료를 분석하여 저자 작성

주: 붉은 선은 본인부담 수준이 변화하는 임계치. 2012~2017년은 진료비 15,000원이며, 2018년은 각각 진료비 15,000원, 20,000원, 25,000원

〈표 4〉 진료비 구간에 따른 고령층 환자 주관적 건강상태 차이

연도	2012~2017	2018		2012~2017	2018	
진료비 구간	[1.2만, 1.5만]	[1.2만, 1.5만]	t-test (단측검정)	[1.5만, 1.8만]	[1.5만, 1.8만]	t-test p-value
주관적 건강상태	2.720	2.779	***	2.674	2.680	

주1: \*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$ , \*\*\*:  $p < 0.001$

주2: 주관적 건강상태: 1~5단계 (1: 매우 나쁨, 2: 나쁨, 3: 보통, 4: 좋음, 5: 매우 좋음)

회귀모형을 통해 제도 변화가 고령층의 외래 이용에 어떤 영향을 주었는지 재확인한다. 〈표 5〉은 환자가 진료비 기준인 15,000원을 넘는 진료를 받았는지 여부를 표시하는 이항종속변수를 환자의 기본 정보(성, 연령, 교육수준, 경제활동, 배우자 유무, 장애 여부, 의료급여 수혜 여부, 실손보험 가입여부, 주관적 건강상태) 및 연도 더미변수를 포함하여 로지스틱 회귀분석을 한 결과다<sup>5)</sup>. 모형 (A)와 모형 (B)는 진료비가 15,000원을 넘는 경우 1, 그렇지 않은 경우를 0, 모형 (C)와 모형 (D)는 진료비 구간이 [13,000원, 17,000원] 구간에 위치하는 외래 건만 선택하여 역시 진료비 15,000원을 기준으로 이항 변수를 설정했다. 이외 외래 이용 중 비교적 빈번한 상병 65종을 선별하여, 해당 상병의 영향을 통제하는 더미변수도 추가했다<sup>6)</sup>. 2018년은 본인부담 제도가 변화된 연도로 제도 2018년 연

5) 가구 소득 변수를 회귀 분석에 포함하지 못했는데, 한국의료패널에서는 전년도 가구 소득을 조사하기 때문에, 2018년 자료에는 2017년 가구 소득 정보가 조사되어 있기 때문이다.

6) 해당 상병 65종은 2012년~2018년 동안 한국의료패널 자료에서 외래 방문 건수가 총 1,000건 이상인 상병을 선별한



도더미 변수는 변화 후 진료비 15,000원 기준을 넘어서는 외래 건수가 발생할 확률이 어떻게 변했는지를 검토하는 것이며, 주관적 건강상태와 2018년 연도 더미를 교호변수(interaction term)를 추가하여(모형 (B)와 모형 (D)) 제도 변화 이후 주관적 건강상태에 따라 본인부담 제도 변화에 어떻게 반응하는지 살펴봤다.

우선 결과에서 눈에 띄는 것은 회귀모형 식별과 관계없이 2018년 연도더미 계수의 유의미한 양수(+) 추정이다. 이는 제도 변화 이후 진료비 기준인 15,000원을 넘을 확률이 높아졌다는 것을 의미하며, 본인부담 제도 변화가 진료비 15,000원 이상 진료의 접근성을 높였음을 의미한다. 이는 [그림 2]를 통해서 그림을 확인한 현상을 회귀분석을 통해 재확인하는 것이다. 매 연도더미의 계수 추정치를 보면 연도마다 진료비 기준 15,000원을 넘어서는 확률은 상승해왔지만, 2018년도 더미의 계수가 특별히 큰 수치임을 확인할 수 있다. 또한 주관적 건강상태와의 교호변수의 계수는 음(-)을 나타냈는데, 이는 제도변화 이후 주관적 건강상태가 높을수록 진료비 15,000원 기준을 넘을 확률이 낮아졌다는 점을 의미한다. 이러한 결과는 건강상태가 좋지 못한 고령층 환자들인 진료비 15,000원이 넘는 외래 서비스를 받기 시작하면서 “건강상태가 좋을수록(나쁠수록) 경증(중증)의 서비스를 받는다”는 긍정적인 의료 자원의 배분방향이 나타난다고 해석할 수 있다. 물론, 이러한 경향성을 강건하게 확인하기 위해서는 각 질병 단위로 세분화하여 주관적 건강상태가 아닌 객관적 건강상태의 측정치를 통해 검증하는 추가 작업이 필요하여 이를 일반화하는 것은 다소 무리가 따른다. 하지만, 본인부담 제도 변화가 고령층의 의료 이용에 도덕적 해이를 불러일으킬 수 있다는 우려되는 상황은 일단 초기적인 자료분석으로는 확인되지 않고 있다.

---

것이다. 해당 상병은 다음과 같다. 대상포진(B02), 백선증(B35), 기타갑상선기능저하증(E03), 2형 당뇨병(E11), 상세불명의 당뇨병(E14), 지질단백질대사장애 및 기타 지질증(E78), 상세불명의 치매(F03), 우울에피소드(F32), 기타 불안장애(F41), 수면장애(G47), 눈물계통의 장애(H04), 결막염(H10), 각막의 기타 장애(H18), 기타 백내장(H26), 녹내장(H40), 하농성 및 상세불명의 중이염(H66), 달리 분류되지 않은 귀의 기타장애(H93), 본태성(원발성)고혈압(I10), 협심증(I20), 뇌경색증(I63), 출혈 또는 경색증으로 명시되지 않은 뇌졸중(I64), 급성 비인두염(J00), 혈관운동성 및 앨러지성 비염(J30), 만성 비염, 비인두염 및 인두염(J31), 급성인진지 만성인진지 명시되지 않은 기관지염(J40), 상세불명의 기관지염(J42), 천식(J45), 치아우식(K02), 치은염 및 치주질환(K05), 위-식도역류병(K21), 위궤양(K25), 위염 및 십이지장염(K29), 기능성 소화불량(K30), 기타 비감염성 위장염 및 결장염(K52), 기타 기능성 장장애(K59), 아토피성 피부염(L20), 앨러지성 접촉피부염(L23), 가려움(L29), 기타 피부염(L30), 기타 류마티스관절염(M06), 통풍(M10), 기타 관절염(M13), 다발관절증(M15), 무릎관절증(M17), 기타 관절증(M19), 달리 분류되지 않은 기타 관절장애(M25), 기타 척추병증(M48), 경추간판장애(M50), 기타 추간판장애(M51), 등통증(M54), 어깨병변(M75), 달리 분류되지 않은 기타 연조직장애(M79), 병적 골절이 없는 골다공증(M81), 상세불명의 신부전(N19), 방광염(N30), 전립선 증식증(N40), 기침(R05), 인지기능 및 자각에 관련된 기타 증상 및 징후(R41), 어지럼증 및 어지럼(R42), 두통(R51), 병감 및 피로(R53), 당뇨(R81), 상세불명의 신체부위의 손상(T14), 호소증상 및 보고된 진단명이 없는 사람의 일반적인 인 검사 및 조사(Z00), 기타 장치의 부착 및 조정을 위하여 보건서비스와 접하고 있는 사람(Z46)

〈표 5〉 회귀모형 1

	(A)		(B)		(C)		(D)	
여성	0.079 ***		0.080 ***		-0.022		-0.021	
	(0.009)		(0.009)		(0.017)		(0.017)	
연령	-0.181 ***		-0.179 ***		-0.241 ***		-0.240 ***	
	(0.014)		(0.014)		(0.028)		(0.028)	
연령제곱	0.001 ***		0.001 ***		0.001 ***		0.001 ***	
	(0.000)		(0.000)		(0.000)		(0.000)	
고졸	0.093 ***		0.094 ***		0.130 ***		0.132 ***	
	(0.011)		(0.011)		(0.022)		(0.022)	
대출이상	0.085 ***		0.089 ***		0.081 *		0.085	
	(0.018)		(0.018)		(0.036)		(0.035)	
경제활동	0.059 ***		0.060 ***		-0.048 **		-0.048 **	
	(0.008)		(0.008)		(0.015)		(0.015)	
배우자	-0.000		0.001		-0.086 ***		-0.085 ***	
	(0.008)		(0.008)		(0.016)		(0.016)	
장애	-0.018		-0.021 *		0.011		0.009	
	(0.010)		(0.010)		(0.019)		(0.019)	
의료급여	0.983 ***		0.988 ***		1.444 ***		1.452 ***	
	(0.016)		(0.016)		(0.031)		(0.031)	
실손보험	0.015		0.016		0.043		0.042	
	(0.024)		(0.023)		(0.045)		(0.045)	
2013년	0.112 ***		0.111 ***		0.172 ***		0.169 ***	
	(0.016)		(0.016)		(0.034)		(0.034)	
2014년	0.381 ***		0.381 ***		0.687 ***		0.687 ***	
	(0.016)		(0.016)		(0.034)		(0.034)	
2015년	0.473 ***		0.474 ***		0.780 ***		0.780 ***	
	(0.016)		(0.016)		(0.033)		(0.033)	
2016년	0.489 ***		0.491 ***		0.423 ***		0.424 ***	
	(0.016)		(0.016)		(0.035)		(0.035)	
2017년	0.646 ***		0.649 ***		0.462 ***		0.465 ***	
	(0.016)		(0.016)		(0.035)		(0.035)	
<b>2018년</b>	<b>1.877 ***</b>		<b>2.236</b>		<b>3.029 ***</b>		<b>3.421 ***</b>	
	<b>(0.016)</b>		<b>(0.035)</b>		<b>(0.034)</b>		<b>(0.067)</b>	
<b>주관적 건강상태</b>	<b>0.015 **</b>		<b>0.037 ***</b>		<b>-0.012</b>		<b>0.015</b>	
	<b>(0.005)</b>		<b>(0.005)</b>		<b>(0.009)</b>		<b>(0.010)</b>	
<b>2018년 × 주관적 건강상태</b>			<b>-0.131 ***</b>				<b>-0.145 ***</b>	
			<b>(0.012)</b>				<b>(0.021)</b>	
상수	6.075 ***		5.964 ***		7.573 ***		7.448 ***	
	(0.541)		(0.541)		(1.051)		(1.051)	
표본 수	447837		447837		163576		163576	

주1: \*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$ , \*\*\*:  $p < 0.001$

주2: 모형(A), (B) : 진료비 15,000원 초과 여부에 따른 이항변수가 종속변수임, 모형(C), (D): 진료비 15,000원 초과 여부에 따른 이항변수가 종속변수임은 동일하지만, 표본을 진료비 [13,000원, 17,000원]으로 한정하여 추정했음

한편 모형의 식별을 다르게 하여, 전체 외래 건 수 중 특정 진료비 기준이 넘는 외래 건수는 몇 건인지 식별하여 이를 비중(%)의 형태로 표시한 종속변수를 활용하고, 이를 환자-연도별 패널자료로 구축하여 고정효과 모형을 추정했다(결과 생략). 또한 강건성 확인을 위해 진료비 15,000원 기준이 아닌 11,000원부터 20,000원까지 1,000원 단위로 임의로 구분하여 각 비중을 계산하고 종속변수로 활용했다. 그 결과 2018년 연도 더미는 진료비 11,000원~14,000원 기준으로 구성된 종속변수에는 별다른 영향을 미치지 않았으나, 15,000원부터는 강한 영향을 나타냈다. 예를 들어, 2018년 제도 변화 이후 진료비가 15,000원이 넘는 진료의 비중은 약 25.1%p 상승한 것으로 나타났으며, 진료비 16,000원은 17.7%p, 17,000원은 12.0%p 상승한 것으로 분석되었다. 이처럼 진료비 15,000원 혹은 그 이상의 기준을 중심으로 해당 외래 건수의 비중이 높아진 것을 패널 모형을 통해서도 확인할 수 있다. 이 역시 본인부담 제도 변화가 진료비 15,000원 기준을 중심으로 고령층의 행태 변화를 유도하는 것을 재확인하는 결과다. 한편, 같은 회귀모형에 2018년 연도 더미가 아닌, 2012~2017년 연도 더미를 각각 넣어 진료비 15,000원 이상의 비중을 확인해도 통계적으로 유의하지 않거나 미미한 효과만을 확인할 수 있다. 따라서, 제도 변화가 발생한 2018년이 진료비 15,000원의 기준을 초과하는 외래 진료 이용에 명확한 영향을 주었음을 알 수 있다.

## IV. 집군분석

집군분석(bunching approach)은 특정 임계점을 중심으로 제도로 인한 인센티브가 불연속적으로 변화하는 경우, 이 현상을 활용하여 행태의 변화 및 탄력성 등 관련 구조 모수(structural parameters)를 추정하는 방법론이다(Kleven, 2016). Saez (2010)가 한계 세율 변화에 따른 납세자의 근로 소득 행태 변화를 연구한 선구적인 논문을 발표한 이후로, 연금, 건강보험 등 다양한 분야에서 제도에 의한 인센티브 변화에 따라 개인 및 집단의 행태 변화를 관찰하고 이를 유용한 정보로 변환하는 방법론으로 널리 활용되어 왔다.

해당 분석방법이 고령층 본인부담 제도의 변화에 따른 환자의 의료 이용 행태의 관찰에 적합한 방법론으로 판단했다. 그 이유는 [그림 2]와 같이 진료비 기준에 따라 변화 적용되는 본인부담 인센티브에 의해 히스토그램 상으로는 2017년 이전까지 임계점 이전으로 급격한 수요의 집군형태가 관찰되며, 2018년 제도변화로 이와 같은 집군 형태가 해소된 것처럼 보이기 때문이다. 해당 현상은 집군분석을 시행하기에 용이한 구조로 되어 있다. 보건 의료 분야에서도 본인부담의 변화에 따라 환자의 의약품 지출 부담이 급격하게 상승하는 구조가 형성된 메디케어 파트 D의 제도를 두고 환자의 집군 형태를 분석한 Einav, Finkelstein & Schrimpf (2017)의 선행연구가 존재한다.

이 장에서는 Chetty et al. (2011)의 집군 연구 방법에 따라 2017년 이전과 2018년 진료비 임계점 15,000원을 중심으로 의료 행태의 변화를 통해 집군의 형태가 관찰되는지 검증해보고자 한다.

[그림 2]와 같이 2017년까지의 히스토그램에 진료비 13,500원~15,000원 부근에서 관찰되는 급격한 수요변화는 통계적으로 유의한 수요변화인지 검증하고, 이러한 수요의 쏠림이 2018년에는 해소되었다고 판단할 수 있는지 살펴본다. Chetty et al.(2011)은 히스토그램을 다항식의 형태로 추정할 수 있다고 주장했으며, 이를 본 연구의 상황에 맞게 일부 수정하면 아래와 같다.

$$C_j = \sum_{i=0}^q \beta_i^0 \cdot (m_j)^i + \sum_{k=e_l}^{e_u} \gamma_k^0 \cdot 1[m_j = k] + \epsilon_j^0 \quad (\text{식 1})$$

$C_j$ 는 실제 관찰되는 진료비  $j$  bin에 해당되는 도수(frequency)이며, 이를 진료비 지출  $m_j$ 의 다항식 형태로 식별한다. 단, 구간  $[e_l, e_u]$ 은 진료비 임계점(여기서는 15,000원)의 근방(neighborhood)으로 이 부분은 임계점을 중심으로 한 본인부담 변화에 영향을 받기 때문에 해당 구간 내 속한 각 bin은 지시함수(indicator function)의 형태로 별도로 추정하는 형태를 갖는다. (식 1)과 같은 형태로 [그림 2]의 좌측 2012~2017년의 히스토그램을 모형화할 수 있다.

한편 만약 진료비 임계점(15,000원)에서의 본인부담의 변화가 존재하지 않는다면 - 즉, 정액 1,500원이 그대로 유지된다면 - (식 1)의 집군 형태는 나타날 이유가 존재하지 않는다. 즉, (식 1)에서 집군 형태를 모형화하는 지시함수항은 불필요하게 된다. 이와 같이 본인부담의 인센티브 형태가 존재하지 않는 반사실적 분포(counterfactual distribution)는 (식 1)의 추정 후, 지시함수 항의 기여분을 제외하는 형태로 획득할 수 있다.

$$\hat{C}_j = \sum_{i=0}^q \hat{\beta}_i^0 \cdot (m_j)^i \quad (\text{식 2})$$

Chetty et al. (2011)은 실제 관찰치인  $C_j$ 와 반사실적 분포  $\hat{C}_j$ 의 차이만큼을 집군으로 정의하고 이를 통계적으로 검증할 수 있도록 반사실적 분포 확률밀도(probability density)의 평균값과 비교하는 통계검정량  $b$ 를 제안했다 (식 3).

$$\hat{b} = \frac{\sum_{k=e_l}^{e_u} [C_k - \hat{C}_k]}{\sum_{k=e_l}^{e_u} \hat{C}_k / (e_u - e_l + 1)} \quad (\text{식 3})$$

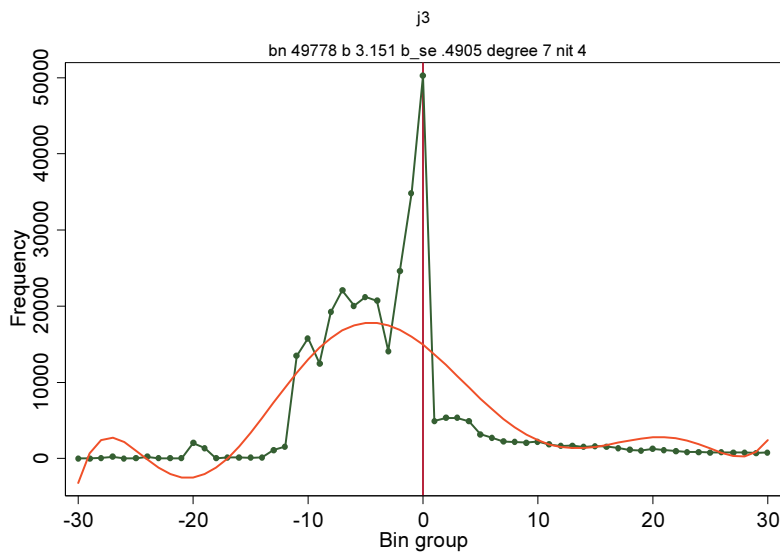
[그림 3]은 진료비의 관찰값인  $C_j$ 와 반사실적 분포인  $\hat{C}_j$ 를 표시하고 있다. [그림 2]에서도 확인되지만, 2012~2017년 분포는 본인부담이 정률 30%로 급격하게 상승하는 구간이 없었다면 형성되었을 반사실적 분포 대비 진료비 13,500원~15,000원에서의 의료 이용의 쏠림(집군)을 확인할 수 있다<sup>7)</sup>. 반면, 2018년도에는 임계점 주변의 집군 현상은 확인되지 않고 있다. 2012~2017년도의 통계검정

7) bin group = 0으로 표시된 지점인 진료비 15,000원 지점이다.

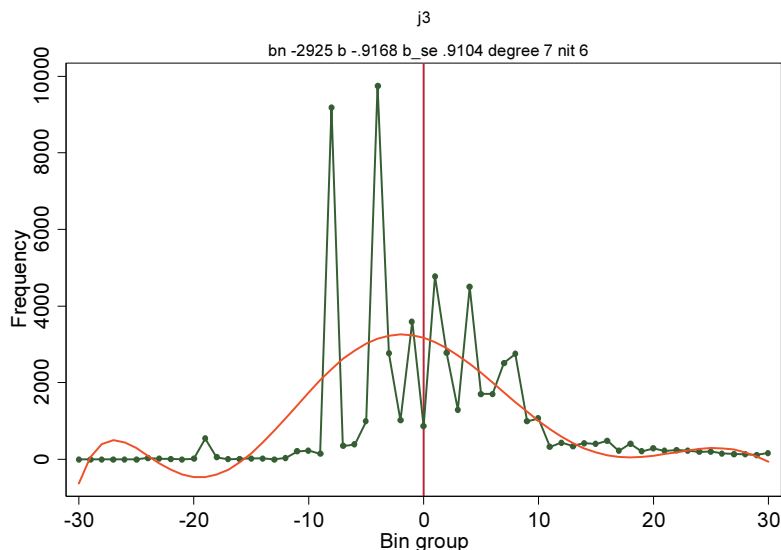
량  $\hat{b}$ 는 3.151이며 표준오차는 0.4905로 통계적으로 유의한 집균현상이 나타나고 있다. 그러나, 2018년도의 임계점 15,000원 이후의 정률 10% 본인부담 적용은  $\hat{b} - 0.9168$ , 표준오차 0.9104로 통계적으로 유의하지 않다. 통계 검정을 통해 2017년까지는 본인부담이 환자에게 부담이 되며 의료 이용을 임계점 아래로 이동하는 현상이 발생했으나, 2018년 제도 변화 이후 이와 같은 환자의 부담이 상당부분 해소된 것으로 판단할 수 있다.

[그림 3] 본인부담 제도 변화 집균 검정

(A) 2012~2017년 집균 검정



(B) 2018년 집균 검정



주1: bin group은 진료비 15,000원을 0으로 표준화한 이후, bin 크기를 500원으로 하여 히스토그램으로 표현

주2: 녹색은 실제 관찰치  $C_j$ 의 분포, 적색은 bin group = 0 근방 효과를 제거한 반사실적 분포  $\hat{C}_j$

주3: 반사실적 분포 추정을 위한 다항식 차수는 7차를 활용했음

자료: 한국의료패널 자료를 활용하여 저자 작성

[탄력성 추정에 대한 연구는 진행 중이고 결과는 이 곳에 포함될 예정]

## V. 결론

2018년 이전 만 65세 고령층의 외래 이용에 적용되었던 본인부담 정액제는 소액의 진료를 받는 고령층의 의료 접근성을 높였으나, 진료비 15,000원을 넘는 진료를 받는 고령층의 본인부담을 급격히 상승시키면서 중증 외래 진료의 접근성을 악화시켰다. 2018년 1월부터 고령층 외래 이용의 진료비 15,000원 초과 20,000원 이하 구간의 본인부담률을 10%로 낮추면서 고령층의 외래 이용 부담을 낮추기 위한 제도 개선을 시행했다. 이 연구에서는 이와 같은 제도 변화를 주제로 첫째, 고령층의 의료 이용 행태 변화가 존재했는가, 둘째, 건강상태가 상대적으로 좋지 않은 고령층 환자의 접근성이 좋아졌는가, 셋째, 행태 변화가 존재했다면 이를 정량적으로 표현할 수 있는 가격 탄력성을 추정할 수 있는가에 대해 답을 하고자 했다.

분석 결과, 2018년 이전까지 진료비 임계점 아래로 집군의 형태로 의료 이용의 쏠림 현상이 통계적으로 유의하게 관찰되었으나 2018년 제도 변화로 집군 현상은 해소된 것으로 보인다. 이는 진료비 15,000원 초과 의료 수요가 제도 변화 이후 상당히 충족된 것으로 해석된다. 이는 회귀분석을 통한 축약 모형(reduced-form model)로도 확인이 가능하며, 특히 주관적 건강상태가 상대적으로 좋은 환자의 경우 진료비 15,000원 이하의 진료를 받을 확률이 높은 것으로 나타났다. 본인 부담 경감 이후 고령층의 도덕적 해이로 인해 건강과 관계없는 불필요한 의료 수요의 증가가 우려될 수 있지만 이 같은 현상은 자료로 확인되지 않았다. 따라서, 2018년 본인부담의 경감은 자원의 배분의 왜곡을 심화시키지 않으면서 고령층의 의료 접근성을 높였다고 판단할 수 있다.

이 연구의 한계는 다음과 같다. 현재 진료비 임계점 근처의 자료를 바탕으로 가격 탄력성을 추정하는 분석을 진행중이라 완결된 결과를 현재 제공하지 못하고 있다. Saez (2010)의 모형을 바탕으로 집군분석을 통해 가격탄력성을 추정 중인데, 이는 모든 개인의 가격탄력성이 동일하다는 강한 가정에 기반하고 있어 보다 현실적인 상황에 맞는 탄력성 추정을 고민하게 한다. 현재 Saez (2010)의 모형을 통해서 추정된 탄력성은 -0.001로 지극히 낮은 탄력성이 추정되고 있고 Delta method 등을 통한 추정치의 표준오차를 구해야 하는 등 작업이 추가되어야 해서 논문에 결과를 수록하지 못했다. 또한, 본인부담이 임계점 초과 이후 급격히 늘어나면서 [그림 2]처럼 나타나는 집군의 현상은 notch라고 불리는 집군의 특수한 형태로 고려할 수 있다. 이러한 상황을 종합해보면 Kleven & Waseem (2013)에서 제기한 이질적인 탄력성과 notch의 형태를 고려한 구조 모형을 추정해야 할 것으로 판단되어 연구를 진행 중이다.

탄력성을 추정해야 하는 이유는 정책적인 효용성이 기반하고 있다. 특정 임계점 기준의 탄력성이 추정된다면, 해당 임계점을 중심으로 의료 본인부담을 변화하는 정책을 시행 시, 의료 이용이 어느 정도 증가 혹은 감소할 것인지를 사전적으로 정책 실험을 통해 알 수 있는 유용한 정보가 될 수 있다.

이러한 탄력성 정보가 다양한 질병, 집단, 제도를 중심으로 추정된다면 현재와 같은 의료 보장성 강화의 정책 흐름 속에서 제도의 변화가 어느 정도의 재정 부담을 감수해야 하는 것인지를 사전적으로 정량화할 수 있다. 이는 보장성 강화와 더불어 건강보험 재정건전성을 동시에 만족해야 하는 어려운 정책 목표를 달성해야 하는 보건의료 정책 당국에 유용한 정보가 될 것으로 판단하고 있다.

## 참고문헌

- 김계현, 이정찬, 김한나, & 이평수. (2013). 노인층에 적용되는 외래본인부담 제도의 문제점과 개선방안. 대한 의사협회 의료정책연구소 연구보고서, 1-128.
- 김명화, & 권순만. (2010). 노인의 외래본인부담제도에 따른 의료이용의 변화. 예방의학회지, 43(6), 496-504.
- 안이수. (2013). 이중차이모델에 의한 건강보험 외래본인부담금 경감제도의 영향 분석. 한국콘텐츠학회논문지, 13(11), 187-197.
- 이용재. (2009). 본인부담경감이 암 환자의 건강보험이용에 미친 영향. 재정정책논집, 11(1), 3-25.
- Chandra, A., Gruber, J., & McKnight, R. (2010). Patient cost-sharing and hospitalization offsets in the elderly. *American Economic Review*, 100(1), 193-213.
- Cherkin, D. C., Grothaus, L., & Wagner, E. H. (1989). The effect of office visit copayments on utilization in a health maintenance organization. *Medical Care*, 669-679.
- Chetty, R., Friedman, J. N., Olsen, T., & Pistaferri, L. (2011). Adjustment costs, firm responses, and micro vs. macro labor supply elasticities: Evidence from Danish tax records. *The quarterly journal of economics*, 126(2), 749-804.
- Einav, L., Finkelstein, A., & Schrimpf, P. (2017). Bunching at the kink: implications for spending responses to health insurance contracts. *Journal of Public Economics*, 146, 27-40.
- Huang, J. H., & Tung, C. M. (2006). The effects of outpatient co-payment policy on healthcare usage by the elderly in Taiwan. *Archives of gerontology and geriatrics*, 43(1), 101-116.
- Kleven, H. J. (2016). Bunching. *Annual Review of Economics*, 8, 435-464.
- Kleven, H. J., & Waseem, M. (2013). Using notches to uncover optimization frictions and structural elasticities: Theory and evidence from Pakistan. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2), 669-723.
- Li, X., Guh, D., Lacaille, D., Esdaile, J., & Anis, A. H. (2007). The impact of cost sharing of prescription drug expenditures on health care utilization by the elderly: own-and cross-price elasticities. *Health Policy*, 82(3), 340-347.
- Manning, W. G., Newhouse, J. P., Duan, N., Keeler, E. B., & Leibowitz, A. (1987). Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *The American economic review*, 251-277.
- Nelson Jr, A. A., Reeder, C. E., & Dickson, W. M. (1984). The effect of a Medicaid drug copayment program on the utilization and cost of prescription services. *Medical care*, 724-736.
- Sabik, L. M., & Gandhi, S. O. (2016). Copayments and emergency department use among adult Medicaid enrollees. *Health economics*, 25(5), 529-542.
- Saez, E. (2010). Do taxpayers bunch at kink points?. *American economic Journal: economic policy*, 2(3), 180-212.
- Teutsch, S. M., & Berger, M. L. (2005). Impact of 3-tier pharmacy benefit design and increased consumer cost-sharing on drug utilization. *Am J Manag Care*, 11(10), 621-8.
- Trivedi, A. N., Moloo, H., & Mor, V. (2010). Increased ambulatory care copayments and hospitalizations among the elderly. *New England Journal of Medicine*, 362(4), 320-328.



발표 2

고령은퇴가 의료이용과  
의료비 지출에 미치는 영향

박은자 | 한국보건사회연구원



# 고령은퇴(정년퇴직)자의 의료이용과 의료비 지출에 대한 연구

2020. 12. 11.

박은자  
한국보건사회연구원



## | 목 차

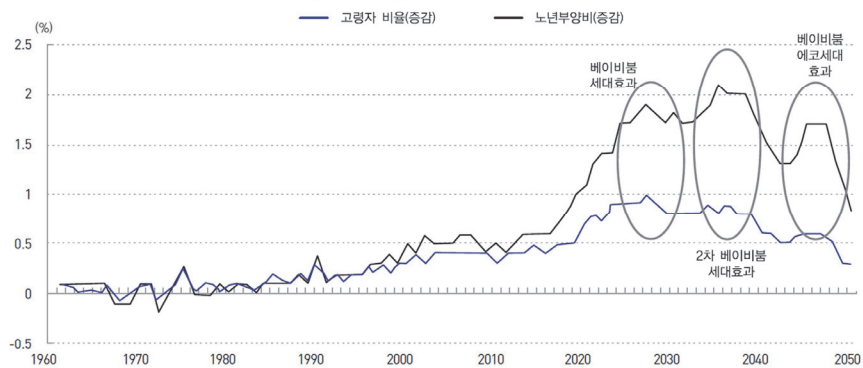
- 연구배경
  - 베이비부머의 은퇴
  - 은퇴와 의료이용
- 연구목적
- 연구방법
- 연구결과
- 고찰



## 1. 연구배경(1)

### ● 베이비부머 세대의 노년기 진입으로 은퇴자의 수 증가

- 베이비부머 세대는 대한민국의 성장과 궤적을 함께 한 세대로 식민지와 전쟁을 겪은 이전 세대의 희생위에, 고도성장기 청소년기를 보냈거나 사회에 진입한 대규모 인구집단임.(장년세대 베이비붐 세대 퇴직 대비 고령사회 대책 보완 방안, 2011).



주: 1) 고령자 비율 = (65세 이상 인구 ÷ 총인구) × 100, 노년부양비 = (65세 이상 인구 ÷ 15-64세 인구) × 100

출처: 통계청, 『장래인구추계』, 2011.

출처: 박시내(2011). 베이비붐 세대의 특성과 노동시장 은퇴. 한국의 사회동향 2011 \_ 노동

page - 3

## 1. 연구배경(2)

### ● 은퇴는 주요한 생애사건 중 하나임.

- 은퇴는 소득 수준과 소득 구조, 노동 수준, 보건의료서비스에 대한 접근성, 건강수준 등 개인의 건강과 삶에 다각적으로 영향을 미침.
  - 은퇴 중고령 가구를 자산소득 의존형, 사적이전소득 의존형, 공적연금소득 의존형, 사회보장급여 의존형으로 나누었을 때 자산소득 의존형 가구를 기준으로 할 때 공적연금소득 의존형 가구의 의료비가 은퇴 후 18.2% 유의하게 감소했으며 사회보장급여 의존형 가구의 경우 의료이용을 경험할 오즈가 0.044 배로 감소함.(황인욱과 이태진, 2018)
  - 고령화연구패널조사자료 분석에서 은퇴 후 삶의 만족도가 5.1% 감소하고 건강상태 만족도가 10.9% 감소하였음(김범수와 최은영, 2017)

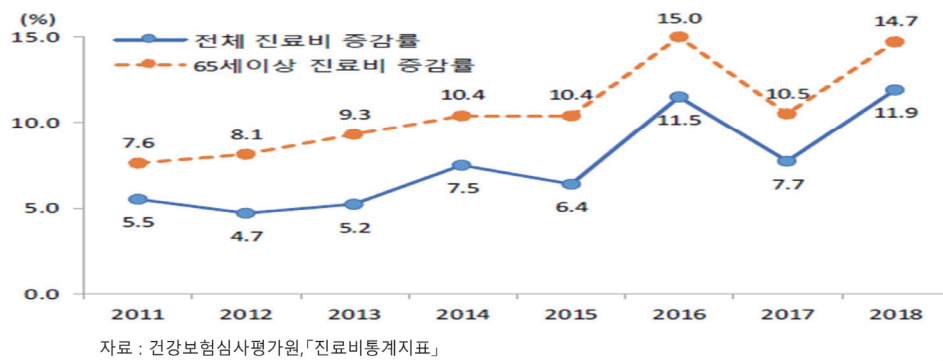
page - 4

## 1. 연구배경(3)

### 노인의 의료이용이 지속적으로 증가함.

- 노인의 의료이용과 의료비가 증가하고 있는 시점에서, 노년기 주요 생활사건인 은퇴가 의료이용과 의료비에 미치는 영향을 파악하는 것이 필요함.

[ 건강보험 상 진료비 증감률 ]



page - 5

## 2. 연구배경(4)

### 은퇴가 의료이용 증가에 긍정적으로 작용

- 은퇴 후 신규 질환이 발생하거나 건강수준이 낮아질 경우 의료이용이 증가할 수 있음

### 은퇴가 의료이용 증가에 부정적으로 작용

- 은퇴 후 의료비 부담 증가로 의료이용 감소: 우리나라는 본인부담 수준(cost-sharing)이 낮지 않고 비급여인 서비스도 적지 않아 은퇴 후 소득수준이 감소할 경우 의료비 부담은 상대적으로 증가할 수 있음.
- 은퇴 후 신체활동 등 건강행동 개선, 노동시간 단축으로 건강이 좋아져 의료이용이 감소할 수 있음

page - 6

## | 2. 연구배경(5)

### ● 선행연구

- Eibich(2015)의 연구에서는 은퇴가 외래방문횟수를 감소시키는 것으로 나타났으며 헝가리 연구에서는 은퇴 후 단기적으로 의료 이용과 의료비가 줄어드는 것으로 나타남(Biro & Elek, 2018)
- Zhang, Salm, & van Soest(2018)의 연구에서는 의사방문횟수를 증가시키는 것으로 보고됨.
- 일부 연구(Boaz & Muller, 1989; Soghikian, et al., 1991)에서는 은퇴 후 의료이용에 뚜렷한 변화가 없었음.

page - 7

## | 2. 연구목적

- **이 연구는 한국의료패널자료를 사용하여 은퇴가 은퇴자의 외래 의료 이용과 의료비에 미치는 영향을 분석하고자 하였음.**
  - 은퇴 전과 비교하여 은퇴 후 외래 방문횟수와 의료비가 증가하는지, 감소하는지를 분석함.
  - 은퇴자의 은퇴 전 인구사회경제적 특성과 만성질환 수가 은퇴 후 의료이용과 의료비에 미치는 영향을 파악함.

page - 8

### 3. 연구방법(1)

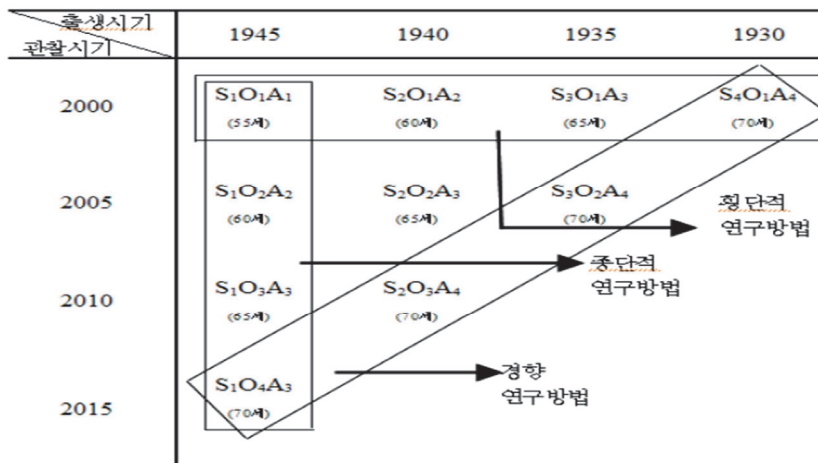
#### ● 연구대상

- 40세 이상 인구집단 중 이전 년도에 경제활동을 하였으나 2011년, 2012년, 2013년, 2014년에 비경제활동으로 변화한 사람들 중 비경제활동의 이유를 고령은퇴/정년퇴직이라고 응답한 사람
- 의료급여 대상자와 건강보험 대상자는 의료이용 양상이 다를 수 있으므로 건강보험 대상자만을 연구대상으로 함.
- 2011년 175명, 2012년 73명, 2013년 49명, 2014년 52명으로 총 349명의 은퇴자를 대상으로 분석 실시

#### ● 자료원

- 2010- 2017년 한국의료패널 연간데이터

### 3. 연구방법(2)



주: S<sub>1,2,3,...</sub>: 표본(S 옆의 숫자가 같으면 같은 표본, 다르면 다른 표본임)  
O<sub>1,2,3,...</sub>: 관찰 또는 측정(O 옆의 숫자가 1이면 한번 관찰, 2, 3, 이면 2번째, 3번째 관찰을 표시)  
A<sub>1,2,3,...</sub>: 연령(A 옆의 숫자가 같으면 같은 연령, 다르면 다른 연령을 표시)

### | 3. 연구 방법(3)

● **의료이용과 의료비**

- 의료이용: 연간 외래 방문횟수
- 의료비: 개인 연간 의료비(개인 의료비 1). 응급의료비, 입원의료비, 외래 의료비가 포함되었으며 교통비, 간병비 등은 포함되지 않음

● **사회경제적 특성과 만성질환 수**

- 사회경제적 특성: 연령, 성별, 결혼상태, 교육수준, 가구소득
- 만성질환 수: 0개, 1개, 2개 이상

● **통계분석**

- 기술분석, 로지스틱 회귀분석
- SAS 9.4를 사용하여 분석

### | 4. 연구 결과: 연구대상자의 일반적 특성

(단위: 명(%))

구분	전체 (n=349)	2011년 은퇴자(n=175)	2012년 은퇴자(n=73)	2013년 은퇴자(n=49)	2014년 은퇴자(n=52)
연령					
40-64세	95(27.2)	37(21.1)	25(34.2)	13(26.5)	20(38.5)
65세 이상	254(72.8)	138(78.9)	48(65.8)	36(73.5)	32(61.5)
성별					
남자	229(65.6)	109(62.3)	48(65.8)	34(69.4)	38(73.1)
여자	120(34.4)	66(37.7)	25(34.3)	15(30.6)	14(26.9)
결혼상태					
기혼	269(77.1)	129(73.7)	59(80.8)	39(80.0)	42(80.8)
미혼, 이혼, 사별 등	80(22.9)	46(26.3)	14(19.2)	10(20.0)	10(19.2)
교육수준					
초등학교 졸업 이하	173(49.6)	96(54.9)	35(48.0)	21(42.9)	21(40.4)
중학교 졸업	44(12.6)	21(12.0)	11(15.1)	6(12.2)	6(11.5)
대학교 졸업 이상	132(37.8)	58(33.1)	27(37.0)	22(44.9)	25(48.1)



## 4. 연구 결과: 연구대상자의 일반적 특성

구분	전체 (n=349)	2011년 은퇴자(n=175)	2012년 은퇴자(n=73)	2013년 은퇴자(n=49)	2014년 은퇴자(n=52)
가구소득					
Q1(하)	98(28.1)	56(32.0)	19(26.0)	13(26.5)	10(19.2)
Q2	66(18.9)	39(22.3)	14(19.2)	5(10.2)	8(15.4)
Q3	62(17.8)	25(14.3)	14(19.2)	9(18.4)	14(26.9)
Q4	48(13.8)	22(12.6)	11(15.1)	12(18.4)	3(5.8)
Q5(상)	75(21.5)	33(18.9)	15(20.6)	10(20.4)	17(32.7)
만성질환 수					
0	41(11.8)	24(12.7)	6(8.2)	8(16.3)	3(5.8)
1	63(18.1)	25(14.3)	15(20.6)	9(18.4)	14(26.9)
2개 이상	245(70.2)	126(72.0)	52(71.2)	32(65.3)	35(67.3)

page - 13

## 4. 연구 결과: 은퇴자의 은퇴 전 특성별 연간 평균 외래 방문횟수

(단위: 평균(표준오차), 회)

구분	은퇴 이전	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
전체	28.2(1.6)	28.1(1.7)	27.7(1.8)	27.3(2.0)
연령				
40-64	18.0(1.9)	20.9(2.5)	21.5(2.9)	23.3(2.8)
65세 이상	31.6(2.1)	30.8(2.1)	30.0(2.2)	28.8(2.6)
성별				
남자	23.7(1.8)	23.0(1.5)	23.1(1.7)	23.0(2.1)
여자	36.4(3.2)	37.8(3.8)	36.4(4.1)	35.4(4.1)
결혼상태				
기혼	25.7(1.7)	25.4(1.6)	24.6(1.8)	23.7(2.0)
미혼, 이혼, 사별 등	36.1(4.4)	37.3(4.9)	38.1(5.2)	39.2(5.3)
교육수준				
초등학교 졸업	35.5(2.8)	33.1(2.9)	32.4(3.0)	31.3(3.2)
중학교 졸업	23.5(3.2)	29.3(4.2)	32.7(8.9)	34.0(8.9)
고등학교 졸업 이상	19.9(1.7)	21.1(1.7)	19.8(1.6)	19.8(1.4)

page - 14

## 4. 연구 결과: 은퇴자의 은퇴 전 특성별 연간 평균 외래 방문횟수

(단위: 평균(표준오차), 회)

구분	은퇴 이전	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
전체	28.2(1.6)	28.1(1.7)	27.7(1.8)	27.3(2.0)
가구소득				
Q1(하)	33.3(3.4)	34.0(3.8)	35.2(4.4)	33.0(4.6)
Q2	29.7(4.0)	29.0(3.6)	24.2(3.5)	25.8(5.8)
Q3	33.5(5.3)	33.7(5.0)	35.3(5.0)	33.7(4.9)
Q4	18.6(2.6)	18.0(2.7)	20.8(3.6)	20.7(3.5)
Q5(상)	21.6(1.7)	21.4(2.1)	19.0(2.3)	19.9(1.9)
만성질환 수				
0	7.7(1.4)	14.4(3.3)	16.6(4.8)	21.9(8.5)
1	15.3(1.8)	14.7(1.6)	17.1(2.4)	17.9(2.6)
2개 이상	34.8(2.1)	33.8(2.2)	32.3(2.3)	30.6(2.4)

page - 15

## 4. 연구 결과: 은퇴자 특성별 연간 평균 의료비

(단위: 평균(표준오차), 천원)

구분	은퇴 이전	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
전체	862.1(96.3)	992.5(83.8)	994.4(109.8)	1014.7(88.9)
연령				
40-64	915.3(181.1)	952.4(181.1)	739.2(131.4)	936.7(141.5)
65세 이상	812.2(113.8)	1008.2(87.2)	1101.6(145)	1049.6(112.1)
성별				
남자	839.3(112.9)	908.9(104.8)	1018.3(154.0)	1012.2(113.7)
여자	905.7(179.4)	1146.0(139.0)	950.8(129.9)	1019.3(142.0)
결혼상태				
기혼	853.2(106.1)	957.3(98.5)	1063.3(139.9)	1034.0(106.9)
미혼, 이혼, 사별 등	891.9(222.6)	1107.7(156.5)	777.7(108.8)	955.4(153.2)
교육수준				
초등학교 졸업	894.2(137.8)	1030.6(109.2)	1090.6(134.5)	1084.3(127.2)
중학교 졸업	945.2(224.9)	1024.4(263.4)	1388.0(589.8)	988.1(206.8)
고등학교 졸업 이상	792.3(163.8)	934.0(143.6)	750.7(116.9)	941.2(150.1)

page - 16

## 4. 연구 결과: 은퇴자 특성별 연간 평균 의료비

(단위: 평균(표준오차), 천원)

구분	은퇴 이전	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
전체	862.1(96.3)	992.5(83.8)	994.4(109.8)	1014.7(88.9)
가구소득				
Q1(하)	735.1(165.9)	1000.6(137.1)	1274.0(314.8)	1148.3(176.0)
Q2	857.8(237.7)	897.5(162.6)	815.6(120.5)	995.5(173.1)
Q3	845.9(193.9)	925.8(183.4)	1094.4(242.3)	814.3(168.7)
Q4	1204.6(404.6)	881.3(179.8)	841.3(192.2)	1394.8(389.5)
Q5(상)	826.0(136.1)	1194.7(252.4)	808.2(178.7)	801.3(112.8)
만성질환 수				
0	161.3(55.5)	840.0(264.2)	626.8(160.3)	667.3(163.9)
1	486.2(165.4)	466.8(121.6)	579.9(116.1)	833.8(269.4)
2개 이상	1076.0(127.6)	1152.7(104.8)	1171.4(151.4)	1126.8(101.5)

page - 17

## 4. 연구 결과: 은퇴 전후 의료이용 변화

- 은퇴 전 대비 은퇴 후 연간 외래 방문횟수 변화

(단위: 명(%))

변수	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
50% 미만 증가	93(26.7)	61(17.5)	67(19.2)
50% 이상 증가	103(29.5)	123(35.2)	112(32.1)
소계	196(56.2)	184(52.7)	179(51.3)
감소	153(43.8)	165(47.3)	170(48.7)

- 은퇴 전 대비 은퇴 후 연간 의료비 변화

(단위: 명(%))

변수	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
50% 미만 증가	52(15.8)	32(10.3)	37(12.4)
50% 이상 증가	146(44.4)	153(49.2)	134(45.0)
소계	198(60.2)	185(59.5)	171(57.4)
감소	131(39.8)	126(40.5)	127(42.6)

page - 18

#### 4. 연구 결과 : 은퇴 전 은퇴자의 특성과 은퇴 후 외래 방문횟수 50% 이상 증가의 관련성에 대한 로지스틱 회귀분석 결과, OR(95% CI)

구분	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
연령			
40-64	1.00	1.00	1.00
65세 이상	0.76(0.41-1.41)	0.80(0.44-1.46)	0.53(0.29-0.98)
성별			
여자	1.00	1.00	1.00
남자	1.07(0.53-2.18)	1.23(0.62-2.44)	1.22(0.59-2.52)
결혼상태			
미혼, 이혼, 사별 등	1.00	1.00	1.00
기혼	0.81(0.38-1.75)	0.76(0.36-1.61)	0.54(0.25-1.19)
교육수준			
초등학교 졸업	1.00	1.00	1.00
중학교 졸업	1.33(0.61-2.90)	<b>2.52(1.19-5.34)**</b>	1.83(0.83-4.02)
고등학교 졸업 이상	1.51(0.78-2.92)	<b>1.91(1.01-3.65)**</b>	1.46(0.75-2.84)

page - 19

#### 4. 연구 결과 : 은퇴 전 은퇴자의 특성과 은퇴 후 외래 방문횟수 50% 이상 증가의 관련성에 대한 로지스틱 회귀분석 결과, OR(95% CI)

구분	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
가구소득			
Q1(하)	1.00	1.00	1.00
Q2	0.97(0.48-1.97)	0.71(0.37-1.36)	0.97(0.46-2.03)
Q3	0.90(0.43-1.89)	0.94(0.47-1.89)	1.59(0.76-3.30)
Q4	0.86(0.37-1.98)	0.94(0.41-2.03)	1.24(0.54-2.89)
Q5(상)	0.57(0.25-1.31)	<b>0.32(0.15-0.68)**</b>	0.69(0.30-1.61)
만성질환 수			
0	1.00	1.00	1.00
1	0.49(0.21-1.17)	0.72(0.31-1.71)	<b>0.39(0.16-0.94)**</b>
2개 이상	<b>0.43(0.21-0.88)**</b>	0.48(0.23-1.00)	<b>0.34(0.16-0.70)**</b>
은퇴년도			
2011년	1.00	1.00	1.00
2012년	1.43(0.78-2.60)	1.14(0.63-2.08)	<b>2.05(1.11-3.77)**</b>
2013년	1.16(0.57-2.34)	0.75(0.36-1.55)	1.13(0.54-2.37)
2014년	0.69(0.32-1.51)	1.05(0.52-2.12)	<b>2.13(1.06-4.27)**</b>

page - 20

#### 4. 연구 결과: 은퇴 전 은퇴자의 특성과 은퇴 후 의료비 50% 이상 증가의 관련성에 대한 로지스틱 회귀분석 결과, OR(95% CI)

구분	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
연령			
40-64	1.00	1.00	1.00
65세 이상	<b>1.91(1.03-3.53)**</b>	<b>2.13(1.13-4.00)**</b>	1.03(0.56-1.90)
성별			
여자	1.00	1.00	1.00
남자	0.61(0.31-1.20)	0.89(0.45-1.75)	1.36(0.67-2.76)
결혼상태			
미혼, 이혼, 사별 등	1.00	1.00	1.00
기혼	1.38(0.67-2.85)	1.17(0.56-2.46)	0.97(0.45-2.10)
교육수준			
초등학교 졸업	1.00	1.00	1.00
중학교 졸업	1.17(0.55-2.50)	1.09(0.50-2.41)	0.83(0.37-1.90)
고등학교 졸업 이상	1.84(0.95-3.59)	1.37(0.70-2.68)	1.41(0.71-2.79)

page -21

#### 4. 연구 결과: 은퇴 전 은퇴자의 특성과 은퇴 후 의료비 50% 이상 증가의 관련성에 대한 로지스틱 회귀분석 결과, OR(95% CI)

구분	은퇴 1년 후	은퇴 2년 후	은퇴 3년 후
가구소득			
Q1(하)	1.00	1.00	1.00
Q2	0.75(0.38-1.48)	1.01(0.50-2.04)	0.75(0.38-1.48)
Q3	0.53(0.26-1.10)	0.88(0.42-1.82)	0.53(0.26-1.10)
Q4	0.79(0.35-1.79)	0.71(0.39-1.69)	0.79(0.35-1.79)
Q5(상)	0.62(0.28-1.36)	<b>0.33(0.14-0.77)**</b>	0.62(0.28-1.36)
만성질환 수			
0	1.00	1.00	1.00
1	<b>0.39(0.16-0.97)**</b>	<b>0.25(0.09-0.66)**</b>	<b>0.35(0.14-0.89)**</b>
2개 이상	<b>0.31(0.14-0.68)***</b>	<b>0.20(0.08-0.49)***</b>	<b>0.31(0.14-0.68)***</b>
은퇴년도			
2011년	1.00	1.00	1.00
2012년	<b>0.47(0.26-0.86)**</b>	0.71(0.39-1.31)	1.12(0.61-2.01)
2013년	<b>0.55(0.27-1.10)*</b>	0.78(0.38-1.61)	0.93(0.45-1.91)
2014년	<b>0.52(0.25-1.06)*</b>	0.89(0.43-1.82)	1.13(0.55-2.32)

page -22

## | 5. 고찰 (1)

- 한국의료패널조사에 참가한 은퇴자의 의료이용을 살펴본 결과 은퇴 후 3년 이내 외래 이용횟수는 거의 변화가 없었으며 의료비는 증가하였음.
  - 연간 외래방문횟수는 은퇴 전 평균 28.2회에서 은퇴 1년 후 28.1회, 은퇴 2년 후 27.7회, 은퇴 3년 후 27.3회로 은퇴 2년 후부터 약간 감소하였음.
  - 의료비는 은퇴 전 평균연간 862만원에서 은퇴 1년 후 992만원, 은퇴 2년 후 994만원, 은퇴 3년 후 약 1015만원으로 증가하는 양상을 보였음.
- 의료자의 51%는 은퇴 전에 비해 은퇴 3년 후에 외래 방문횟수가 증가하였는데 19.2%는 50% 미만, 32.1%는 50% 이상으로 증가하였음.

page -23

## | 5. 고찰 (2)

- 교육 수준이 높을수록 은퇴 후 외래 방문횟수가 증가할 가능성이 높았으며 은퇴 전 만성질환이 있는 경우 외래 방문횟수가 증가할 가능성이 감소함.
  - 교육수준이 높을 경우 높은 수준의 건강문해력으로 새로운 건강정보에 대한 접촉 증가로 의료 이용이 증가할 가능성이 있음
  - 은퇴 전 만성질환이 있는 은퇴자가 은퇴 후 만성질환 관리를 위해 외래 방문을 증가시키지는 않는 것으로 보이며, 은퇴 전 만성질환 관리를 위한 미충족 의료는 크지 않은 것으로 생각됨.
- 조기은퇴 등 은퇴 연령이 다양해지고 은퇴 후에도 상당수의 노인들이 파트 타임 등으로 일을 하므로 베이비부머의 경제활동 변화가 의료 이용에 미치는 영향을 지속적으로 모니터링하는 것이 필요함.

page -24

## 참고문헌

- 관계부처합동(2011) 장년세대 베이비붐 세대 퇴직 대비 고령사회 대책 보완 방안
- 김범수, 최은영(2017). 은퇴가 건강 및 삶의 만족에 미치는 영향. 노동정책연구, 17(1), 85-107.
- 박시내(2011). 베이비붐 세대의 특성과 노동시장 은퇴. 한국의 사회동향 2011 \_ 노 동
- 황인욱 & 이태진 (2018). 중고령 은퇴가구의 소득구성과 의료비 지출의 관계 분석. 보건사회연구 38(2), 227-256.
- Biro A., Elek P. (2018). How does retirement affect healthcare expenditures? Evidence from a change in the retirement age. Health Economics, 27, 803-818.
- Boaz, R. F., & Muller, C. F. (1989). Does having more time after retirement change the demand for physician services? Medical Care, 27(1), 1-15.
- Eibich, P. (2015). Understanding the effect of retirement on health: Mechanisms and heterogeneity. J Health Econ, 43, 1-12.
- Soghikian, K., Midanik, L. T., Polen, M. R., & Ransom, L. J. (1991). The effect of retirement on health services utilization: The Kaiser permanente
- Zhang Y., Salm M., van Soest A. (2018). The effect of retirement on healthcare utilization: Evidence from China. Journal of Health Economics, 62, 165-177.

page -25







발표 3

사망까지의 기간을 고려한  
중·고령층의 의료비 지출 분석

주시연 | 국민건강보험공단



# 사망까지의 기간을 고려한 중·고령층의 의료비 지출 분석

주시연 | 국민건강보험공단

## 요약

본 연구는 「한국의료패널」 6차~12차 자료를 활용하여 의료비 결정요인 및 지출 경향을 분석하고, 향후 노인의료비와 관련된 정책적 시사점을 도출하는 것을 목적으로 한다. 50세 이상 중·고령층을 대상으로 생존분석(survival analysis)을 통해 생존자 및 사망자 모두를 포괄하는 사망까지의 기간(Time-to-death, TTD) 변수를 구축하였고, 사망관련 비용 측면의 의료비 지출 추이를 파악하기 위해 패널 토빗모형(Panel Tobit model)과 이부모형(Two-part model) 추정 시 응답자의 연령과 TTD를 고려하였다.

분석 결과, 사망에 근접할수록 대체로 의료비 지출이 증가하는 것으로 나타났다. 또한 사망까지의 기간이 길 때는 연령을 고려한 모형으로 추정된 기대의료비가 더 큰 것으로 나타나, 사망까지의 기간이 짧아질수록 TTD를 고려한 모형으로 추정된 의료비가 더 커지는 비대칭적 현상이 확인되었다. 즉, 고령화가 진행됨에 따라 사망까지의 기간이라는 변수가 미치는 영향이 상대적으로 약화되는 것으로 해석된다. 이와 같은 결과는 지속적으로 증가하는 노인인구의 의료비 지출에 대한 체계적 관리를 통해 건강한 고령화를 촉진시키고, 사망관련 비용 절감을 위한 노력이 필요함을 시사하는 결과라 할 수 있다.

Keywords: 사망까지의 기간, 사망 전 의료비, 한국의료패널(KHP)

## I. 서론

우리나라는 전체 인구 중 65세 이상 인구의 비율이 2019년 14.9%(세계 9.1%)에서 2040년 33.9%(세계 14.1%), 2067년 46.5%(세계 18.6%) 등으로 향후 더욱 가파른 증가가 예상되며, 전 세계에서 가장 빠른 속도로 고령화가 진행되고 있는 것으로 알려져 있다(통계청, 2019). 출산율 저하와 기대수명의 증가로 인해 인구가 고령화되고, 이에 생산가능 인구가 급격히 감소함에 따라 부양비 및 노인 의료비 또한 빠르게 증가하고 있다. 특히 노령연금, 공공의료비 등을 포함한 복지 지출의 증가

박경선: 국민건강보험공단 건강보험연구원 부연구위원, 제1저자 (E-mail: kspark10@nhis.or.kr)

주시연: 국민건강보험공단 건강보험연구원 주임연구원, 교신저자 (E-mail: jusy@nhis.or.kr)

※ 본 연구는 2020년도 국민건강보험공단 건강보험연구원 정규과제 연구보고서(노인의료비 증장기 재정전망 및 요인분석)의 내용 일부를 수정, 보완한 것임.

가 미래 세대의 재정적 부담으로 작용할 가능성이 높으며, 이에 학계 및 공공기관을 주축으로 관련 연구가 활발히 진행되고 있다.

고령으로 인한 노쇠, 만성질환의 발병 빈도와 심도로 인해 노인의 의료서비스 소비는 젊은 연령층에 비해 상대적으로 클 수밖에 없다. [표 1]의 진료비 현황에 따르면 건강보험 진료비를 기준으로 우리나라의 65세 이상 노인이 지출하는 의료비는 2014년 54조 3,170억 원이었으며, 최근 5년간 연평균 9.3%씩 증가하여 2018년에는 77조 6,583억 원에 달했다. 뿐만 아니라, 건강보험 진료비에서 노인 의료비가 차지하는 비중 또한 2015년 36.3%에서 2018년 40.8%로 증가하였다. 의료서비스의 소비와 지출이 상대적으로 큰 노인 인구의 증가는 전체 사회보험 지출에서 가장 규모가 큰 건강보험 재정에 주요한 위험요인이 될 수 있다. 이러한 현황을 고려하여, 우리나라 건강보험 재정의 지속 가능성을 담보하기 위해 고령층을 중심으로 한 의료비 증가 결정요인 및 이용 경향에 대한 연구가 다방면으로 이루어지고 있다.

[표 1] 건강보험 진료비 및 65세 이상 노인진료비 현황

구분	2014	2015	2016	2017	2018
건강보험 진료비 (조 원)	54.3	58.0	64.6	69.3	77.7
노인 진료비 (조 원)	19.7	21.8	25.0	27.7	31.7
노인 진료비 비중 (%)	36.3	37.6	38.7	39.9	40.8
노인인구 비중 (%)	12.4	12.8	13.2	13.8	14.3

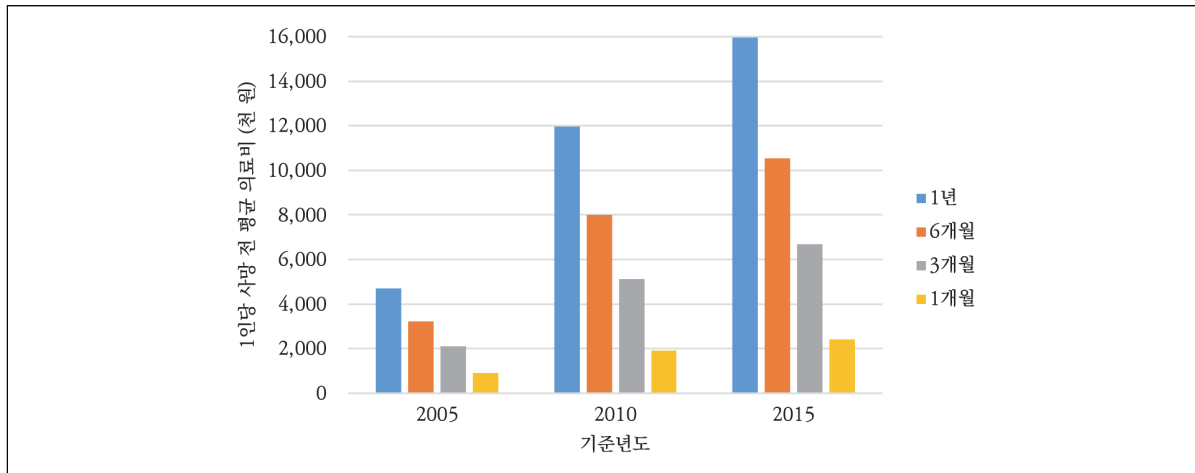
자료: 국민건강보험공단, 2018 건강보험 주요통계 (2019)

그런데 의료 이용량을 결정하는 주요 요인으로써 연령, 즉 출생 이후의 기간(Time after birth) 보다 사망까지 남은 기간(Time-to-death, TTD)에 주목하는 실증연구가 지속적으로 수행되어 왔다. 이는 동일한 연령대의 사람들이라 하더라도 사망이 임박한 사람의 경우에 상대적으로 의료이용량이 많을 수 있으며, 이에 의료비 추정에 있어 연령이 갖는 설명력을 사망까지의 기간이 대체할 수 있음을 의미한다.

아래 [그림 1]에 제시된 40대 이상의 1인당 평균 사망 전 의료비 지출규모에 따르면, 실제로 우리나라의 사망 전 의료비는 가파른 증가세를 보이고 있다. 특히, 사망 전 1년간 의료비 지출액이 2005년 4,701천 원에서 2015년 15,951천 원으로 10년 사이에 세 배 이상 급격하게 증가하였다. 이러한 현상에 비추어 보았을 때, 의료비 지출규모의 증가는 고령화에서 비롯된 것이라기보다는 사망 전 3차 의료기관을 중심으로 이루어지는 입원, 연명치료 등 다양한 형태의 고비용 의료서비스 이용에 기인한 것이라 할 수 있다. 이에 본 연구를 통해 사망까지의 기간이 의료비 지출에 미치는 영향을 분석하고, 향후 합리적인 사망 전 의료이용 방안을 모색함으로써 건강보험 재정지속성을 위한 정책 개발에 활용 가능한 기초자료를 제시하고자 한다. 특히 연령보다는 사망 전 시기가 전체 의료비 지출 증가에 큰 영향을 끼친다는 선행연구의 논거를 「한국의료패널」 데이터를 통해 실증적으로 증명하기 위해서, 생존분석을 통해 사망자 및 생존자로 구성된 중·고령층을 대상으로 사망 전 기간(TTD)을 나타내는 대리변수를 구축한다. TTD를 고려한 모형의 의료비 지출규모가 연령을 고려한 모형에 비해 의료

비의 과대추계를 억제한다는 선행연구들의 시사점이 본 연구의 분석 결과를 통해서도 확인되는지 검토한다. 나아가 이러한 분석 결과를 바탕으로 연령 및 TTD의 구간에 따른 의료비 지출 패턴을 도출함으로써, 연령과 TTD가 의료비에 미치는 영향에 대한 보다 직관적인 이해를 시도한다.

[그림 1] 연도별 사망 전 기간에 따른 의료비 지출



\*자료: 국민건강보험공단·건강복지정책연구원(2017), p.63 재구성

## II. 선행연구

고령화가 노인 의료비의 증가를 가져오는 주요한 요인이라는 일반적인 연구들에 반해(Felder et al., 2000), 실제로는 고령화보다는 사망 전 의료비가 보다 주요한 설명 요인이라는 것을 주장하는 연구들이 지속적으로 수행되어 왔다(Fuchs, 1984; Zweifel et al., 1999; Zweifel et al., 2004; Hyun et al., 2016). 즉, 고령화가 노인의료비를 증가시키는 핵심 요인이 아니라 사망 전 의료비가 실제적인 범인이라는 의미로, 흔히 ‘red herring hypothesis’라는 표현으로 통용되고 있다.<sup>1)</sup> ‘고령화는 겉으로 보이는 현상일 뿐’(Zweifel et al., 1999)임에도 불구하고, 사망까지의 기간에 대한 고려 없이 연령을 의료비의 주요 결정요인으로 간주하여 분석한다면 편향된 결과를 얻을 수 있고, 실제로는 의료비 증가에 대한 인구 고령화의 기여도가 모형을 통해 예측된 결과보다 작을 수 있음을 의미한다.

Zweifel et al.(1999)은 스위스 질병금고(Sickness fund) 보험가입자를 대상으로 Heckman 모형을 활용하여 사망 전 의료비를 연구하였고, 연구에서 채택한 방법론과 내생성 등에 대한 다양한 반론들이 제기되면서 사망 전 의료비에 대한 연구가 한층 더 활발히 진행되기 시작하였다(Dow and Norton, 2002; Salas and Raftery, 2001; Seshamani and Gray, 2004). 평균 수명의 연장으로 사망 전 시기의 의료비가 노령 생애 마지막 시기의 연령이 증가함에 따라 감소한다는 결과를 보이는 연구도 존재한다(Cutler and Sheiner, 2001). 최근 ‘red herring’ 관련 연구들은 노령으로 인한 노

1) Red herring(붉은 청어)는 사전적으로는 훈제 청어를 의미하지만, 특유의 강한 향으로 인해 ‘중요하거나 관련성이 있는 사실로부터 주의를 돌리는 요인’을 나타내는 비유적 의미로 널리 사용된다.

쇠 및 복합질환이 있을 경우에는 사망 전 의료비를 고려하더라도 고령화가 노인의료비 지출과는 무관하다는 red herring 가설을 반박하기도 한다(Howdon and Rice, 2018; Carreras, Ibern, and Inoriza, 2017).

국내 사망 전 의료비에 대한 연구에서는, 사망 전 의료비 중 본인부담 의료비가 연령이 높아지면 감소하는 경향이 있으며, 건강상태, 건강관련 행위, 검진, 투병기간 및 질환의 유형 등의 다양한 요인의 영향을 받는 것으로 나타났다(정완교, 2012; 석상훈, 2012; 신세라·김정은, 2018). 전체 건강보험 대상자 중 2010년 사망자를 대상으로 하여 연구한 Hyun, Kang and Lee(2016)는 노인진료비 증가를 유인하는 것은 연령이 아니라 사망 전 의료비로, 고령화가 노인의료비 증가의 주요 원인은 아님을 밝혔다. 건강보험 전수자료를 활용한 다양한 현황 연구에서도, 여러 인구집단을 대상으로 분석했을 때 마찬가지로 사망에 근접할수록 의료비가 증가하는 현상이 발생하는 것으로 나타났다(이선미 외, 2011; 한은정 외, 2014).

특히 의료패널을 활용한 연구로 신은혜·임재영(2014)은 연령대별로 사망 직전 발생하는 의료비가 이질적임에 따라 사망까지의 기간이 의료비에 비선형적 영향을 준다는 결과를 도출하였다. 안영·사공진(2017) 또한 의료패널을 활용하여 TTD 및 과잉진료가 의료비에 미치는 영향과 함께 사망관련 비용 및 삶의 질에 미치는 효과를 분석하였는데, 사망에 근접할수록 의료비 지출과 함께 과잉진료 가능성이 증가하여 생애 말기에 투입되는 비용의 효과적 관리방안이 필요함을 주장하였다. 종합적으로, 사망 전 의료비를 다룬 기존의 연구들은 생애 말 의료비 지출과 관련하여 사망까지의 기간이 고려되어야 한다는 red herring 가설과 유사한 맥락의 결론이 도출되었다. 다만 의료패널을 활용한 위 연구들의 경우, 분석 대상의 대부분을 차지하는 생존자들의 TTD를 조작적으로 정의하였고, 이들에 대해 일괄적으로 동일한 값을 부여하여 의료비 지출을 설명함에 있어 개인간 TTD의 변이(variation)가 고려되지 못했다는 한계점이 있다. 본 연구에서는 이러한 점을 고려하여 red herring이 국내 의료비 지출 패턴에서도 관찰되는지를 검증하기 위해 보다 객관적인 방법을 채택하고자 한다. 기존의 국내 사망관련 비용 연구에서는 시도되지 않았던 통계적 기법을 활용하여 응답자의 특성을 고려한 TTD 값을 도출하고, 이를 활용하여 사망 시점과 분석대상의 특성 등 여러 요인을 고려한 직관적인 분석 결과를 도출한다.

### III. 연구 방법

#### 1. 분석 개요

##### 가. 자료원

한국보건사회연구원과 국민건강보험공단 주관으로 구축되고 있는 「한국의료패널(Korean Health Panel Study; KHP)」 6차년도(2011)부터 12차년도(2017)까지의 자료를 활용하였다. 「한국의료패널

널」은 응답자가 속한 가구정보 및 가구원의 경제상황, 고용, 건강수준, 건강관련행위, 의료서비스 및 의약품의 이용, 장기요양 등을 포괄하는 조사로, 2008년부터 매년 실시되어 2017년 제12차 조사가 완료되었다. 조사 초기에 구축되었던 원표본의 이탈이 발생함에 따라, 8차 조사 시 이탈 가구와 유사한 특성을 보이는 가구를 신규 층원하여 보완, 통합표본을 구축하였다. 의료이용 건별 실제 영수증을 기반으로 데이터가 입력되기 때문에, 다양한 형태의 의료이용과 관련된 신뢰도 높고 세분화된 자료를 활용할 수 있다.

## 나. 분석대상

본 연구에서는 사망관련 비용이 의료비에 미치는 영향을 분석하기 위해 「한국의료패널」 통합표본의 2011~2017년 자료 중 조사 진입시점 기준 50세 이상의 성인 8,929명(연간 데이터 46,859건, 개인별 평균 응답기간 6.04년)을 분석대상으로 하였다.

소득 및 비용관련 변수는 물가인상률을 고려하여 소비자물가지수(CPI, 2015년=100)를 통해 보정하였다. 소득이나 비용이 발생하지 않은 응답자의 관측치를 로그변환 시 결측치로 간주되는 것을 방지하기 위해서 모든 화폐관련 변수에는 1을 더한 뒤 로그를 취하여 의료비 분석에 사용하였다. 소득 변수의 경우 전체 가구소득을 구성원의 수로 보정한 가구균등화 소득<sup>2)</sup>을 활용하였다.

의료패널에서는 응급, 입원, 외래 의료비부터 교통비, 요양비, 간병비, 의약품, 보건용품 및 기구 등을 차등적으로 포함하는 다양한 수준의 가구의료비 및 개인의료비 변수를 제공하고 있다. 본 연구에서는 응급, 입원, 외래 서비스 이용에 소요된 의료비 및 처방약값만을 포함하는 좁은 범주의 개인의료비 변수를 활용하였다.<sup>3)</sup> 또한 65세 미만의 응답자가 유효한 장기요양등급 판정을 받은 것으로 응답한 관측치는 분석 대상에서 제외하였으며, 할인이나 환급 등으로 인해 의료비가 음의 값을 갖는 경우에는 해당 관측치를 0으로 치환하여 분석에 반영하였다.

## 2. 사망 전 기간(TTD) 변수의 구축

주요 변수인 사망 전 기간(Time-to-death, TTD) 변수를 사용하기 위해 기존의 주요 연구에서는 사망자로 주로 구성된 데이터셋을 활용, 실제 사망자의 TTD를 계산하는 방식을 주로 적용하였다. 그러나 2차 자료원인 의료패널 자료의 특성상 사망자의 비중이 작아 위의 방식은 적용하기에 무리가 있다. 이에 대안적 방안으로 신은혜·임재영(2014)은 응답기간 내 사망이 발생하지 않은 생존자가 마지막 조사년도의 12월까지 생존한다고 가정하여 생존자의 TTD를 월 단위로 산출하였고, 안영·사공진(2017) 또한 동일한 방식을 통해 TTD 변수를 생성하였다. 이와 같은 방식은 사망자와 생존자의 구분이 가능하나, 자료원의 대부분을 구성하는 생존자가 조사년도 다음 해에 일괄적으로 사망할 것이

2) 가구균등화 소득 = 가구소득 /  $\sqrt{\text{가구원수}}$

3) 세부 항목은 「한국의료패널」 연간데이터 유저가이드의 〈의료비 구성항목〉을 참조

라고 가정한다는 점에서 생존자의 연령, 기대수명 등 기본적인 특성에 대한 고려가 이루어지지 못했다는 한계가 있다.

이에 본 연구에서는 보다 현실적인 TTD 변수의 생성을 위해 다음과 같은 방법을 적용하였다. 우선 조사기간 내에 사망이 발생한 사망자의 경우 실제 사망년월을 파악할 수 있으므로, 응답 당해 1월부터 실제 사망년월까지의 기간을 산출하되 편의를 위해 연 단위(=월 단위로 계산된 TTD ÷ 12)로 변환하였다. 조사기간 내 사망이 발생하지 않은 생존자에 대해서는 실제 사망 년·월을 통해 TTD를 산출하는 것이 불가능함에 따라, 생존모형(Survival model)을 통해 TTD의 대리변수를 도출하였다.

생존모형 중 결과변수가 특정 분포를 따를 것임을 가정하는 모수적 접근법(parametric approach) 가운데, Gompertz 모형은 시간에 따라 위험률(hazard rate,  $h(t)$ )이 단조 변화하는 대상의 분석에 사용된다. 이 모형은 특히 인구의 고령화와 함께 기대수명이 지속적으로 증가하고 있는 선진국 등의 고령인구 사망률을 분석, 예측함에 있어 높은 적합도(fitting)를 보이는 것으로 알려져 있다(Gompertz, 1825; Broström and Edvinsson, 2013; Rodríguez, 2010).<sup>4)</sup> Geue et al.(2014)는 사망까지의 기간을 활용한 생애 말 의료비 분석을 위해, 사망자와 생존자가 혼합된 급성 입원환자 자료 분석에 Gompertz 모형을 적용한 생존분석을 채택하였다. 연구기간 내 사망이 발생하지 않은 생존자의 경우 데이터 절단(censoring) 이후의 잔여수명을 예측하였으며, 이를 병원 방문 가능성과 의료비 지출액에 관한 Two-part 모형 추정 시 사망까지의 기간을 나타내는 설명변수로 투입하였다. Gompertz 모형을 활용한 모수적 접근방식은 특히 모든 원인에 의한 총 사망률(all-cause mortality rate)의 분석에 적합하다는 의견을 고려하여(Juckett and Rosenberg, 1993), 본 연구에서도 이러한 접근 방법을 적용하였다. 분석 시 조사 진입연령과 성별, 가구소득을 통제변수로 사용하였고, 그 결과를 토대로 예상 생존시간의 중위값(median survival time)을 확률적으로 예측하여 각 연도별로 TTD 값을 역산하였다.<sup>5)</sup>

$t_{median} = \{t : \hat{S}_j(t) = 1/2\} \quad \dots (1)$ <p style="margin-left: 20px;">where <math>h(t) = p\lambda t^{p-1}</math> : hazard function</p> <p style="margin-left: 20px;"><math>S(t) = \exp(-\lambda t^p)</math> : survivor function</p>
---

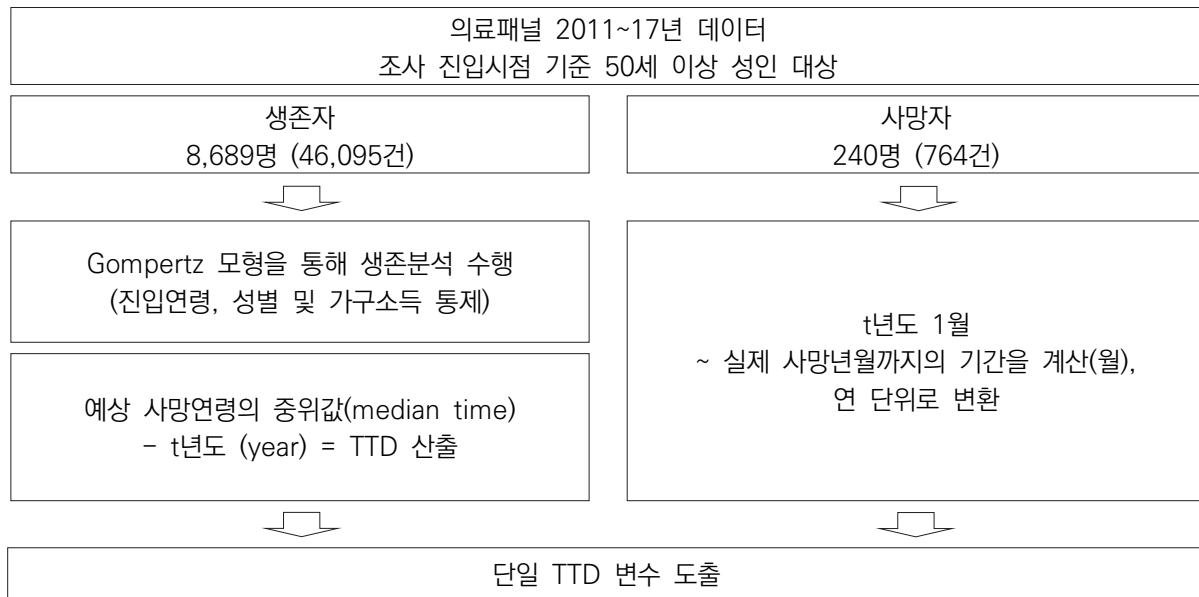
생존자의 경우 실제 사망 시점이 조사기간 내 관측되지는 못했으므로, 대신 예상 생존시간의 중위값 직후에 사망할 것으로 가정하였다. 이에 [그림 2]에 제시된 바와 같이 생존시간의 중위값과 응답 당해년도와의 차이를 통해 생존자의 TTD를 산출, 이를 사망자의 TTD와 동일한 방식으로 분석 시

4) 단, 분석 대상이 90세 이상의 극 고령층에 집중되어 있어 평균 수명보다 더 오래 생존한 사람이 분석대상에 다수 포함되어 있을 경우에는 Gompertz 모형이 적합하지 않은 것으로 알려져 있다(Oeppen and Vaupel, 2002).  
 5) 생존분석에 사용되는 데이터의 분포는 한 쪽으로 편향(skewed)된 경우가 많고, 사망 등 주요 사건이 발생하기 전에 데이터의 수집이 종료되어 정확한 사건 발생의 시점이 불분명한 등 중도절단(censoring)이 일어나는 경우를 다수 관찰할 수 있다. 이러한 이유로 생존분석에서 생존시간을 추정할 때는 중위값이 평균값보다 선호된다(Jager et al., 2008)

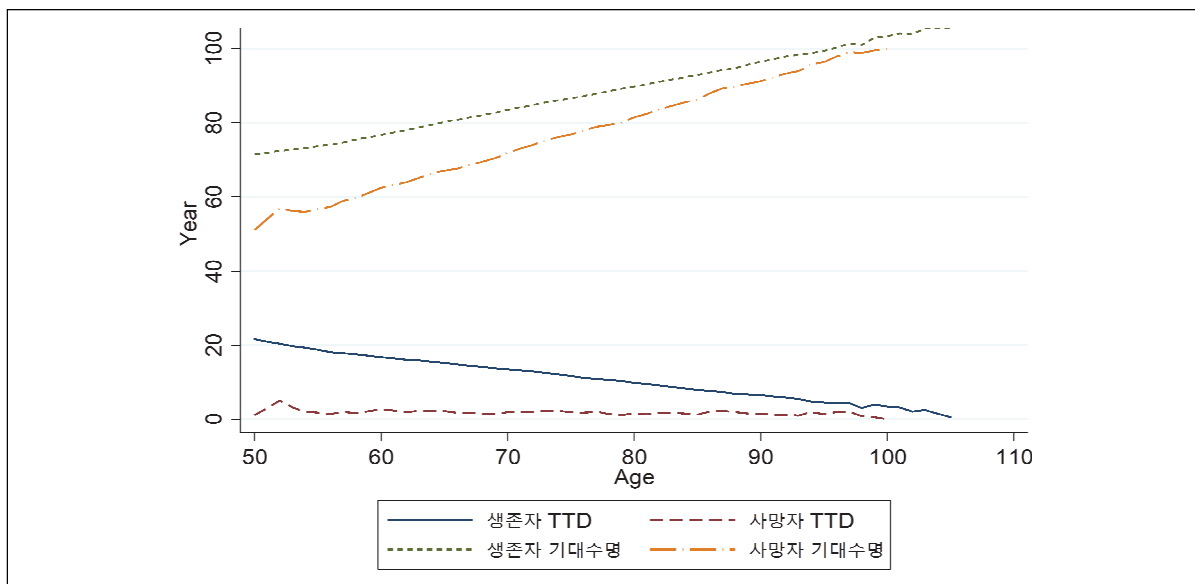


적용하였다.<sup>6)</sup> [그림 3]의 연령별 평균 TTD에 따른 기대수명의 평균값 추이를 보면 생존자와 사망자의 TTD 값은 고령으로 갈수록 그 차이가 작아지며, 선행연구와 유사하게 모든 연령에서 생존자의 TTD와 기대수명이 사망자보다 큰 값을 가짐을 알 수 있다. 도출된 TTD는 용이한 해석과 연령 및 TTD별 차등적인 의료비 추정을 위해 5년 단위로 구간화하여 분석에 추가적으로 활용하였다.

[그림 2] TTD 변수 구축방법



[그림 3] 사망여부에 따른 연령별 평균 TTD와 기대수명



6) 응답기간 내 사망이 발생하지 않은 생존자 가운데, 확률적으로 연령보다 기대 사망연령이 높아 사망까지의 기간이 음의 값을 갖는 이들이 있는데, 이들은 대부분 평균 수명보다 상당히 오래 생존한 고령층이다. 이와 같은 이상치(outlier)의 경우 그 수가 미미(5명)하여 분석에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 간주하여, 생존분석을 통해 추정된 TTD의 값을 0으로 대체하여 분석에 활용하였다.

### 3. 분석모형

본 연구의 목적은 고령화보다는 사망까지의 기간이 노인의료비 증가의 주요한 원인인지를 실증적으로 검토하는 데 있다. 이를 위해 다음과 같은 분석 모형을 활용한다.

첫째, 사망 전 기간 변수를 기존의 방식과 차별화된 생존분석을 적용하여 추정, 의료비 분석에 사용하기 때문에 우선 변수 자체의 타당성을 확인할 필요가 있다. 이에 기존 연구와 마찬가지로 연령과 사망 전 기간을 모두 반영하여 두 변수의 효과를 파악하는 의료비 지출모형을 추정해 보고자 한다. 이때, 중도절단(censoring)된 관측치가 다수 발견되는 의료비 변수의 특성과 종단면적 구조를 고려하여 패널 토빗모형(Panel Tobit model)으로 일차적인 분석을 수행하였다. 토빗모형은 잠재변수  $y^*$ 에 대한 아래의 식 (2)를 바탕으로, 의료비 지출 여부와 의료비 지출액에 영향을 미치는 요인이 같은 방향으로 작용한다는 가정 하에 계수를 한 번에 추정한다. 다만, 비조건부 고정효과 토빗모형(unconditional fixed-effects Tobit model)에서 충분히 길지 않은 패널을 사용할 경우 추정치의 일치성 문제가 존재한다는 선행연구(Cameron and Trivedi, 2005)를 고려하여 확률효과 토빗모형(Random-effects Tobit model)을 적용하였다(우경숙·신영전, 2015: 재인용).

$$y = \begin{cases} y^* & \text{if } y^* > 0 \\ 0 & \text{if } y^* \leq 0 \end{cases} \quad \dots (2)$$

$$y^* = x' \beta + u_i + \varepsilon \quad \text{where } u_i \sim N(0, \sigma_u^2), \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2) \\ i = 1, 2, \dots, n, t = 1, 2, \dots, T$$

둘째, 기존의 사망 전 의료비 관련 선행연구에서 사용한 모형에서는 일반적으로 사망까지의 기간과 연령을 공변량으로 동시에 투입하여 추정해 왔다. 그러나 사망 전까지의 기간과 연령은 강한 음의 상관관계를 보이는 변수로, 하나의 모형에서 두 변수를 모두 사용하게 되면 다중공선성(multicollinearity) 문제가 발생하여 추정치의 신뢰도와 안정성에 문제를 일으킬 수 있다. 이에 본 연구에서는 사망 전 기간과 연령을 각각 모형에 별도로 반영, 추정하여 도출된 의료비가 사망까지의 기간과 연령에 따라 어떻게 변화하는지 추이를 살펴보고자 한다. 이에 의료기관 방문과 의료 이용량이 독립적인 의사결정 과정을 바탕으로 이루어진다는 전제하에, 참여모형과 성과모형을 독립적으로 추정하는 이부모형(Two-part model)을 활용한다.<sup>7)</sup> 조사대상 가운데 의료비를 한 번도 지출하지 않은 이들이 다수 포함되어 표본선택편의(sample selection bias)의 가능성이 있고, 오른쪽으로 긴 꼬리를 갖는 의료비 지출액의 분포 경향을 고려하여 양의 의료비 지출액에 대한 조건부 기댓값을 구하는 과정을 다음과 같이 모형화 할 수 있다.

7) 패널 모형이 아닌 관계로, 개인 단위의 횡단면 가중치를 적용하여 분석을 수행하였다.

1st part: 참여모형

$$\log\left(\frac{p}{1-p}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \epsilon_i \quad (p : \text{의료서비스를 이용할 확률}, X_i : \text{통제요인}) \quad \dots (3)$$

2nd part: 성과모형

$$\log(HCE_i | HCE_i > 0) = \beta_0 + \beta_1 X_i + \epsilon_i \quad (HCE_i : \text{개인의료비 지출액/년}) \quad \dots (4)$$

조건부 기댓값 (Predicted probabilities of positive HCE)

$$E(HCE_i | X_i) = \Pr(HCE_i > 0 | X_i) \times E(HCE_i | HCE_i > 0, X_i) \quad \dots (5)$$

첫 번째 파트(참여모형)에서는 의료서비스를 이용할 가능성에 영향을 미치는 요인들을 반영하여 로지스틱 분석을 수행하고, 두 번째 파트(성과모형)에서는 의료이용이 있었던 응답자로 대상을 제한하여 선형회귀모형(OLS)을 통해 의료비 결정요인을 파악한다.<sup>8)</sup> 단, 추정값에 바로 지수(exponential)를 취하게 되면 아래 식 (8)의 (a)가 생략된 추정치가 도출, 과소추정의 문제가 발생하므로(Wooldridge, 2012), 오차항의 분산에 대한 기댓값까지를 반영한 Duan's smearing estimate을 사용하여 기대의료비를 구한다.<sup>9)</sup>

최종적으로 양의 의료비를 지출할 확률(첫 번째 파트)에 대한 추정치와 양의 의료비에 대한 조건부(두 번째 파트) 추정치의 곱을 통해 의료비 지출액에 대한 조건부 기댓값을 도출하였다. 다수의 사망 전 의료비 관련 선행연구들은 TTD를 반영하지 않은 모형이 TTD를 반영한 모형 대비 의료이용량을 과대추정(overestimation)하게 된다는 결과를 도출한 바 있다. 이러한 경향성이 본 데이터에서도 관측되는지를 확인하기 위해서, TTD의 반영 여부에 따른 추정 결과를 비교함으로써 의료비 지출액의 연도별 추이를 파악한다. 단, 응답자의 연령과 TTD 변수가 매우 높은 음의 상관관계를 갖는 점을 고려하여, 연령은 TTD를 반영하지 않은 모형에서만 통제함으로써 연령과 TTD가 각각 의료비 지출에 미치는 효과를 비교한다.

$$\log y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u \quad \dots (6)$$

$$E(y | x) = \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) \cdot \exp(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k) \quad \dots (7)$$

$$\hat{y} = \exp\left(\frac{\sigma^2}{2}\right) \cdot \exp(\widehat{\log y}) \quad \dots (8)$$

$$(a) = E(\exp(u)) > 1 \quad (\text{중심극한정리 가정})$$

8) 이분산성이 의심되는 경우 2nd part에서는 선형 회귀모형 대신 일반화 선형모형(Generalized Linear Model, GLM)을 사용하는 것이 일반적이나, 분석 후 로그 의료비 지출액에 대한 조건부 기댓값의 재변환(retransformation) 과정에서 편의를 위해 선형 회귀모형을 적용하였다.

9) 자세한 내용은 Duan(1983) 참조

두 모형에서 모두 종속변수는 개인의료비 지출액(로그), 주요 독립변수는 사망까지의 시간, 연령이다. 이 외 인구사회학적 요인으로 성별, 배우자 유무, 만성질환의 개수, 주관적 건강상태, 장애유무, 의료보장 형태 및 민간건강보험 가입여부, 장기요양 판정여부 및 가구 균등화 소득(로그) 등을 통제하였다. 또한 분석 시 추정된 표본오차에 내재된 이분산성을 감안하여 추정 결과를 보정하였다.

## IV. 연구 결과

### 1. 분석 대상

전술한 방식으로 구축된 TTD 변수를 통해 사망 여부를 도출한 결과가 [표 2]에, 이들의 사회경제적 특성에 대한 기초통계량이 [표 3]에 제시되어 있다.<sup>10)</sup> 응답자는 여성이 55.4%를 차지하고 평균 67.3세이며, 평균적으로 3.1개의 만성질환을 보유하고 있었다. 또한 생존자의 사망까지의 기간은 평균 14.46년, 사망자의 경우 1.80년으로 나타났다.<sup>11)</sup>

[표 2] 사망여부에 따른 TTD 값의 분포

	분석대상 (진입연령 기준 50세 이상)					
	생존			사망		
	관찰수	평균	%	관찰수	평균	%
0 이상~5 미만	365	3.770	0.779	716	1.557	1.528
5 이상~10 미만	6,261	8.282	13.365	48	5.403	0.102
10 이상~15 미만	18,240	12.724	38.937	-	-	-
15 이상~20 미만	17,344	17.209	37.024	-	-	-
20 이상	38,71	21.375	8.263	-	-	-
소계	46,081	14.464	98.369	764	1.798	1.631
총계 (관찰수)	46,845					

[표 3] 회귀분석에 사용된 변수의 기초통계량

	관찰수 (%)	평균	표준편차	최솟값	최댓값
사망까지의 기간 (년)	46,845	14.258	4.281	0	24.181
개인의료비 지출액 (천 원/년)	46,841	928.295	1,656.704	0	99,624.52
가구균등화소득 (천 원/년)	46,844	21,766.64	19,186.42	0.577	1,499,242
성별	46,859	0.554	0.497	0	1
남성	20,908 (44.6)				
여성	25,951 (55.4)				

10) 가중치가 적용되지 않은 원자료의 기초통계량 결과이다.

11) 해당 표의 관측치는 연도별 응답자를 독립적으로 보고 횡단면적으로 단순 통계치를 산출한 것이다. 즉, 50세 이상 사망자 240명의 관측치 764건이 분석 대상에 포함되어 있으며, 해당년도에 사망이 발생하지 않은 경우에는 생존자로 간주하여 평균 TTD를 산출하였다.

	관찰수 (%)	평균	표준편차	최솟값	최댓값
연령 (세)	46,859	67.275	9.742	50	105
경제활동여부 (1=참여)	46,859	0.511	0.5	0	1
미참여	23,956 (51.1)				
참여	22,903 (48.9)				
배우자유무 (1=있음)	46,859	0.755	0.43	0	1
없음	11,475 (24.5)				
있음	35,384 (75.5)				
자가여부 (1=자가소유)	46,859	0.754	0.431	0	1
없음	11,525 (24.6)				
있음	35,334 (75.4)				
민간보험유무 (1=있음)	46,859	0.57	0.495	0	1
없음	20,155 (43)				
있음	26,704 (57)				
의료보장형태	46,859	1.63	0.91	1	4
직장	27,369 (58.4)				
지역	13,173 (28.1)				
의료급여	2,437 (5.2)				
기타	3,880 (8.3)				
만성질환개수	46,859	3.109	2.446	0	18
장애여부 (1=있음)	46,859	0.118	0.323	0	1
없음	41,326 (88.2)				
있음	5,533 (11.8)				
장기요양등급유무 (1=있음)	46,859	0.015	0.12	0	1
없음	46,177 (98.5)				
있음	682 (1.5)				

## 2. 분석 결과

### 가. 사망까지의 기간 추정

우선 사망까지의 기간(TTD) 변수를 구축하기 위해 생존자를 대상으로 생존분석을 수행하였고, 결과는 다음의 [표 4]와 같다. 조사 진입 시 연령이 1세 증가함에 따라 사망위험은 약 12% 증가하며, 응답자 가운데 여성의 경우 남성에 비해 사망위험이 현저히 낮은 것으로 나타났다. 또한 시간의 흐름에 따른 위험율(hazard rate)의 변화 양상을 나타내는 gamma 값이 통계적으로 유의한 양의 값을 가짐에 따라, 본 모형은 시간에 따라 지수적으로 증가하는 사망의 위험을 현실적으로 반영하고 있는 것으로 보인다. 이에 전술했던 바와 같이 생존분석 결과를 토대로 예측 사망 시점을 도출하고, 이로부터 응답 시점과의 차이를 계산하여 이를 Two-part model 추정 시 생존군의 TTD를 나타내는 대리변수로 활용한다.

[표 4] 생존자의 TTD 산출을 위한 생존분석 결과

	Hazard ratio	Std.error
조사 진입연령	1.124***	(0.008)
성별 (1=여성)	0.411***	(0.055)
가구소득	1.000***	(7.56e-07)
상수항	2.0e-294***	(4.8e-293)
gamma	0.329***	(0.011)
No. of obs	46,844	
Log pseudo-likelihood	386.943	

\* p<0.1, \*\*p<0.05, \*\*\*p<0.01

### 나. Panel Tobit model 추정결과

전술한 바와 같이, 생존자와 사망자에 대하여 도출된 사망까지의 기간 변수를 사용하는 것이 타당 여부를 평가하기 위해 연령과 사망까지의 기간을 모두 고려한 패널 토빗모형을 추정하였고, 그 결과가 [표 5]에 제시되어 있다. 우선 연령만을 고려한 경우(Model 1), 연령이 높을수록 의료비 지출이 증가하였다. 그러나 사망까지의 기간을 함께 고려하게 되면(Model 2), 절댓값과 유의성 측면 모두에서 연령이 의료비 지출에 미치는 효과는 미미한 것으로 나타났다. 사망까지의 기간이 감소할수록, 즉 사망이 임박할수록 의료비 지출은 증가하는 것으로 나타나서, 사망 전 의료비 지출에 대한 기존의 선행 연구와 동일한 결론을 도출하였다. 이에 본 연구에서 도출한 생존자의 사망까지의 예측 기간과, 사망자의 실제 사망까지의 기간을 종합적으로 고려한 TTD 변수를 사망관련 의료비의 추정에 활용하는 것이 타당한 것으로 판단된다.

[표 5] Panel Tobit 모형 분석결과

	Model 1 (연령 포함)		Model 2 (연령 및 TTD 포함)	
	Coeffi.	Std.error	Coeffi.	Std.error
소득	0.1406***	-0.0161	0.1109***	-0.0165
연령	0.0239***	-0.0018	0.0027	-0.0032
TTD	-	-	-0.0449***	-0.0055
의료보장형태 (ref: 직장)				
지역	-0.0724***	-0.0234	-0.0684***	-0.0234
의료급여	-1.4932***	-0.0605	-1.4822***	-0.0604
기타	-0.1554***	-0.0355	-0.1521***	-0.0354
민간보험 유무 (1=보유)	0.2234***	-0.0298	0.1822***	-0.0302
만성질환 개수 (개)	0.2501***	-0.0058	0.2474***	-0.0059
주관적 건강상태 (ref: 보통)				
매우나쁨	0.3931***	-0.0535	0.3886***	-0.0534
나쁨	0.2176***	-0.0219	0.2181***	-0.0219
좋음	-0.2382***	-0.019	-0.2315***	-0.019
매우 좋음	-0.3822***	-0.0456	-0.3630***	-0.0456

	Model 1 (연령 포함)		Model 2 (연령 및 TTD 포함)	
	Coeffi.	Std.error	Coeffi.	Std.error
장애유무 (1=보유)	0.0252	-0.0427	0.0262	-0.0426
혼인상태 (1=혼인)	0.1977***	-0.0342	0.1967***	-0.0342
자가여부 (1=자가)	0.1516***	-0.0287	0.1625***	-0.0287
성별 (1=여성)	0.3392***	-0.0317	0.4670***	-0.0354
경제활동여부 (1=활동)	-0.0634***	-0.0232	-0.0641***	-0.0231
장기요양판정 (1=판정)	-0.1254	-0.1181	-0.1235	-0.118
상수항	1.4729***	-0.2209	3.7753***	-0.3582
sigma_u	1.1795***	-0.0132	1.1790***	-0.0132
sigma_e	1.4362***	-0.0056	1.4349***	-0.0056
Obs.	44,151			
No. of group	8,629			

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

이 외에, 직장가입자에 비해 지역가입자, 의료급여 등 다른 형태의 의료보장 형태를 가진 응답자의 의료이용이 낮은 것으로 나타났고, 민간보험에 가입한 경우, 많은 만성질환을 보유, 주관적 건강수준이 나쁜 경우, 실질적 혼인을 한 경우, 자가를 소유한 경우 및 여성의 경우 의료이용이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 경제활동을 하는 경우 의료이용이 낮은 것으로 나타났는데, 이는 건강효과 및 의료기관 방문에 소요되는 시간의 기회비용에 의한 것으로 해석된다. 장기요양 판정을 받은 경우 의료이용이 낮은 것으로 분석되었으나, 이는 장기요양 판정을 받는 응답자의 요양비 및 간병비가 제외된 좁은 범위의 의료비 변수를 활용한 데 따른 결과인 것으로 보인다.

#### 다. Two-part model 추정결과

Two-part 모형은 참여모형과 성과모형을 독립적으로 추정함으로써, 토빗 모형과 달리 설명변수가 의료이용 여부와 의료비 지출규모에 미치는 영향을 분리하여 파악할 수 있다. 뿐만 아니라, 의료이용과 관련된 두 연립방정식의 식별(identification)과 관련하여 발생 가능한 문제들로부터 비교적 자유롭다는 이점이 있다(Seshamani and Gray, 2004: 신은해·임재영, 2014에서 재인용).

다수의 연구에서 연령과 TTD를 하나의 식에서 통제, 추정결과를 도출하였으나, 본 연구에서 채택한 자료원을 활용하여 이러한 방식으로 분석을 수행할 경우 다중공선성의 가능성이 높은 것으로 나타났다.<sup>12)</sup> 이러한 점을 고려하여 본고에서는 연령과 TTD를 별도의 식에 반영하였으며, 의료비 지출 확률과 규모에 대한 Two-part 모형을 추정한 결과가 각각 [표 6]에 제시되어 있다. 연령 모형을 추정한 결과, 연령이 증가할수록 의료기관 이용 확률 및 의료비 지출 규모가 모두 통계적으로 유의하게

12) 다중공선성 유무를 객관적으로 판별하기 위해 통용되는 단일 기준은 없다. 그러나 연령과 사망까지의 기간의 상관계수(Pearson's correlation coefficient)이 -0.84로, 일반적으로 통용되는 상관계수의 절댓값 임계치인 0.7을 초과하는 것으로 확인되었다. 또한 회귀식을 통해 살펴본 연령과 사망까지의 기간의 VIF(Variance Inflation Factor) 값의 경우, 다중공선성을 판단하기 위한 여러 기준 가운데 비교적 보수적인 임계치로 통용되는 5를 초과하는 것으로 나타났다(Sheather 2009, p.203).

증가하는 것으로 나타났다. 반면 TTD 모형 추정결과를 보면 사망까지의 기간은 음(-)의 계수값을 갖는 것으로 나타나서, 사망에 근접할수록(즉, TTD가 감소할수록) 의료비 지출이 증가하는 것으로 나타났다. 두 모형의 추정결과를 토대로 종합해 보면, 의료재에 대한 소득탄력성은 약 0.11~0.14 수준으로 의료가 필수재이며 개인의 건강상태에 의한 수요가 일차적이지만 소득 요인도 존재함을 시사한다.

[표 6] Two-part 모형 분석결과

	(1) Age model				(2) TTD model			
	1 <sup>st</sup> part (Logit)		2 <sup>nd</sup> part (OLS)		1 <sup>st</sup> part (Logit)		2 <sup>nd</sup> part (OLS)	
	Coeffi.	Std.error	Coeffi.	Std.error	Coeffi.	Std.error	Coeffi.	Std.error
소득	0.1435***	-0.0389	0.1530***	-0.0134	0.1322***	-0.0381	0.1513***	-0.0129
연령	0.0083**	-0.0038	0.0034***	-0.0011	-	-	-	-
사망까지의 기간	-	-	-	-	-0.0228***	-0.0083	-0.0169***	-0.0024
의료보장형태 (ref: 직장)								
지역	-0.2439***	-0.0556	-0.0436**	-0.0173	-0.2432***	-0.0556	-0.0407**	-0.0173
의료급여	-1.1046***	-0.1573	-1.7379***	-0.0485	-1.0996***	-0.1571	-1.7242***	-0.0485
기타	-0.0984	-0.1204	-0.1278***	-0.0283	-0.0977	-0.1205	-0.1305***	-0.0283
민간보험 유무 (1=보유)	0.3309***	-0.0626	0.1220***	-0.018	0.3283***	-0.0608	0.1382***	-0.0175
만성질환 개수 (개)	0.9565***	-0.0317	0.2265***	-0.0036	0.9559***	-0.0313	0.2236***	-0.0036
주관적 건강상태 (ref: 보통)								
매우나쁨	0.3341	-0.3283	0.5369***	-0.0502	0.3379	-0.3297	0.5387***	-0.0503
나쁨	0.3032***	-0.1047	0.3289***	-0.0193	0.3009***	-0.1046	0.3276***	-0.0193
좋음	-0.3168***	-0.0567	-0.2343***	-0.019	-0.3152***	-0.0567	-0.2337***	-0.0189
매우좋음	-0.5419***	-0.104	-0.2871***	-0.0503	-0.5338***	-0.104	-0.2804***	-0.0504
장애유무 (1=보유)	-0.0232	-0.1045	-0.0372	-0.0248	-0.0225	-0.1045	-0.0374	-0.0248
혼인상태 (1=혼인)	0.3465***	-0.0729	0.0543***	-0.0199	0.3531***	-0.0729	0.0674***	-0.0197
자가여부 (1=자가)	0.1546**	-0.0604	0.0921***	-0.0187	0.1588***	-0.0603	0.0927***	-0.0187
성별 (1=여성)	0.8216***	-0.0573	0.0301*	-0.0172	0.8859***	-0.063	0.0838***	-0.0193
경제활동여부 (1=활동)	0.1932***	-0.0613	-0.1219***	-0.0166	0.1969***	-0.0602	-0.1097***	-0.0163
장기요양판정 (1=판정)	-0.6349	-0.5697	-0.2224**	-0.1024	-0.6375	-0.5691	-0.2357**	-0.1019
상수항	-1.4874***	-0.5045	3.5131***	-0.1764	-0.5346	-0.3736	3.9599***	-0.1235
Obs.	44,151				44,151			

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1



위의 TTD 모형에서는 생존자 및 사망자에 대해 차별화된 방법으로 산출된 TTD를 연속변수의 형태로 통제, Two-part model을 추정한 바 있다. TTD의 증감에 따른 의료비의 변화를 보다 직관적으로 이해하기 위해 TTD를 5년 단위로 구간화한 뒤 재추정한 결과가 [표 7]에 제시되어 있다. 사망까지의 기간이 20년 이상으로 긴 경우에 비해, 대체로 사망이 임박할수록 의료비 지출액이 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다.

[표 7] Two-part 모형 분석결과 (TTD 구간화 모형)

	TTD_interval model			
	1 <sup>st</sup> part (Logit)		2 <sup>nd</sup> part (OLS)	
	Coeffi.	Std.error	Coeffi.	Std.error
소득	0.1279***	-0.0381	0.1488***	-0.0128
사망까지의 기간 (ref: 20이상)				
0이상-5미만	-0.0816	-0.2284	0.2221***	-0.0803
5이상-10미만	0.3080**	-0.1271	0.2041***	-0.0375
10이상-15미만	0.2795***	-0.0939	0.1913***	-0.0308
15이상-20미만	0.1432*	-0.0815	0.1172***	-0.0288
의료보장형태 (ref: 직장)				
지역	-0.2460***	-0.0556	-0.0417**	-0.0173
의료급여	-1.1042***	-0.1562	-1.7304***	-0.0485
기타	-0.0928	-0.1207	-0.1278***	-0.0283
민간보험 유무 (1=보유)	0.3201***	-0.0607	0.1262***	-0.0174
만성질환 개수 (개)	0.9567***	-0.0314	0.2242***	-0.0035
주관적 건강상태 (ref: 보통)				
매우나쁨	0.3599	-0.3287	0.5420***	-0.0501
나쁨	0.3084***	-0.1049	0.3292***	-0.0193
좋음	-0.3147***	-0.0568	-0.2333***	-0.019
매우 좋음	-0.5327***	-0.1039	-0.2825***	-0.0504
장애유무 (1=보유)	-0.0223	-0.1042	-0.037	-0.0248
혼인상태 (1=혼인)	0.3518***	-0.073	0.0649***	-0.0197
자가여부 (1=자가)	0.1587***	-0.0604	0.0921***	-0.0186
성별 (1=여성)	0.8886***	-0.0622	0.0753***	-0.0189
경제활동여부 (1=활동)	0.1870***	-0.0602	-0.1177***	-0.0163
장기요양판정 (1=판정)	-0.6074	-0.5727	-0.2229**	-0.1024
상수항	-1.0149***	-0.3818	3.6058***	-0.1324
Obs.	44,151			

\*\*\*p<0.01, \*\*p<0.05, \*p<0.1

## 라. 연령 및 TTD에 따른 의료비 지출

연령 모형과 TTD 모형을 토대로 2011~17년 사이 연령 및 사망까지의 기간에 따른 평균 의료비 지출액을 산출한 결과가 아래의 [표 8]에, 이에 대한 직관적 이해를 돕기 위해 결과를 시각화한 [그림 4-6]이 제시되어 있다.<sup>13)</sup> 두 모형에서 모두 응답자의 연령이 증가함에 따라 의료비도 동반 증가했다가, 대체로 70대 후반~80대 초반을 기점으로 다시 감소하는 역 U자 형태의 패턴을 공통적으로 확인할 수 있었으며 이는 관련 선행연구와도 같은 맥락의 결과이다. 다만 사망까지의 60대 중후반에 걸쳐 의료비의 증가세가 다소 둔화하는 형태가 관찰되며, 이는 은퇴 등으로 경제 활동이 종료됨에 따라 발생하는 소비패턴의 변동에 기인한 것으로 보인다. 이러한 현상은 65세 직후, 특히 사망까지의 기간이 비교적 짧은 응답자에게 집중적으로 나타났다.

사망 전 의료비와 관련된 다수의 선행연구들은 TTD를 고려하지 않을 시 계량모형을 통해 추정한 의료비가 과대평가 될 수 있음을 근거로 TTD에 대한 통제가 필요함을 강조한 바 있다. 두 모형을 통해 도출한 기대 의료비를 연령 및 TTD 구간에 따라 세분화했을 때, 사망까지의 기간이 10년 미만으로 비교적 짧은 경우에는 모든 연령대에서 오히려 TTD 모형이 연령 모형에 비해 의료비를 과대 추정하는 것으로 나타났다. 반면 사망까지의 기간이 10년 이상으로 증가함에 따라 연령 모형을 통해 추정된 의료비가 TTD 모형을 통해 추정된 의료비보다 대체로 더 크게 나타나는 비대칭적 현상이 관찰되었다. TTD 모형을 통해 추정된 의료비가 높게 나타나는 패턴이 점차 약화되어, 결국 고령층을 시작으로 연령 모형으로 추정된 의료비가 추월하게 되는 이러한 현상은 사망까지의 기간이라는 변수가 미치는 영향이 고령화에 따라 약화되는 것으로 해석할 수 있다.

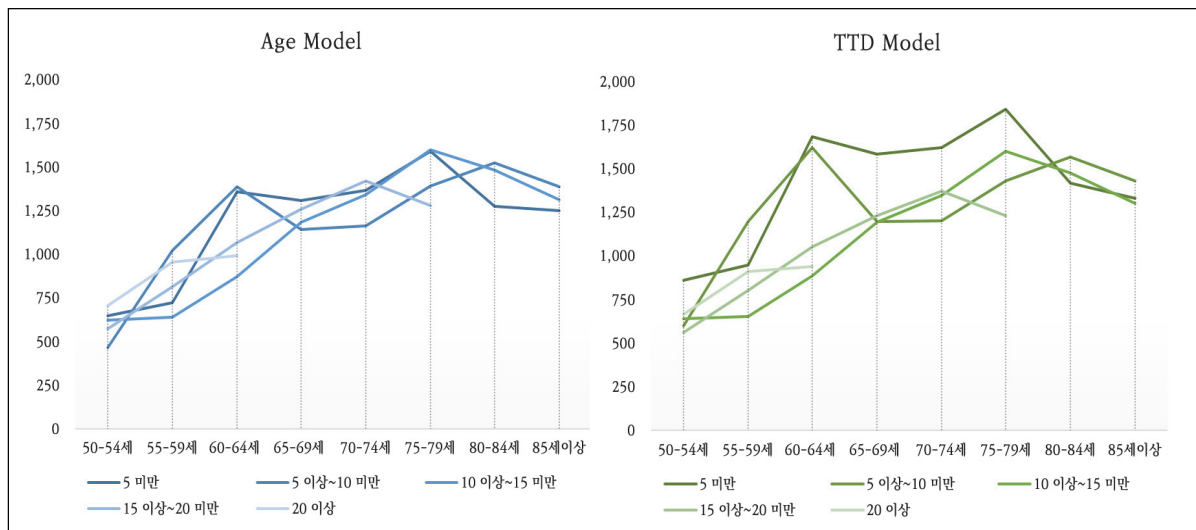
같은 연령대 내에서는 사망까지의 기간이 길수록, 그리고 사망까지의 기간이 동일하다면 고령일수록 TTD 모형보다 연령 모형이 의료비를 과대 추정할 수 있다. 이는 선행연구에서 나타났듯 연령과 더불어 사망까지의 기간도 의료비 추정에 있어 분명히 포함해야 할 개념이나, 단순히 연령과 TTD가 의료비에 어떠한 일관된 방향으로 영향을 미친다기보다는 전술한 바와 같이 한층 더 다각적인 해석이 필요할 것임을 입증하는 결과라 할 수 있다.

13) [그림 4], [그림 5]와 달리, 결과값의 대표성을 고려하여 [그림 6]에서는 관측치가 100건 이하인 그룹을 제외하였다.

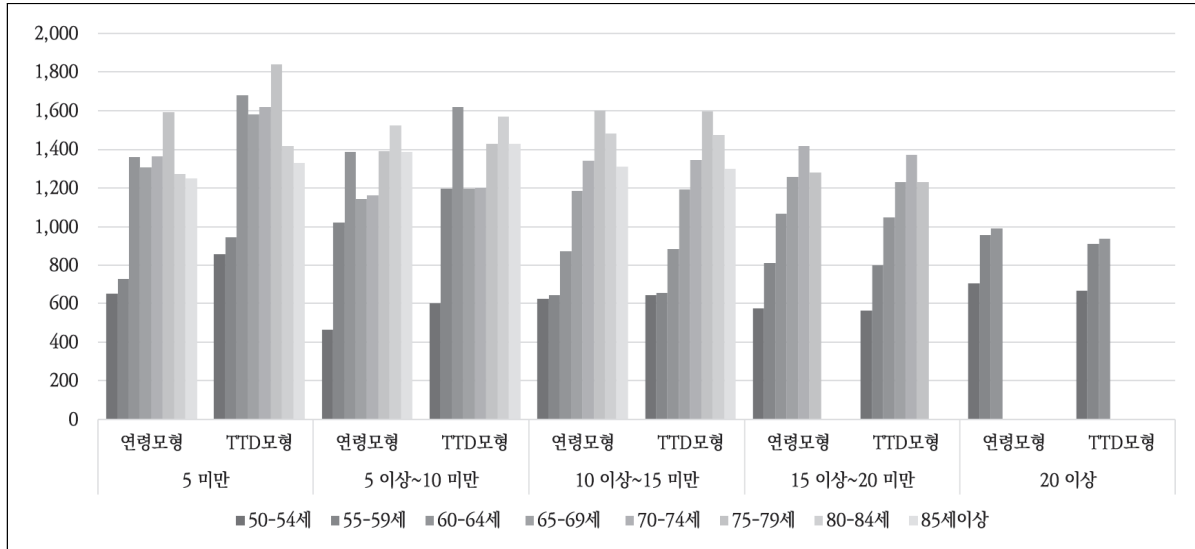
[표 8] 연령 및 TTD에 따른 의료비 추정결과

TTD 구간	항목	50-54세	55-59세	60-64세	65-69세	70-74세	75-79세	80-84세	85세 이상
TTD < 5	연령모형	649.093	724.126	1359.89	1306.13	1365.365	1590.425	1274.619	1249.409
	TTD모형	858.344	946.735	1681.439	1581.263	1619.409	1838.584	1417.522	1330.457
	TTD/연령 (%)	132.237	130.742	123.645	121.065	118.606	115.603	111.211	106.487
5 ≤ TTD < 10	연령모형	463.622	1021.165	1386.442	1143.818	1163.413	1391.945	1522.91	1385.581
	TTD모형	598.894	1196.675	1619.292	1198.33	1202.104	1430.093	1567.497	1429.649
	TTD/연령 (%)	129.177	117.187	116.795	104.766	103.326	102.741	102.928	103.18
10 ≤ TTD < 15	연령모형	622.889	640.793	873.119	1184.097	1342.946	1597.893	1481.96	1311.584
	TTD모형	640.504	653.585	884.669	1192.667	1346.624	1597.785	1476.053	1299.544
	TTD/연령 (%)	102.828	101.996	101.323	100.724	100.274	99.993	99.601	99.082
15 ≤ TTD < 20	연령모형	573.687	812.696	1068.703	1259.297	1418.706	1280.903		
	TTD모형	562.632	801.559	1049.987	1230.434	1371.16	1229.54		
	TTD/연령 (%)	98.073	98.63	98.249	97.708	96.649	95.99		
20 ≤ TTD	연령모형	703.639	956.014	991.424					
	TTD모형	666.738	910.453	939.703					
	TTD/연령 (%)	94.756	95.234	94.783					

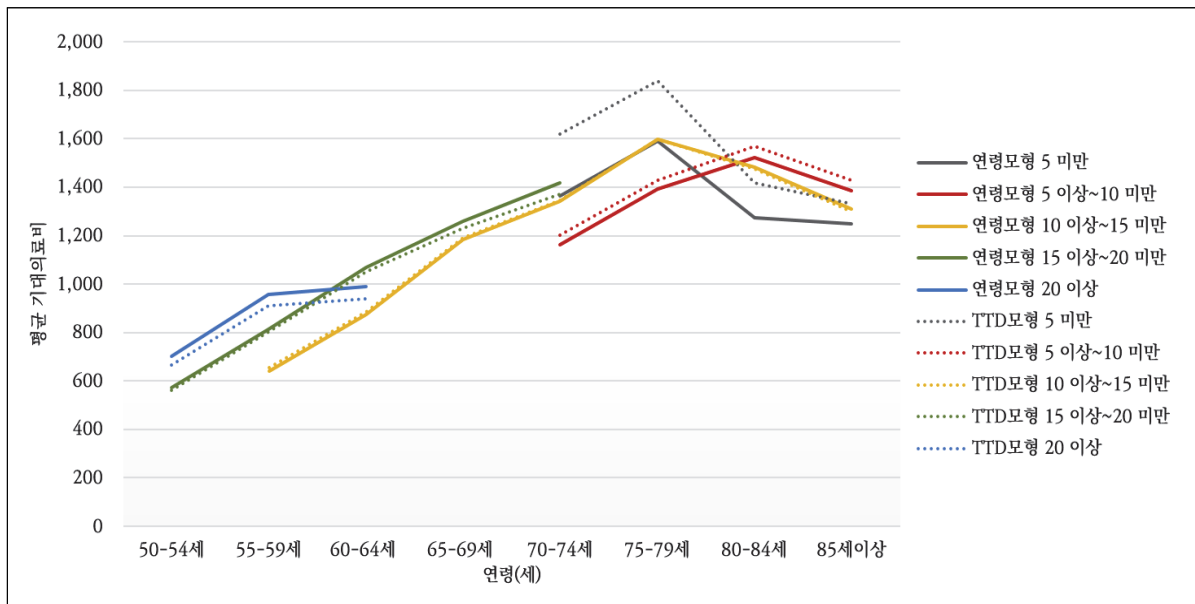
[그림 4] 연령별 및 TTD 구간에 따른 의료비



[그림 5] 모형별 사망까지의 시간에 따른 의료비 산출결과 (1)



[그림 6] 모형별 사망까지의 시간에 따른 의료비 산출결과 (2)



## V. 고찰

본 연구에서는 「한국의료패널」 6개년도 자료를 활용하여 50세 이상 중고령층의 연령 및 사망까지의 기간 등 의료비 결정요인을 파악하고, 연령과 사망까지의 기간 변수를 각각 활용한 의료비 규모를 추정하였다. 생존분석을 통해 생존자의 예측 TTD와 사망자의 실제 TTD를 반영하는 사망까지의 기간 변수를 구축하였고, 패널 토빗분석을 통해 사망까지의 기간이 의료비에 유의한 영향을 미침을 확인하였다. 나아가 연령과 TTD를 각각 적용, 기대의료비 추정량을 구하여 연령대와 TTD 구간에 따

른 변화 양상을 살펴보았다. TTD와 연령을 각각 고려한 모형을 통해 연령 및 TTD별 의료비를 비교한 결과, TTD 모형을 통해 추정된 의료비가 높게 나타나는 패턴이 고령으로 갈수록 약화되어 70대 후반 이후의 생애 말기에서는 연령 모형으로 추정된 의료비가 이를 추월하는 현상이 나타났다.

타 연구의 결과와 비교했을 때, 기존의 연구들은 연령 모형에 비해 TTD와 연령을 함께 고려한 모형을 통해 의료비를 분석할 경우 과소 추정된다는 점을 근거로, TTD의 누락이 의료비의 과대 추정으로 연결될 수 있음을 지적하였다(Zweifel, Felder and Werblow, 2004; Howdon and Rice, 2018). 그러나 일부 연구에서는 사망까지의 기간을 고려하더라도 의료비의 추정치 또는 예측치가 유의미하게 낮아지지 않는다는 점을 주장하기도 하였다(Baal and Wong, 2012). 종합적으로 볼 때, 이는 분석 모형과 수준, 분석대상의 특성 등에 따라 연구의 결론에 차이가 있기에 정교한 연구 설계가 필요함을 의미한다. 연령과 사망까지의 기간의 복합적인 영향을 분석한 국내의 선행연구(정완교, 2012; 신은혜·임재영, 2014)에서는 TTD와 연령의 교호항(interaction term)을 분석 모형에 반영하였는데, 고령화가 진행됨에 따라 사망까지의 기간이 의료비 지출에 미치는 영향이 감소하거나 통계적으로 유의하지 않다는 시사점을 도출한 바 있다. 이러한 결과는 고령층으로 갈수록 연령의 효과가 TTD의 효과보다 크게 나타난다는 측면에서 본 연구의 결과와 동일한 맥락에서 해석될 수 있으며, 동시에 건강한 고령화의 중요성을 입증하는 결과로 볼 수 있다.

다만 본 분석은 2차 자료원인 「한국의료패널」을 활용하여, 패널 응답자 가운데 사망자의 비중이 작고 사망이 대부분 고령층의 질병사에 편중되어 있다. 특히 분석대상 가운데 사망까지의 기간이 짧은 50대 연령의 관측치가 적어, 이로 인해 연령 및 TTD 별로 도출된 그룹별 기대의료비의 대표성이 상대적으로 크지 못하다는 한계가 있다. 또한 Seshamani and Gray(2004), Zweifel, Felder and Werblow(2004), Howdon and Rice (2018) 등의 분석에서 쟁점이 되었던 방법론과 관련하여, 신은혜·임재영(2014)의 연구에서는 계량 모형을 통해 TTD 변수의 내생성에 대한 검증이 이루어졌으나 본 연구에서는 이와 같은 문제가 고려되지 못하였다. 그럼에도 불구하고, TTD를 도출함에 있어 국내에서 아직 시도되지 않았던 방법론을 적용하여 의료비 모형을 구축, 연령과 TTD 특성에 따라 의료비 변화 추이를 비교해 보았다는 점에 본 연구의 의의가 있다. 향후 의료패널이 보다 장기적으로 축적되어 사망자에 대한 충분한 표본이 확보되고, 이를 건강보험공단 DB와 연계하는 작업을 통해 전체 의료비 지출액에 대한 파악이 가능해진다면 한층 더 대표성을 갖춘 정교한 분석이 가능해질 것으로 기대한다.

## 참고문헌

- 국민건강보험공단. 2018 건강보험 주요통계. 2019.
- 석상훈. 사망 관련 비용이 의료비 지출에 미치는 영향. 보건사회연구. 2012; 32(2): 402-426.
- 신세라, 김정은. 중고령자 가계의 사망 전 본인부담 의료비 지출에 관한 연구. Financial Planning Review. 2018; 11(3): 79-104.
- 신은혜, 임재영. 사망관련비용을 고려한 인구 고령화 현상과 의료비 증가 사이의 관계. 보건경제와 정책연구. 2014; 20(4): 51-80.
- 안영, 사공진. 사망 관련 비용(Cost of Dying)에 대한 경제적 분석- 과잉 진료와 삶의 질을 중심으로. 보건경제와 정책연구. 2017; 23(3): 63-85.
- 우경숙, 신영전. 재난적 의료비 지출이 가구 경제에 미치는 영향: 재정적 대응과 빈곤을 중심으로. 보건사회연구. 2015; 35(3): 166-198.
- 이규식 외. 고령사회를 대비한 노인의료비 효율적 관리방안. 국민건강보험공단·건강복지정책연구원. 2017.
- 이선미 외. 사망 전 의료이용의 합리적 관리를 위한 진료비 지출구조 분석. 국민건강보험공단. 2011.
- 한은정 외. 노인장기요양보험 인정자의 사망 전 급여이용 실태 분석. 국민건강보험공단. 2014.
- 정완교. 노인의료비 지출의 결정요인. 보건경제와 정책연구. 2012;18(4):149-168.
- 통계청. 세계와 한국의 인구 현황 및 전망. (2019.9.2)
- Cameron, C. A., and Trivedi, P. K. Microeconometrics: Methods and Applications. Cambridge, Cambridge University Press. 2005.
- Carreras, M., Ibern, P., and Inoriza, J. Aging and health care expenditure: Exploring the role of individual health status. Health Economics Letter. 2018; 27: 865-876
- Cutler, D. M. and L. Sheiner. Demographics and Medical Care Spending: Standard and Non-Standard Effects in Alan Auerbach and Ron Lee (eds.), Demographic Change and Fiscal Policy. Cambridge University Press. 2001.
- Dow, W. H. and Norton, E.C. The red herring that eats cake: Heckit versus two-part model redux, Triangle Health Economics Working Paper Series, No. 1, University of North Carolina at Chapel Hill. 2001.
- Duan N. Smearing estimate: A nonparametric retransformation method. Journal of the American Statistical Association, 1983; 78(383): 605-610.
- Broström, G. and Edvinsson, S. A parametric model for old age mortality in mediation analysis. Paper presented at the IUSSP 2013 Conference in Busan, Korea. 2012.
- Felder, S., Meier, M. and Schmitt H. Health care expenditure in the last months of life, Journal of Health Economics. 2000; 19: 679-95.
- Fuchs, V. R. Though much is taken: Reflections on ageing, health and medical care, Milbank Memorial Fund Quarterly/Health Sociology. 1984; 62: 143-166.
- Geue et al. Population aging and healthcare expenditure projections: new evidence from a time to death approach. Eur J Health Econ. 2014; 15: 885-896.
- Gompertz, B. On the nature of the function expressive of the law of human mortality, and on a new mode of determining the value of life contingencies. Philosophical Transactions of the Royal Society of London, 1825; 115: 513-583.
- Howdon, D. and Rice N. Health care expenditures, age, proximity to death and morbidity: Implications for an aging population. Journal of Health Economics. 2018; 57: 60-74
- Hyun, K., Kang, S., Lee, S. Population aging and Healthcare Expenditure in Korea. Health Economics. 2016; 25: 1239-1251.

- Jager, K. J., Van Dijk, P. C., Zoccali, C., and Dekker, F. W. The analysis of survival data: the Kaplan-Meier method”, *Kidney international*. 2008; 74(5): 560-565.
- Juckett D. and Rosenberg B. Comparison of the Gompertz and Weibull functions as descriptor for human mortality distribution and their intersection, *Mechanisms of Ageing and Development*. 1993; 69(1-2): 1-31.
- Salas, C., & Raftery, J. P. Econometric issues in testing the age neutrality of health care expenditure. *Health Economics*, 2001; 10(7): 669-671.
- Seshamani, M. and Gray, A. Ageing and health care expenditure: the red herring argument revisited’, *Health Economics*. 2004; 13: 303-314
- Sheather, S. A modern approach to regression with R. Springer Science & Business Media. 2009.
- Oeppen, J. and Vaupel, J. Broken limits to life expectancy. *Science*, 2002; 296: 1029-1031.
- Germán Rodríguez. Parametric Survival Models. Lecture Note. 2010.
- Wooldridge, J. M. Introductory econometrics: A modern approach: Cengage Learning. 2012.
- Zweifel, P., Felder. S., and Meier, M. Ageing of population and health care expenditure: a red herring?. *Health Economics*. 1999; 8: 485-96.
- Zweifel, P., Felder. S., and Werblow. A. Population Ageing and Health Care Expenditure: New Evidence on the ‘Red Herring’. *The Geneva Papers on Risk and Insurance*. 2004; 29(4): 652-666.





세션 1-2

# 상용치료원





발표 1

상용치료원 유무에 따른  
환자중심 커뮤니케이션

황종남 | 원광대학교



# 상용치료원 유무에 따른 환자 중심 커뮤니케이션

## - 한국의료패널 환자 경험 조사를 중심으로

오종목<sup>1</sup> · 황종남<sup>2</sup>

<sup>1</sup>원광대학교 일반대학원 보건행정학과

<sup>2</sup>원광대학교 복지·보건학부

## 목차

### I. 연구의 배경

1. 이론적 개념
2. 연구 목적

### II. 연구 방법

1. 연구 설계
2. 변수
3. 자료원 및 분석방법

### III. 연구결과

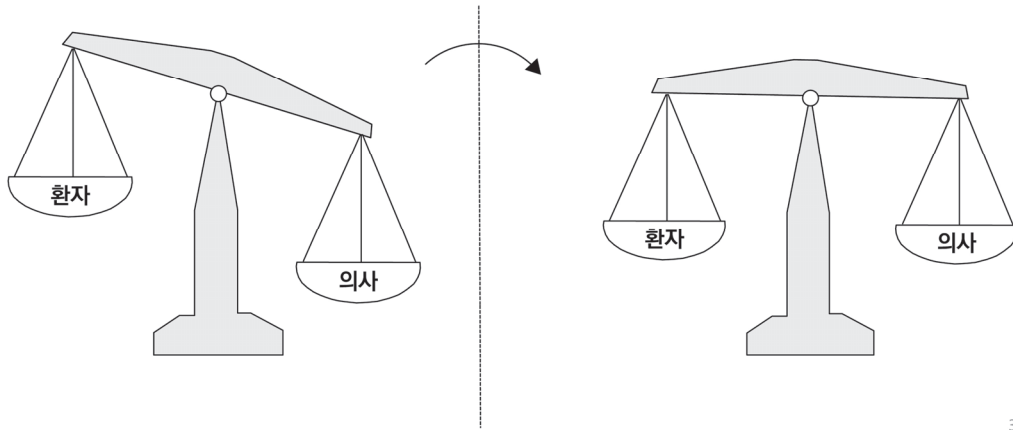
1. 연구대상자의 일반적 특성
2. 상용치료원 유무에 따른 특성
2. 로지스틱 회귀분석 결과
  - 1) 의사와의 대화시간
  - 2) 이해 정도
  - 3) 궁금증 해소
  - 4) 치료 결정

### IV. 결론 및 제언

# 1. 연구배경

## 1. 이론적 개념

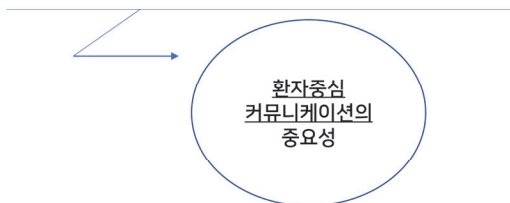
- 현대 보건의료의 패러다임이 '공급자 중심 의료'에서 '환자 중심 의료'로 점차 변화하고 있음



3

# 1. 연구배경

- 환자중심의료
  - 보건의료 제공자, 환자, 환자 가족 사이의 상호 협력적 관계를 형성
  - 치료 및 진단에 관련된 의사결정과정에서 있어 환자의 가치를 존중
  - 의사소통을 통해 환자에게 필요한 정보, 교육, 지원을 보장하는 것



### Patient-Centered Care

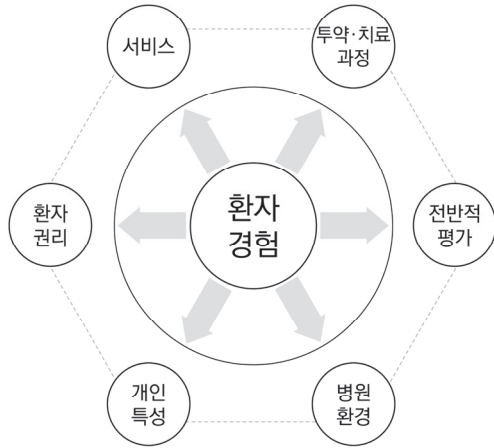


NEJM Catalyst (catalyst.nejm.org) © Massachusetts Medical Society

Resource: IOM (Institute of Medicine). Washington, D.C ;2001. Crossing the Quality Chasm: A New Health System for the 21st Century.

4

## 1. 연구배경



### • 환자 경험 조사

- 환자경험이란, 환자가 보건의료서비스를 받는 모든 과정에서 **인식이나 감정** 등에 직·간접적으로 영향을 미치는 **모든 총체적 과정**
- 환자의 관점에서 보건의료의 질적 수준을 평가할 수 있는 주요한 도구

5

## 1. 연구배경

### • 상용 치료원(Usual Source of Care, USC)

- 주치의 제도의 넓은 개념
- **환자**가 건강문제로 조인 및 상담이 필요할 때 **주로 방문하는** 전문 의료인이나, 병원, 의원, 보건소 또는 기타 장소를 말함
- 치료의 접근성과 지속성, 조정기능 등을 보장할 수 있는 상용치료원은 환자-의사의 관계형성에 영향을 미칠 가능성이 있음

Starfield, B. (1992). Primary care: concept, evaluation, and policy. Oxford University Press. 6

## 1. 연구배경

### 상용치료원 관련 선행연구

- 임상적 결과 관련성
  - 상용치료원을 보유하고 있지 않은 고혈압 환자의 경우 보유하고 있는 환자보다 당화혈색소 수준이 약 10% 높게 나타남 (Rhee et al., 2005)
  - 당뇨병환자에게서 환자-의사 관계 지속성은 혈당 조절에 효과가 있는 것으로 나타남 (Dearinger et al., 2008)
- 건강행태 관련성
  - 상용치료원 보유 군에서 위암 검사, 유방암 검사, 자궁암 검사, 혈압 검사의 수검률이 통계적으로 유의하게 높게 나타남 (Kim, cho, 2007)
  - 상용치료원이 있는 경우 경제적 원인 미충족 의료 및 비경제적 원인 미충족의료를 경험할 확률이 감소하였음 (김광표, 김형엽, 2020)
  - 고혈압과 고지혈증 환자에게 상용치료원이 없을 수록 적절한 치료를 받지 않게 됨 (Spatz et al., 2010)
- 의료이용 관련성
  - 65세 이상 환자들이 의료 지속성을 가질 경우 입원율이 유의미하게 감소하였으며, 의료급여 수급자의 의료비용이 감소됨 (Weiss, Blustein, 1996)
  - 상용치료원을 보유하고 있는 고혈압, 당뇨병 환자들은 그렇지 않은 환자보다 의료비용이나, 본인부담금이 높음 (고숙자, 2012)
  - 상용치료원을 보유하고 있는 경우 외래의료비는 증가하였으나 입원의료비는 감소하였음 (이소담 외 4명)

7

## 1. 연구배경

### 2. 연구 목적

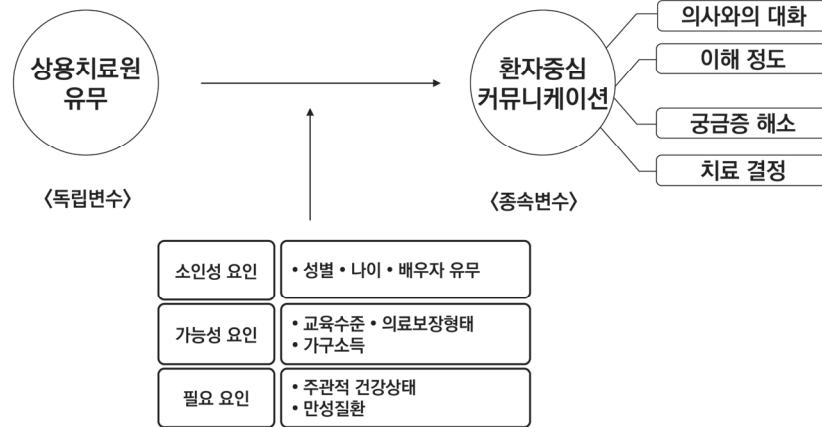
- 상용치료원 유무에 따른 임상적 건강결과의 향상, 건강행태 및 의료이용과 관련한 연구 등은 보고되고 있으나, 환자 중심 커뮤니케이션에 미치는 영향에 대한 연구는 제한적임
- 본 연구에서는 상용치료원 유무가 환자 중심 커뮤니케이션에 미치는 영향을 살펴보고, 이에 따른 정책적 함의점을 제시하고자 함

8



## II. 연구 방법

### 1. 연구 설계



9

## II. 연구 방법

### 2. 변수

#### 1) 독립변수

Q. 귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?

상용치료원 유무	예	상용치료원이 있는 집단
	아니오	상용치료원이 없는 집단

10

## II. 연구 방법

### 2. 변수

#### 2) 종속변수

Q. 귀하가 의사와 대화한 시간은 충분하였습니까?	
의사와의 대화	의사와의 대화 시간이 충분했다
	의사와의 대화 시간이 불충분했다
Q. 의사는 귀하가 이해하기 쉽게 설명했습니까?	
이해 정도	의사의 설명을 이해하기 쉬웠다
	의사의 설명을 이해하기 어려웠다
Q. 의사는 귀하의 치료에 대해 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회를 주었습니까?	
궁금증 해소	질문의 기회가 충분했다
	질문의 기회가 불충분했다
Q. 의사가 치료를 결정할 때, 귀하가 원하는 만큼 의견을 반영해 주었습니까?	
치료 결정	치료의사결정에 충분히 참여함
	치료의사결정에 충분히 참여하지 못함

11

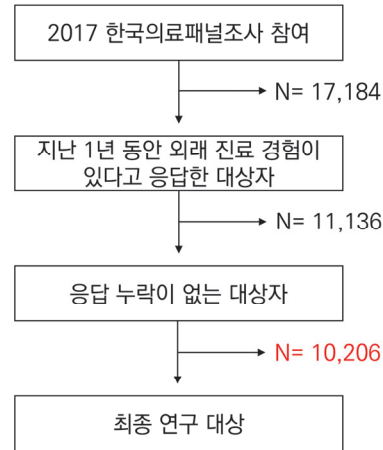
## II. 연구 방법

### 3. 자료원 및 분석방법

- 2017년 한국의료패널조사에 참여한 **17,184명**
- '지난 1년간 응급/입원을 제외한 외래 진료를 위해 병원을 방문한 적이 있는 만 19세 이상 성인 **11,136명**
- 응답 누락이 없는 대상 **10,206명**

**∴ 최종 연구 대상자: 10,206명**

- 상용치료원 유무가 환자중심 커뮤니케이션에 미치는 영향을 확인하기 위해 로지스틱 회귀분석을 실시



12

### III. 연구 결과

#### 1. 연구대상자의 일반적 특성

연구대상자의 일반적 특성			연구대상자의 일반적 특성		
	빈도(명)	백분율(%)		빈도(명)	백분율(%)
<b>성별</b>			<b>의료보장형태</b>		
남자	4316	42.3	건강보험	9677	94.8
여자	5890	57.7	의료급여 등	529	5.18
<b>연령</b>			<b>가구소득</b>		
만 19-34세 이하	1290	12.6	1분위	1471	14.4
만 35-49세 이하	2545	24.9	2분위	1933	18.9
만 50-64세 이하	2951	28.9	3분위	2140	21.0
만 65세 이상	3420	33.5	4분위	2312	22.7
<b>배우자 유무</b>			<b>만성질환 수</b>		
있음	7359	72.1	없음	5438	57.9
없음	2847	27.9	1개	2022	21.5
<b>교육수준</b>			<b>주관적 건강상태</b>		
초등학교 졸업 이하	2334	22.9	2개	1538	16.4
중학교 졸업 이하	1177	11.5	3개 이상	393	4.18
고등학교 졸업 이하	3582	35.0	좋음	3734	36.6
대학교 졸업	3113	30.5	보통	4753	46.6
			나쁨	1719	16.8

13

### III. 연구 결과

#### 2. 상용치료원 유무에 따른 연구대상자의 일반적 특성

상용치료원 유무에 따른 일반적 특성				상용치료원 유무에 따른 일반적 특성				
	Yes(%)	No(%)	P-value		Yes(%)	No(%)	P-value	
<b>성별</b>				<b>의료보장형태</b>				
남성	49.1	50.9	0.18	건강보험	49.0	51.0	< .01***	
여성	50.4	49.6		의료급여 등	65.2	34.8		
<b>연령</b>				<b>가구총소득</b>				
만 19-34세 이하	33.9	66.1	< .01***	1분위	61.5	38.5	< .01***	
만 35-49세 이하	39.3	60.7		2분위	53.1	46.9		
만 50-64세 이하	50.7	49.3		3분위	47.6	52.4		
만 65세 이상	62.9	37.1		4분위	46.5	53.5		
<b>배우자 유무</b>				<b>만성질환 수</b>				
있음	50.0	49.9	0.52	없음	37.9	62.1	< .01***	
없음	49.3	50.7		1개	57.4	42.6		
<b>교육수준</b>				<b>주관적 건강상태</b>				
초등학교 졸업 이하	61.3	38.7	< .01***	2개	66.5	33.5		
중학교 졸업 이하	57.4	42.7		3개 이상	69.7	30.3		
고등학교 졸업 이하	47.7	52.3		좋음	42.7	57.3		
대학교 졸업	40.8	59.2		보통	50.7	49.4		
				나쁨	62.9	37.1		

14

3. 로지스틱 회귀분석 결과  
- 의사와의 대화시간

	OR	의사와의 대화시간		P-value
		95% CI		
상용치료원 유무				
(ref. 있음)				
없음	1.26	1.15	1.38	< .01*
만성질환 수				
(ref. 없음)				
1개	0.96	0.85	1.10	0.59
2개	0.85	0.73	0.99	0.04*
3개 이상	0.80	0.67	0.96	0.02*
주관적 건강상태				
(ref. 좋음)				
보통	1.21	1.09	1.34	0.00*
나쁨	1.54	1.33	1.77	< .01*

15

### III. 연구 결과

3. 로지스틱 회귀분석 결과 - 의사와의 대화시간

- 상용치료원이 있는 집단에 비해 **상용치료원이 없는 집단**(OR=1.26, P < .01)은 의사와의 **대화 시간이 불충분했던 것으로** 나타났다.
- 만성질환이 없는 집단에 비해 **만성질환이 2개인 집단**(OR= 0.96, P= 0.04), **3개 이상인 집단**(OR= 0.80, P=0.02)은 의사와의 **대화 시간이 충분했던 것으로** 나타났다.
- 주관적 건강상태가 좋은 집단에 비해 **보통**(OR= 1.21, P=0.00), **나쁨**(OR= 1.54, P < .01)인 집단은 의사와의 **대화 시간이 불충분했던 것으로** 나타났다.

16

3. 로지스틱 회귀분석 결과 - 의사의 설명 이해 정도	이해 정도			
	OR	95% CI	P-value	
상용치료원 유무				
(ref. 있음)				
없음	1.29	1.17	1.43	<.01*
교육수준				
(ref. 대학교 졸업)				
초등학교 졸업	1.34	1.11	1.62	0.00*
중학교 졸업	1.20	0.98	1.45	0.07
고등학교 졸업	1.09	0.96	1.25	0.17
총가구소득				
(ref. 5분위)				
1분위	1.07	0.87	1.31	0.53
2분위	1.21	1.03	1.43	0.02*
3분위	0.97	0.83	1.13	0.67
4분위	1.13	0.97	1.31	0.11
만성질환 수				
(ref. 없음)				
1개	0.85	0.73	0.99	0.04*
2개	0.84	0.70	0.99	0.04*
3개 이상	0.79	0.65	0.96	0.02*
주관적 건강상태				
(ref. 좋음)				
보통	1.19	1.06	1.33	0.00*
나쁨	1.57	1.34	1.83	<.01*

17

### III. 연구 결과

#### 3. 로지스틱 회귀분석 결과 - 의사의 설명 이해 정도

- 상용치료원이 있는 집단에 비해 **‘상용치료원이 없는 집단(OR=1.29; p < .01)’**은 의사의 설명을 **쉽게 이해하지 못하는** 것으로 나타났다.
- 각 변수의 Reference 그룹에 비해 **교육수준이 초등학교 졸업 이하 집단(OR= 1.34; p < .01), 가구소득 2분위인 집단(OR= 1.21; p= 0.02), 주관적 건강상태가 보통(OR= 1.19; p < .01), 나쁨(OR= 1.57; p < .01)**인 집단은 의사의 설명을 **쉽게 이해하지 못하는** 것으로 나타났다. ,
- 만성질환이 없는 집단에 비해 **만성질환이 1개(OR= 0.85; p= 0.04), 2개(OR=0.84; p= 0.04), 3개 이상(OR=0.79; p= 0.02)**인 집단은 의사의 설명을 **쉽게 이해하는** 것으로 나타났다.

18

3. 로지스틱 회귀분석 결과  
- 궁금증 해소

	OR	궁금증 해소		P-value
		95% CI		
상용치료원 유무				
(ref. 있음)				
없음	1.28	1.16	1.41	< .01*
배우자 유무				
(ref. 배우자 있음)				
배우자 없음	1.15	1.02	1.30	0.02*
총가구소득				
(ref. 5분위)				
1분위	1.07	0.88	1.29	0.51
2분위	1.08	0.92	1.26	0.34
3분위	0.85	0.74	0.98	0.03*
4분위	1.00	0.87	1.15	0.99
주관적 건강상태				
(ref. 좋음)				
보통	1.27	1.14	1.41	< .01*
나쁨	1.36	1.17	1.58	< .01*

19

### III. 연구 결과

3. 로지스틱 회귀분석 결과 - 궁금증 해소

- 상용치료원이 있는 집단에 비해 **'상용치료원이 없는 집단'**(OR=1.28;  $p < .01$ )은 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회가 **불충분했던 것으로** 나타났다.
- 각 변수의 Reference 그룹에 비해 **배우자가 없는 집단**(OR= 1.15;  $p=0.02$ ) / **주관적 건강상태가 보통**(OR= 1.27;  $p < .01$ ), **나쁨**(OR= 1.36;  $p < .01$ )인 집단은 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회가 **불충분했던 것으로** 나타났다.
- 가구소득 5분위인 집단에 비해 **3분위**(OR= 0.85;  $p= 0.03$ )인 집단은 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 **기회가 충분했던 것으로** 나타났다.

20

3. 로지스틱 회귀분석 결과 - 치료 결정	치료 결정			
	OR	95% CI	P-value	
상용치료원 유무				
(ref. 있음)				
없음	1.15	1.05	1.26	0.00*
성별				
(ref. 여성)				
남성	1.12	1.02	1.23	0.02*
연령				
(ref. 만 19세 이상 ~ 34세 이하)				
만 35세 이상~ 49세 이하	1.27	1.06	1.51	0.01*
만 50세 이상 64세 이하	1.21	0.99	1.45	0.05
만 65세 이상	0.98	0.79	1.21	0.84
배우자 유무				
(ref. 배우자 있음)				
배우자 없음	1.15	1.03	1.30	0.02*
총가구소득				
(ref. 5분위)				
1분위	1.25	1.03	1.50	0.02*
2분위	1.32	1.13	1.53	0.00*
3분위	1.08	0.94	1.24	0.28
4분위	1.05	0.92	1.20	0.47
주관적 건강상태				
(ref. 좋음)				
보통	1.17	1.05	1.29	0.00*
나쁨	1.25	1.08	1.45	0.00*

21

### III. 연구 결과

#### 3. 로지스틱 회귀분석 결과 - 치료 결정

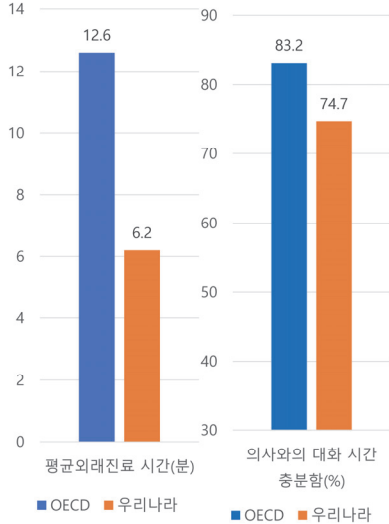
→ 상용치료원이 있는 집단에 비해 **‘상용치료원이 없는 집단’(OR=1.15, P = 0.00)**은 치료 결정을 내릴 때 본인 의견 반영이 **불충분했던 것으로** 나타났다.

→ 각 변수의 Reference 그룹에 비해 **성별이 남성(OR= 1.12, P= 0.02)**, **연령이 만 35~ 49세 이하(OR= 1.27, P=0.01)**, **배우자가 없는 집단(OR= 1.15, P = 0.02)**, **가구소득이 1분위(OR= 1.25, P= 0.02)**, **2분위(OR= 1.32, P =0.00)**, **주관적 건강상태가 보통(OR= 1.17, P= 0.00)**, **나쁨(OR= 1.25, P= 0.00)**인 집단은 **궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회**가 **불충분했던 것으로** 나타났다.

22

## IV. 결론 및 제언

1. 상용치료원이 있는 집단에 비해 없는 집단에서 의사와의 대화 시간이 불충분했던 것으로 나타났다.



- 우리나라의 평균 외래진료 시간은 6.2분으로 OECD 평균인 12.6분에 비해 부족함
- 의사와의 대화 시간이 충분했다고 응답한 경우는 77.9%로 OECD 평균인 81.3%에 비해 불만족한 것으로 나타남

→ 진료시간이 부족할 경우, 환자는 의사를 신뢰하지 못하게 된다는 선행연구의 결과는 충분한 진료시간 확보가 중요함을 의미함

23

## IV. 결론 및 제언

2. 상용치료원이 있는 집단에 비해 없는 집단은 의사의 설명과 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회가 부족했다.

- 의사의 설명을 이해하는 것, 궁금하거나 걱정스러운 점을 의사에게 질문하고자 하는 행위
  - 건강 정보(Health information)를 얻고자 하는 환자의 욕구
  - 이는 자신의 건강에 대한 불확실성을 줄이고, 행동을 통제할 수 있으며, 보건 의료 자원에 대한 접근성 및 활용성을 향상시킬 수 있음
- 상용치료원에서의 환자-의사 사이의 관계형성
  - 지속적인 만남을 통해 환자-의사 사이의 상호 신뢰 관계 형성에 도움이 될 수 있음
- 상용치료원에서의 조정기능
  - 환자 개인에 맞춘 올바른 건강정보 전달이 가능

24



## Ⅳ. 결론 및 제언

3. 상용치료원이 있는 집단에 비해 없는 집단은 치료 의사결정 시 본인의 의견 반영이 불충분했던 것으로 나타났다.

- 환자의 치료결정참여를 위해서 환자-의사 사이의 관계가 중요하다는 연구결과와 같은 맥락
- 치료결정과정에서 환자의 의견이 반영되기 위해서는 환자와 의사 사이의 협력관계(partnership)가 형성이 필요함(Say & Thomson, 2003)
- 환자의 치료 의사결정 참여에 더 직접적인 영향을 미치는 것은 인구사회학적 특성보다 환자-의사 사이의 상호 작용임 (Beisecker, 1990)
- 환자-의사 사이의 신뢰관계, 보건의료제공자들의 환자에 대한 배경지식 등은 환자의 치료결정과정 참여에 대한 접근성을 높일 수 있음(Yoon, 2018)



발표 2

상용치료기관 유형과  
고혈압, 당뇨, 고지혈증 복약순응도

성낙진 | 동국대학교



# 상용치료기관 유형과 고혈압, 당뇨, 고지혈증 복약순응도

성낙진 | 동국대학교

## 요약

만성질환에서 상용치료원 보유와 복약순응도 관련 연구 논문은 많지 않은 현실이다. 게다가 같은 환자를 대상으로 여러 번 조사하여 같은 사람에서의 상용치료원 보유나 유형에서의 변화에 따른 복약순응도 관련 연구는 없다. 이에 저자들은 한국의료패널자료를 이용하여 우리나라에서 유병률이 높고 의료비부담이 큰 대표적 만성질환인 고혈압, 당뇨, 고지혈증 환자를 대상으로 패널분석법을 사용하여 상용치료기관 유형과 복약순응도 관계를 분석하였다. 한국의료패널자료 중 KCD6\_code, 상용치료원 유무 문항과 상용치료원 형태 문항을 모두 포함하고 있는 2012년, 13년, 16년, 17년, 18년 자료를 이용하였다. 상용치료기관 유형은 상용치료기관이 없는 집단, 의원이나 보건소/보건지소를 상용치료원으로 이용하는 집단, 병원/종합병원/대학병원을 상용치료원으로 이용하는 집단으로 나누었고 복약순응도는 보유하는 모든 질환에 대해 정해진 방식대로 복용한다고 답변한 경우를 순응도가 있다고 분류하였다. 상용치료기관 유형과 복약순응도의 이변수 분석에서는 상용치료원이 없는 집단에 비해 보유집단 모두에서 복약순응도가 유의하게 높았다. 최종적으로 고정효과 패널로지스틱 회귀분석을 사용하여 성별, 나이, 교육기간, 가구소득, 결혼상태, 건강보험 종류, 민간건강보험 유무, 자가평가 건강상태, 질환(고혈압, 당뇨, 고지혈증) 보유수, 연간의사방문수를 보정한 후에는 건강보험가입자에서 상용치료원이 없는 집단에 비해 의원/보건(지)소 상용치료기관을 보유한 집단에서 복약순응도는 유의하게 높았으며(교차비 1.71, 95% 신뢰구간 1.38-2.13), 병원 상용치료기관 보유 집단에서는 경계성으로 유의하였다(교차비 1.38, 95% 신뢰구간 0.99-1.92). 상용치료원 보유는 많은 의료적 혜택이 있는데다 만성질환 복약순응도 향상 효과도 있기에 상용치료원 보유, 특히 의원/보건(지)소 상용치료기간 보유를 높일 수 있는 의료정책 시행 필요성을 시사한다.

핵심단어: 상용치료원, 복약순응도, 진료지속성, 만성질환

## I. 서론

만성질환은 OECD 국가에서 사망의 주된 원인일 뿐만 아니라 오랜 기간에 많은 지장을 초래하는 주요 질환이다(WHO, 2020). 2008년 자료에서 높은 혈압은 전 세계적으로 전체 사망의 약 12.8%에 해당하는 750만 명의 사망을 일으키는 것으로 추정되었다. 높은 혈압의 유병률은 25세 이상에서

약 40%에 해당하는 10억으로 추정된다. 고혈압은 뇌출혈, 뇌경색과 더불어 관상동맥질환의 주요 위험요인이다. 수축기 및 이완기 혈압을 140/90mmHg이하로 낮추는 것은 심혈과 질환 합병증 감소와 관련이 있었다. 당뇨병은 유병률이 세계적으로 25세 이상에서 10%로 추정되며, 뇌졸중의 위험을 2배 올리고 신부전, 하지 절단, 시력 저하 및 실명과 관련이 있고 당뇨가 없는 사람과 비교하여 최소 2-3배 이상의 보건 자원을 필요로 하고 당뇨 관리를 위해서는 국가 보건예산의 15%까지를 필요로 한다. 높은 콜레스테롤 수치는 심장질환과 뇌졸중의 위험을 증가시킨다. 허혈성 심질환의 1/3은 높은 콜레스테롤 수치에 기인한다. 40세 남성에서 혈청 콜레스테롤 10% 감소는 5년 내 심장병의 50%를 감소시키고 70세 남성에서는 5년 이내에 평균 20%의 심장질환 감소를 가져온다.

우리나라에서도 고혈압, 당뇨병, 고콜레스테롤혈증은 유병률과 진료비에 있어서 중요한 질병이다. 손동국 등(2016)은 건강보험의 심사결정 자료를 바탕으로 11개 주요 만성질환의 현황을 분석하였는데 2015년에 고혈압 유병률은 11.41%로 만성질환 중 가장 높았으며 단일질환별로 보아 그 다음이 당뇨병으로 4.72%를 차지하였다(정신행동장애, 신경계 유병률이 당뇨보다 약간 높게 나타났지만 단일 질환이 아님). 만성질환별 전체 환자 진료비에서도 고혈압은 26,815억 원으로 대표적 만성질환 11분류 중 악성신생물, 정신행동장애에 이어 3위를 차지하였고 당뇨병은 16,311억 원으로 6위를 차지하였다. 고혈압, 당뇨병은 11개 만성질환 중 다른 만성질환인 심장질환, 대뇌혈관질환, 만성신부전증의 위험요인이기에 관련 진료비를 합치면 더욱 많아진다. 2018년 국민건강영양조사 자료에서는 30세 이상 성인 남자에서 표준화 유병률은 고혈압이 33.2%, 고콜레스테롤혈증 20.9%, 당뇨 12.9%이었고 30세 이상 여자에서는 각각 23.1%, 21.4%, 7.9%로 높게 나타났다(보건복지부 질병관리본부, 2019).

복약순응도는 환자 관리의 중요한 부분이며 임상적 목표를 달성하는데 있어서 필수부가결한 요소이다. (Sabate E(2003)). 그렇지만 만성질환 환자의 50-60%는 처방받은 약물 복용에 대한 불순응을 보이며 그로 인해 응급실 방문 증가, 입원 증가, 좋지 않은 임상 결과, 부작용과 관련이 있으며 이로 인해 보건체계에 부담증가를 야기한다(Svarstad et al, 1999; Hughes et al.,2001; Osterberg & Blaschke, 2005; Lavsa et al., 2011).

WHO(World health organization)에서는 순응도(adherence)를 "사람의 행동(약물복용, 식사, 건강행태 변화)이 보건의료 제공자와의 합의한 권고에 일치하는 정도로 정의하고 있다(Sabate E, 2003). 복약 불순응에는 처방 받은 약물을 조제하지 않는 일차 복약불순응(primary nonadherence)과 조제한 약물을 처방전대로 복용하지 않는 이차 복약불순응(secondary nonadherence)으로 나눌 수 있다(Fisher,2010; Solomom & Jajumdar, 2010; Ho et al, 2009). 복약순응도 측정방법은 일반적으로 주관적 방식과 객관적 방식으로 나눌 수 있다 (Sabate, 2003). 주관적 방식은 약물 복용행위에 대해 의료인 또는 환자 자신이 평가하는 방식이다. 자가 평가 또는 보건의료 전문가 평가가 약물복용을 평가하는 흔한 방식이지만(Velligan et al., 2007) 보건의료 공급자의 책망을 피하기 위한 불순응을 보고하지 않을 수 있는 단점이 있다(Vik et al., 2004). 객관적 측정법에는 알약 수 세기(pill count), 전자감시(electronic monitoring), 2차적 자료분석

(secondary database analysis) 및 생화학적 측정이 있다. 일반적으로 객관적 방법이 좋지만 두 방법은 각각 장점과 단점이 있기에 결합해서 사용하거나 목적에 따라 적절한 방법을 선택해야 한다(Lam & Fresco, 2015; Anghel et al., 2019).

상용치료원(usual source of care, USC)이란 아프거나 건강에 대한 상담을 필요로 하는 경우 주로 방문하는 특정 전문 의료인, 의원, 보건소, 또는 기타 장소를 말한다(US Department of Health & Human Services 2019). 상용치료원은 일차의료에서 최초접촉의 역할과 더불어 포괄성, 조정성과 이에 따르는 지속성과도 관련이 있는 주요한 개념이다(Starfield 1998; Starfield 2005; Friedberg et al. 2010) 상용치료원 보유는 의료서비스의 적절한 이용을 통하여 일차의료에 대한 접근성 향상, 미충족의료의 감소, 예방적 의료서비스 증가와 관련이 있었다(Bartman 1997; Kim JH 2007; Devoe 2012; Villani 2013).

상용치료원과 복약순응도 관련 연구가 3편 있다. 한편은 한국의료패널을 이용하여 2013년 자료를 분석한 내용이며(정연 등, 2016), 다른 1편은 172명 자료를 분석한 소규모 연구(Kerse et al., 2004)이고 나머지 한편은 미국에서 고지혈증 환자를 대상으로 한 연구(Winters et al., 2010)로 3편 모두 상용치료원 보유하는 경우 복약순응도가 증가한다는 내용이지만 모두 일반적 단면적 로지스틱 분석을 사용하였다. 상용치료원의 하나의 속성으로 볼 수 있는 진료지속성과 복약순응도를 연구한 논문도 3편 있다. 각각 당뇨병, 고혈압, 고지혈증 환자를 대상으로 하였으며 지속성지수와 복약순응도와의 관계는 일관적인 결과를 보여주지 못하였다(Robles S,2011;Warren JR,2015;Dossa AR,2017). 이런 맥락에서 국가를 대표하는 여러 연도 자료를 모은 패널자료로 시간불변 변수의 영향을 보정할 수 있는 패널분석법을 적용하여 상용치료원 기관 유형이 만성질환 복약순응도 (compliance)에 미치는 영향을 알아보기로 하였다.

## II. 방법

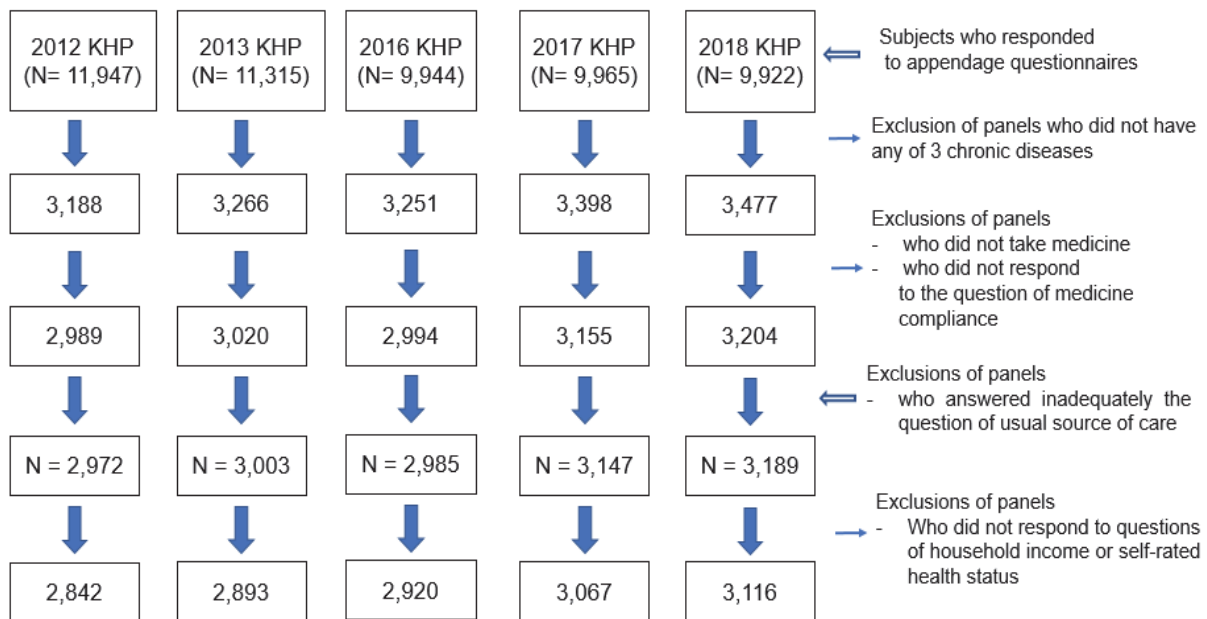
### 1. 분석 자료와 분석대상자 선택과정

본 연구는 한국보건사회연구원과 건강보험공단이 수행한 의료패널 조사 중 2020년에 공개한 2018년까지의 자료(beta version 1.4.1)를 이용하였다. 한국의료패널 자료는 급격한 의료비 증가와 관련하여 적정한 의료비에 대한 정부 정책의 수립과 시행의 기초자료로 활용하기 위하여 2008년부터 수행하고 있는 조사 자료이다. 의료패널 조사대상자는 전 국민을 대상으로 층화표본 추출방법을 바탕으로 대표 표본가구를 선정하고 선정된 가구에 대해서 가구원 모두를 조사하며 일정기간 단위로 동일 대상자에게 조사를 실시하였다. 2014년부터는 추적 중 탈락한 표본을 보충하기 위하여 새로운 표본을 추가하였으나 패널분석을 위하여 본 연구에서는 원표본 자료만을 이용하였다.

한국의료패널의 만성질환 자료는 2013년까지는 앓고 있는 만성질환이 있는지를 포괄적으로 질문

하여 환자가 있다고 답변한 질병에 대해서 자료를 수집하였으며 이는 응답자의 지식수준이나 타 가구원에 대한 정보 이해도에 따라 정확한 정보를 제공하는 데에 한계가 있고 조사원이 응답자의 응답 내용을 토대로 질병 분류표를 참조하여 최종 질병명으로 분류하는 과정 또한 정확성을 담보하는 데에 한계가 있어 2014년부터는 7대 만성질환(고혈압, 당뇨병, 고지혈증, 관절병증, 결핵, 허혈성 심장질환, 뇌혈관질환)에 대해서는 고유의 번호를 부여하여 개별적으로 유무를 확인하여 조사를 하였고 그 이외의 만성질환에 대해서는 포괄적으로 물어서 있다고 답한 질병에 대해서 자료를 수집하였다 ((박은자 등, 2019). 개별적으로 질병유무를 확인한 7대 만성질환 중 유병률이 높고 지속적 약물치료를 필요로 하며 허혈성 심질환과 뇌혈관 질환의 주요 위험 요인인 고혈압(I10-I15), 당뇨(E10-E14), 고지혈증(E78) 보유자를 연구대상으로 삼았다.

Figure 1. Sample selection process



분석자료 선택과정은 Figure 1과 같다. 부가설문에서 상용치료원 유무 문항과 상용치료원 형태문항이 있는 연도는 2009년, 2012년, 2013년, 2016년, 2017년, 2018년이다. 2009년에는 보유만성질환 코드가 오픈코드로 제시되고 KCD6\_CODE가 제시되지 않았고 상용치료원 유무 문항에 무응답/응답거절 건수(1,214건)가 많아서 제외하였다. 5개년도의 원표본자료 부가설문에서 18세 이상 성인이 답변한 총 53,093건 중에서 고혈압(I10-I15), 당뇨(E10-E14), 고지혈증(E78) 중 1개 이상을 가진 사람의 답변은 16,580건이었다. 1년간 의료기관 외래를 방문하지 않은 사람의 답변 건수(1,114건), 1년간 약물 처방을 받지 않은 사람의 답변 건수(102건), 또 복약순응도 문항에 답변을 하지 않은 건수(2건)를 제외하여 복약순응도 문항에 답변을 한 자료는 15,362건이었다. 상용치료원 문항에 답변을 하지 않거나 부적절한 답변을 한 건수(66건)를 제외하니 15,296건이 남았고 통제변수인 자가평가 건강상태에 답을 하지 않은 455건(대부분 대리답변자)과 가구소득에 답변하지 않은 3건



을 제외하고 남은 14,838건을 최종 분석대상으로 하였다. 연도별로는 2012년 2,842건, 2013년 2,893건, 2016년 2,920건, 2017년 3,067건, 그리고 2018년에는 3,116건이었다.

## 2. 변수의 정의

### 가. 결과변수

본 연구의 결과변수는 만성질환 복약순응도(adherence)이었다. 복약순응도를 조사하는 문항은 “해당 만성질환을 관리 및 치료하기 위해 정해진 복용방법대로 복용하십니까?”이었고 답변 문항은 정해진 방법대로 복용하는 편이다.”와 “정해진 방법대로 복용하지 않는 편이다”이었다. 정해진 대로 복용하는 경우에 1점을 그렇지 않은 경우에 0점을 부여하였으며 개인에서 같은 만성질환 범주에 2개 이상의 자료가 있는 경우에는 평균하여 그 질환에 대한 값으로 하였다. 이후에 3개 만성질환 중 2개 이상의 질환을 보유하고 있는 경우에는 평균을 하여 그 사람의 만성질환 복약순응도로 하였다. 평균한 값이 1미만인 경우(하나의 질환이라도 정해진 방법대로 복용하지 않는 편)와 1인 경우(모든 질환에 대해 정해진 방법대로 복용하는 편)로 나누어서 최종 분석을 시행하였다.

### 나. 관심변수

#### (1) 상용치료기관 유형

상용치료기관 유형은 부가설문에 있는 상용치료원 유무를 묻는 문항(SE7)과 상용치료원 형태 문항(SE8)을 결합하여 분류하였다. 상용치료원이 없는 경우, 의원/보건소 또는 보건지소를 상용기관으로 둔 경우, 병원/종합병원/대학병원을 상용기관으로 둔 경우의 3종류로 나누었다. SE7문항은 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?”이며 답가지는 “예”와 “아니요”이다. SE8 문항은 “귀하가 주로 방문하는 의료기관은 어떤 유형입니까?”이며 답가지는 보건소, 의원, 병원, 종합병원/대학병원, 기타, 한방병의원, 해당사항 없음으로 되어 있었으며 “해당사항 없음”은 상용치료원이 없는 사람이었고 “기타”와 “한방병의원” 답변은 건수도 적고 본 연구의 관심영역이 아니라 분석에서 제외하였다. 보건소와 의원을 묶어 지역사회 의원(community clinic/ Health center: CC/HC)으로, 병원과 종합병원/대학병원을 묶어서 병원(hospital)으로 하였다. 의원이란 입원 환자 30인 미만의 의료기관을 말하며 병원은 입원 환자 30이상 수용하는 의료기관을 말하고 종합병원은 입원 환자 100인 이상을 수용할 수 있는 시설을 말한다(의료법, 2020).

## 다. 통제변수

### (1) 성별

성별은 남녀로 나누어 분석하였다.

### (2) 나이

나이는 수치형 자료이다. 나이는 설문 조사 자료 연도에서 생년을 빼어 계산하였으며 18-64세, 65세 이상으로 범주화 하여 사용하였다.

### (3) 교육기간

교육기간은 6년 이하, 7년 이상으로 범주화하였다.

### (4) 가구소득

가구소득은 연간 총 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나눈 상태에서 5분위로 나누어 사용하였다. 제1분위가 최저소득 분위로 이후는 순차적으로 증가하는 범주로 하였다.

### (5) 결혼 상태

결혼 상태는 현재 결혼 상태, 그리고 나머지(현재 이혼, 별거, 사별, 미혼)로 범주화 하였다.

### (6) 건강 보장

건강보장은 공교/직장보험과 지역보험은 혜택이 동일하기에 하나의 범주로 하였다. 의료급여를 포함한 나머지는 부가적 혜택을 받는 경우가 많고 미가입과 같은 일부는 혜택이 아니지만 빈도가 낮아 하나의 범주로 묶어 분석하였다.

### (7) 민간보험 유무

민간보험은 가입한 사람과 가입하지 않은 사람으로 나누어 분석하였다.

### (8) 주관적 건강상태

주관적 건강상태는 5단계 Likert scale로 조사된 문항(SJ7; 귀하께서는 현재 본인의 건강상태가 어떠하다고 생각하십니까?)을 이용하였다. 매우 나쁘거나 나쁘다고 답한 경우, 그리고 좋거나 매우 좋다고 답한 경우를 각각 묶어서 분류하였다. 최종적으로 나쁜 집단, 보통인 집단, 좋은 집단으로 분류하였다.

### (9) 고혈압, 당뇨, 고지혈증 보유수

분석 대상 만성질환 3개 중에서 실제로 보유하고 있는 질환수를 1개인 경우, 2개인 경우, 3개인 경우로 범주화하였다.

### (10) 연간 외래방문수

의료기관 방문 중 그 대상이 치과 또는 한방병의원인 경우는 계산에서 제외하였고 주 치료 내용이 한방적 치료이거나 치과 치료인 경우도 제외하였다. 연간 외래방문수가 0인 경우는 약물처방을 받을 수 없기에 분석에서 제외하였으며 해당 방문수를 4분위로 범주화하였다. 결과적으로 1-13회, 14-21회, 22-36회, 37-362로 분류되었다.

## 3. 분석방법

연도별로 그리고 사회경제적 특성 및 건강관련 변수별로 복약순응도 백분율을 먼저 제시하였다. 이후 사회경제적 특성 및 건강관련 변수의 개별적 하위집단 각각에서 상용치료기관 유형과 복약순응도 사이의 관계는 각 연도의 자료를 모두 합산한 상태에서 카이제곱검정을 시행하였다. 마지막으로 통제변수의 영향을 보정한 상태에서 관심변수인 상용치료기관 유형과 복약순응도와의 교차비를 구하기 위해 패널로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 보정변수를 모두 투입한 고정효과 완전모델(full model)에서 상용치료기관 유형과 통제변수와의 1차 교호작용을 확인하여 유의하게 나온 건강보험과의 교호작용항을 넣은 상태에서 hausman test를 시행하였다. 하우스만 검정에서 고정효과 모델을 시사하였기에 고정효과 패널로지스틱 회귀분석을 최종모형으로 하였다.

패널분석은 개체간 효과와 개체내 효과의 맥락을 고려하여 분석하므로 일반적 횡단분석에 비해 측정 힘든 변수에 대한 교란을 줄일 수 있어서 인과적 관계의 가능성을 높인다(Ferraro et al., 2019). 본 연구에서 사용한 고정효과 패널로지스틱 회귀분석은 한 개체에서 결과변수인 복약순응도 2범주에서 전체 기간(5개년도)에 걸쳐 값이 변하지 않는 개체는 분석에서 제외되기에 자료의 효율성은 떨어지지만 개체 안에서의 연도별 매칭의 방식으로 분석이 진행되기에 측정하기 힘들거나 측정에서 제외된 시간불변변수의 영향을 직접통제함으로써 관심변수와 결과변수의 관계가 인과관계일 가능성을 높여주는 장점이 있다(Hsiao, 2007; Stammann et al., 2016; Charbonneau, 2017). 통계분석은 Stata/SE 16.1(StataCorp LLC)을 이용하였고 P값 0.05미만을 기준으로 유의성을 판단하였다.

### III. 연구 결과

#### 1. 일반적 특성 및 연도별 만성질환 복약순응도 백분율

Table 1. Proportion of medication adherence by general characteristics and years (N=14,838)

(Unit= percent)

Variables	Groups	2012	2013	2016	2017	2018
		(n=2,842)	(n=2,893)	(n=2,920)	(n=3,067)	(n=3,116)
USC	No	89.1	88.1	92.8	92.5	94.4
	USC(CC/HC)	93.5	94.0	97.1	95.0	95.8
	USC(hospital)	95.5	94.6	96.2	95.8	95.1
Gender	Male	92.1	92.5	95.0	93.7	95.1
	Female	91.4	91.9	95.6	94.8	95.4
Age (year)	18-64	88.6	90.0	94.5	92.1	92.8
	65 or more	94.0	93.7	95.8	95.5	96.6
Education (year)	0-6	92.1	92.5	96.0	95.4	96.3
	7-	91.4	91.9	94.9	93.6	94.6
Household income (quintile)	First(lowest)	93.3	92.7	95.4	95.3	96.2
	Second	91.5	91.7	95.0	95.1	96.0
	Third	90.7	92.1	95.2	92.6	95.0
	Fourth	90.5	92.6	94.7	93.8	95.6
	Fifth(highest)	91.7	91.3	96.6	94.0	92.3
Marital status	Married	92.1	92.6	95.5	93.7	95.1
	Othersa	90.6	90.8	95.0	95.7	95.6
Health coverage	NHI	91.9	92.2	95.0	94.4	95.3
	Othersb	90.0	92.1	98.5	93.4	94.7
Private health insurance	No	92.8	92.5	96.4	95.4	96.1
	Yes	90.7	91.8	94.6	93.6	94.8
Self-rated Health	poor	92.3	92.0	96.3	95.1	95.4
	moderate	91.4	92.2	94.9	94.4	95.6
	good	91.4	92.3	95.0	93.0	94.2
No. of diseases among hypertension, diabetes and hypercholesterolemia	1	90.8	91.3	93.9	92.9	93.4
	2	92.8	93.4	97.3	95.7	97.2
	3	96.0	94.4	96.7	96.4	97.0
Yearly doctor visits	1-13	88.9	87.0	92.4	90.6	92.4
	14-21	90.4	92.8	96.5	95.8	95.8
	22-36	93.3	93.7	96.8	96.3	96.9
	37 or more	93.8	94.5	95.8	94.8	95.8

Abbreviation: USC, usual source of care; CC/HC, community clinic or health center. NHI, national health insurance. aOthers, other marital status groups: divorced, separated, widowed, and never married. bOthers, all health coverage (medical beneficiaries for low-income people, special care for national merit, care for foreigners, and stopped care (nonpayment)) other than National Health Insurance.

연구대상자의 일반적 특성에 따른 연도별 만성질환에 대한 복약의 순응도 백분율은 Table 1과 같다. 상용치료원이 없는 사람의 12년의 복약순응도(89.1%)와 비교하면 의원/보건(지)소 상용치료기관 보유자(93.5%)와 병원 상용치료기관 보유자(95.5%)에서 복약순응도가 높고 이런 경향은 나머지 4개 연도에서도 동일하였다. 나이와 만성질환 보유수는 많을수록 복약순응도가 높은 경향을 보이고, 교육기간은 적은 경우, 민간 건강보험은 없는 경우에 복약순응도가 높은 경향을 보였다. 성별, 가구소득, 결혼상태, 건강보험 종류, 자가평가 건강상태, 외래 방문수는 연도에 따라 일관된 양상을 보이지 않았다.

## 2. 변수별 하위집단에서 상용치료기관 유형과 복약순응도 이변수 분석

Table 2. Proportion of medication adherence by general characteristics and types of USC institutions (N=14,838)

(Unit: %)

Variables	Groups	(Sub)total	No USC	USC (CC/HC)	USC (hospital)	P-value
Total		93.8	91.2	95.2	95.4	<0.05
Gender	Male	93.7	90.8	95.0	95.7	<0.05
	Female	93.9	91.5	95.3	95.0	<0.05
Age (year)	18-64	91.5	88.0	93.6	94.4	<0.05
	65 or more	95.2	93.5	96.1	96.0	<0.05
Education (year)	0-6	94.4	92.7	95.5	95.2	<0.05
	7-	93.3	90.1	95.0	95.5	<0.05
Household income (quintile)	First(lowest)	94.6	92.4	95.9	95.4	<0.05
	Second	94.0	91.1	95.1	96.5	<0.05
	Third	93.1	90.1	94.8	95.0	<0.05
	Fourth	93.5	91.0	95.2	94.8	<0.05
	Fifth(highest)	93.3	90.9	94.6	94.8	<0.05
Marital status	Married	93.8	91.2	95.2	95.6	<0.05
	Othersa	93.7	91.1	95.3	94.9	<0.05
Health coverage	NHI	93.8	91.1	95.3	95.5	<0.05
	Othersb	93.8	92.5	94.2	94.7	0.38
Private health insurance	No	94.5	92.6	95.3	96.0	<0.05
	Yes	93.3	90.3	95.2	94.9	<0.05
Self-rated Health	poor	94.2	92.4	95.6	94.9	<0.05
	moderate	93.8	90.7	95.5	96.2	<0.05
	good	93.1	90.8	94.2	94.7	<0.05
No. of diseases among hypertension, diabetes and hypercholesterolemia	1	92.4	89.8	94.1	94.0	<0.05
	2	95.5	93.1	96.5	97.0	<0.05
	3	96.3	95.0	97.4	96.0	0.13

Variables	Groups	(Sub)total	No USC	USC		P-value
				(CC/HC)	(hospital)	
Yearly doctor visits	1-13	90.4	86.3	92.2	94.0	<0.05
	14-21	94.3	91.2	96.2	95.4	<0.05
	22-36	95.4	93.5	96.2	96.9	<0.05
	37 or more	94.9	93.9	95.6	95.6	0.09

Abbreviation: USC, usual source of care; CC/HC, community clinic or health center; NHI, national health insurance. aOthers, other marital status groups: divorced, separated, widowed, and never married. bOthers, all health coverage (medical beneficiaries for low-income people, special care for national merit, care for foreigners, and stopped care (nonpayment)) other than National Health Insurance.

연구대상자 일반적 특성의 하위집단에서 상용치료기관 유형과 만성질환 복약순응도 사이 이변수 분석 결과는 Table 2와 같다. 연도별 자료를 모두 합산하여 포괄적으로 비교하여 3개 만성질환 복약 순응도는 상용치료원이 없는 경우에 91.2%이었고 의원/보건(지)소 상용치료기관 보유자에서는 95.2%, 병원 상용치료기관 보유자에서는 95.4%이었다. 건강보험 상태에서 직장보험이나 지역보험이 아닌 기타의 경우, 3개의 만성질환 모두를 가지고 있는 경우, 연간 외래 방문수가 37회 이상인 경우를 제외하고는 일반적 특성의 모든 하위집단에서 상용치료원이 없는 경우에 비해 상용치료원이 있는 경우에 복약순응도가 유의하게 높았다. 유의하지 않은 3개 하위집단에서도 복약순응도는 상용치료원이 있는 경우에 높게 나타났다.

### 3. 관련변수 보정한 상태에서 상용치료기관유형과 복약순응도 교차비

Table 3. Odds ratios of medication adherence by types of USC institutions using fixed effects multiple panel logistic regression (2,576 observations, 629 groups)

Variables	Subgroups	Odds ratio(95% Confidence Interval)	
		NHI	Others
Types of USC	No USC	1	1
	USC(CC/HC)	1.71(1.38-2.13)	1.09(0.54-2.22)
	USC(hospital)	1.38(0.99-1.92)	0.46(0.17-1.23)
Health coverage	NHI	1	
	Othersa	0.21(0.06-0.79) in no USC group 0.53(0.13-2.17) in USC(CC/HC) group 1.92(0.47-7.79) in USC(hospital) group	
Gender	Male	1	
	Female	omitted	
Age(year)	18-64	1	
	65-	1.72(1.10-2.71)	

Variables	Subgroups	Odds ratio(95% Confidence Interval)	
		NHI	Others
Health coverage			
Education duration (year)	0-6	1	
	7-	0.96(0.23-4.02)	
Household income (quintile)	First(lowest)	1	
	Second	0.99 (0.68-1.43)	
	Third	0.87 (0.57-1.35)	
	Fourth	1.33 (0.81-2.20)	
	Fifth(highest)	1.53(0.87-2.68)	
Marital status	Married	1	
	Others <sup>b</sup>	1.78(0.92-3.47)	
Private health insurance	No	1	
	Yes	1.26(0.73-2.19)	
Self-rated health	Poor	1	
	Moderate	1.01(0.77-1.33)	
	Good	0.99(0.71-1.37)	
No. of diseases among hypertension, diabetes and hypercholesterolemia	1	1	
	2	1.93(1.37-2.72)	
	3	2.67(1.40-5.09)	
Yearly doctor visits	1-13	1	
	14-21	1.26(0.96-1.67)	
	22-36	1.20(0.85-1.68)	
	37-	0.89(0.58-1.36)	

Abbreviation: USC, usual source of care; CC/HC, community clinic or health center; NHI, national health insurance. aOthers, all health coverage (medical beneficiaries for low-income people, special care for national merit, care for foreigners, and stopped care (nonpayment)) other than National Health Insurance.

<sup>b</sup>Others, other marital status groups: divorced, separated, widowed, and never married.

여러 변수를 보정한 상태에서 복약순응도 교차비는 Table 3에 표시하였다. 건강보험가입자에서 여러 변수를 보정한 상태에서 상용치료원을 보유하지 않은 경우와 비교하여 의원/보건(지)소 상용치료기관 보유자에서는 복약순응도가 교차비 1.71로 유의하게 높았으며 병원 상용치료기관 보유자에서는 교차비 1.38로 경계성의 유의성을 보였다(P= 0.06). 의료급여를 포함한 기타 건강보험집단에서는 상용치료기관 보유 2집단 모두에서 유의한 차이가 없었지만 교차비는 병원 상용치료기관 보유자에서 0.46으로 많이 낮았다. 18-64세 집단에 비해 65세 이상에서 복약순응도가 높았고(교차비 1.72) 고혈압, 당뇨, 고지혈증 중에서 질병 1개를 보유한 경우에 비해 2개 또는 3개를 보유한 경우에 복약순응도가 각각 교차비 1.93과 2.67로 유의하게 높았다.

## IV. 고찰 및 토론

본 연구에서 건강보험가입자 중에서 상용치료원이 없는 경우에 비해 의원/보건(지)소를 상용치료 기관으로 하는 사람은 고혈압, 당뇨, 고지혈증에 대한 복용순응도가 유의하게 높았다(교차비 1.71). 병원을 상용치료기관으로 하는 경우에는 경계성의 유의성을 보였으며 교차비는 1.38로 의원/보건(지)소 보유자에 비해 낮았다. 저자들이 알기로는 지금까지 복용순응도 연구에서 패널분석법을 사용하여 만성질환이나 약물치료에 대한 건강신념, 개인의 정동적 성향, 가족의 지지 등 연도에 따른 변화가 많지 않을 것으로 보이지만 측정이 힘들거나 하지 않은 시간불변 변수를 보정한 연구는 없었다. 그런 면에서 우리 연구는 기존의 연구에 추가적인 근거를 더하였다. 또한 상용치료원이 없는 경우와 비교하여 병원을 상용치료기관으로 하는 경우에 비해 의원/보건(지)소를 상용치료원으로 하는 경우 복용순응도 교차비가 높았으며 유의성도 명확하였다(병원에서는 경계성 유의성).

정연 등이 2012년 한국의료패널자료를 이용하여 한 분석에서 상용치료원이 없는 경우에 비해서 상용치료기관이 있는 경우 복용순응도 교차비가 1.54로 유의하게 높았던 결과는 우리연구(교차비 1.51)와 비슷하였다(정연 등, 2016). 이 연구에서는 만성질환 보유자 모두를 대상으로 하여 1년 자료를 단면 분석하였으며 우리 연구는 3개 주요 만성질환보유자를 대상으로 한국의료패널 5개년도의 자료를 이용하여 패널분석(고정효과모형)을 하였기에 건강신념, 약물복용에 대한 태도, 질병에 대한 가족들의 태도와 같은 시간불변에 가까운 요인들이 추가적으로 보정된 결과가 다른 점이다. 실제 2012년 패널자료 분석에서 의약품 미복용 이유로 해당질환에 대한 약물치료 효과에 대한 의문, 약 먹는 것을 잊어버리는 경우, 효과가 없거나 부작용 경험 및 우려가 있었는데(정연 등, 2016) 우리의 분석은 이런 부분을 보완할 수 있는 장점이 있다. 위의 연구에서는 상용기관이나 주치의 유무로 비교를 하였고 추가적인 상용치료원 결합 유형에 대해서는 분석을 하지 않았기에 상용치료원 유형별 결과는 비교를 할 수 없었다.

미국 연구는 1999-2006년의 NHANES(National Health and nutrition Examination Survey)자료를 이용하여 고지혈증 치료에서 상용치료원의 역할을 분석하였다(Winters et al., 2010). 고지혈증에 해당하는 사람의 25%에서 치료약물인 statin을 복용하고 있었으며 상용치료원을 보유하지 않은 집단과 비교하여 보유 집단에서 약물복용이 유의하게 높았으며(교차비 4.47) 저밀도지단백콜레스테롤(LDL\_C)을 목표수치로 유지하는 면에서는 통계적 유의성은 확보하지 못하였지만 증가경향(교차비 2.0, 95%신뢰구간 0.94-4.6)을 보였다. 환자의 답변으로 약물복용을 확인한 점은 우리 연구와 동일하지만 연구시점 앞의 1개월 기간의 약물복용을 확인한 점과 고지혈증 환자만을 대상으로 하여 일반적 로지스틱분석을 사용한 점은 차이점이다.

뉴질랜드에서 172명을 대상으로 진료 4일 후에 전화로 약물 구입과 약물 복용을 확인하여 분석한 결과에서 상용치료원이 있는 경우에 유의하게 높은 교차비(보정하지 않은 경우 2.87로 유의하지 않았으며 보정 후에는 5.98로 유의)를 보인 것과는 유사한 결과이다. 위 연구는 소규모 연구로 약물구입을 포함하였으며 역시 한 시점 자료를 이용하였다(Kerse N, 2004).



상용치료원 보유와 연관되는 속성 중 하나인 진료지속성과 복약순응도 관련을 분석한 연구를 보면 캐나다 퀘벡 주에서 새로 진단받은 당뇨 18세 이상 환자 60,000명을 대상으로 행정자료를 이용하여 2년 후 시점에서 약물 지속과 약물 복용을 확인한 코호트연구를 시행하였다(Dossa AR, 2017). 첫째의 자료를 이용하여 진료지속성지수를 구하고 2년째 자료에서 가장 최근 약물 조제를 기준으로 현재 약물을 보유하고 있는 경우를 약물지속(persistence)으로, 1년을 기준으로 약물이 공급된 날짜를 365일로 나누어 약물소지율(medication possession ratio;MPR)을 계산하였고 80% 이상을 순응도 기준으로 하였다. 개인의 진료지속성지수를 3 범주화하여 최하위 범주에 비해 최상위 범주에서 약물 지속과 약물복용 모두 유의하게 높았지만 교차비는 각각 1.04로 연관 강도가 낮았다. 이 연구는 코호트연구이기에 시간적 선후를 구분하였고 행정자료를 이용하여 약물 지속과 복용여부를 확인한 장점이 있는 반면 중도탈락부분, 복약순응도 계산의 복잡성, 측정이 쉽지 않은 개인의 특성을 보정할 수 없었다. 당뇨 환자만을 대상으로 한 점, 약물 복용 기준치를 80%로 한 부분도 우리 연구와 다른 부분이다.

오스트레일리아 연구에서는 연구 시점 90일 이내에 Statin 약물 구입을 한 고지혈증 환자를 대상으로 메일을 이용하여 연구 참여 동의와 설문지 답변을 받았으며(회신율: 18%)를 36,144명을 대상으로 2년의 연구 기간 동안의 usual provider continuity index(UPI)를 구하여 3분위로 나누었고 복약순응도는 행정자료를 이용하여 약물소지율을 구하였고 복약순응도 여부는 약물 구입 80%를 기준으로 하였으며 경향점수(propensity score)를 이용한 matching방법으로 통제변수 영향을 보정하였다(Warren JR, 2015). 최하위3분위와 비교하여 최상위 3분위는 약물소지율(MPR)이 5% 증가하였으며 statin을 처음 복용하는 경우에는 더 높은 연관성(RR 1.33, 95% CI 1.15-1.54)을 보였다. 위의 연구는 고지혈증 환자를 대상으로 한 점, 행정자료를 이용하여 복약순응도를 구하였으며, 측정 힘든 개인특성을 보정하기 힘든 점 등이 우리 연구와 다르다.

메디케어 수혜자인 67세 이상 고혈압 환자를 대상으로 한 미국 연구에서 고혈압 진단 전 1년 동안의 진료지속성 지수를 3분위로 나누었으며 경향점수를 이용하여 matching으로 관련변수를 보정한 후에 고혈압 약물 복용 순응도를 분석하였다(Robles S, 2011). 진료지속성이 높은 경우에 약물 구입은 많이 하였지만 약물소지율(MPR, 0.80 이상을 순응도 기준으로 삼음)로 측정된 고혈압 복약순응도는 유의한 차이가 없었다. 하위 집단 추가 분석에서 심혈관질환이 없는 경우, 또는 심혈관질환이 없고 동시에 입원한 적이 없는 경우에는 진료지속성 지수가 중간에 해당하는 경우 고혈압 복약순응도가 유의하게 높게 나타났다. 이 연구는 나이 많은 고혈압 환자 중 메디케어 수혜자를 대상으로 한 점, 복약순응도 평가 기준, 상용치료원이 아닌 진료지속성 지수를 관심변수로 한 점 등은 우리 연구와 다른 부분이다. 미국의 NHANES 2007-2012년 자료를 이용하여 18세 이상의 고혈압 환자 대상 연구에서 상용치료원 보유는 그렇지 않은 경우에 비해 혈압조절이 되는 교차비가 3.89로 유의하게 높게 나타났는데(Dinkler et al., 2016) 매개변수의 하나로 높은 복약순응도를 생각할 수 있다.

본 연구에서는 고혈압, 당뇨, 고지혈증에 대한 전체적 복약순응도는 93.8%이었다(Table 2). 선진국에서 천식, 암의 완화치료, 우울, 당뇨, 간질, 에이즈, 고혈압, 흡연, 결핵에 대한 출판물을 요약한 WHO 보고서는 만성병 치료에 대한 순응도가 50%에 불과하다고 하였다(World Health Organization,

2020). 상용치료원(진료지속성 포함)관련 연구에서도 캐나다 당뇨병환자의 약물지속이 79-83%이었고 그 중 복약 순응이 79-81%이었으며(Dossa AR, 2017), 오스트레일리아 고지혈증 환자에서 약물 소지율(기준 0.8)로 측정된 고지혈증 약물인 Statin에 대한 복약순응도 범위가 77-82%이었고(Warren JR, 2015), 뉴질랜드연구에서는 복약순응도가 79%이었다(Kerse N, 2004). 본 연구에서 복약순응도가 높게 나온 이유는 처방전을 조제하여 계속 복용하는 부분에서의 지속 복용(persistence)에 해당하는 1차 복약순응도는 다루지 않은 것과 둘째로 복약순응도를 “예/아니요” 방식의 1문항의 설문으로 1년 전체를 대상으로 포괄적으로 조사하였고 대상자의 자가보고 방식으로 조사한 것이 영향을 주었을 것이다. 자가보고 방식으로 조사하는 경우 객관적 조사방식, pill count 등과 비교하여 복약순응도가 높게 나오는 경향이 있다 (Anghel et al., 2019; Lan & Fresco, 2015). 본 연구에서 사용한 고정효과 패널로지스틱 회귀분석은 대상자 각각에서 연도별 순응도를 비교하는 방식이기에 복약순응도 답변에서의 판단기준, 도덕적 이유로 불순응을 숨기는 성향에서는 문제가 되지 않을 것으로 보인다. 최초 자료인 2012년과 최후 자료인 2018년 사이의 6년 사이의 자연적 변화로는 회상 비뚤림(recall bias) 측면에서 상용치료기관 유형과 복약순응도 사이에서 차별적으로(differentially) 작용하지는 않을 것으로 생각된다. 한국의료패널 조사에서는 상용치료원이나 복약순응도 이외에도 민간보험 가입여부, 민간보험 보상여부, 만성질환 관련, 일반약품 사용, 응급실 방문, 외래 방문, 입원, 흡연, 음주, 운동, 식생활과 같은 건강행태, 삶의 질, 활동제한, 의료접근성 등에 대해 포괄성 조사를 하였고 면담자도 의료인이 아닌 일반인이 주로 담당하였기에 도덕적 이유로 거짓답변을 할 가능성도 높지는 않을 것이기에 다른 복약순응도 측정법과 비교하여 본연구의 주관적 조사방식이 연구의 결론을 바꾸지는 않을 것으로 보인다.

본 연구에서는 고혈압, 당뇨, 고지혈증 중 보유 질환수가 1개에 비해 2개, 3개인 경우에 각각 교차비 1.93과 2.67로 많을수록 높은 복약순응도를 보였다. 본 연구는 고정효과 패널로지스틱 회귀분석을 사용하였기에 위의 결과는 동일 개체내에서 보유질환수 변화에 따른 복약순응도 교차비이다. 위의 3가지 질환이 완치되는 경우는 매우 적어서 꾸준히 관리를 하는 질환이고 나이가 증가함에 따라 유병률이 높아지는 질병이기에 개인에서 추가적 질병이 발생할수록 약물복용을 잘한다는 것을 알 수 있다. 고지혈증 치료에서 일반적으로 고혈압이나 당뇨와 같은 동맥경화 위험요인의 개수가 증가함에 따라 콜레스테롤 목표수치가 하향 조정되며, 고혈압과 당뇨의 경우에도 병발 질환이 있는 경우 더욱 엄격한 관리를 권고하는 질병이기에 위의 결과는 바람직한 현상으로 보인다(Leibowitz et al, 2017). 최근에 복약순응도를 높이기 위해 하루 1회 복용약물과 1알에 여러 약물을 함유한 복합제제의 사용이 많아진 점, 환자의 편리성을 위하여 여러 약물을 복용하는 경우에도 한꺼번에 복용해도 되는 처방을 하는 점 등도 한 요인으로 보인다. 위의 결과는 오스트레일리아 고지혈증 환자 연구에서도 병발질환이 증가할수록 복약순응도가 유의하게 증가한 것과 비슷한 소견이다(Warren JR, 2015). 2012년 한국의료패널자료를 분석한 정연의 연구에서 만성질환의 보유 개수가 4개 이상일 경우 복약지속률과 복약순응도가 유의하게 떨어진다는 소견과는 반대가 되는 소견이다(정연 등, 2016). 정연 등의 연구는 모든 만성질환의 복약을 분석하여 어느 한 질환에서라도 비지속이나 불순응이 있는 경

우를 약물 비지속이나 불순응으로 분류한 점, 지속적 약물복용보다는 필요한 시점에서만 약물을 복용하는 질환(예: 관절염)이나 완치가 가능한 질환(예: 갑상선기능항진증)을 모두 포함한 점이 우리 연구와 다른 결과를 보인 요인으로 생각된다. 추가적으로 1년 치의 자료를 분석한 자료로 개개인 사이의 비교인 점이 같은 개체내에서의 연도에 따른 비교를 한 우리 연구와 다른 점이다.

본 연구에서는 순응(adherence)과 불순응(non-adherence)을 구분하는 경계수치로 100%를 사용하였다. 약물복용에서 순응과 불순응을 구분하는 경계 수치(cut-off point)에 대해서는 명확한 근거가 없다. 고혈압 약물에 대한 경험적 근거를 기초로 하여 0.8을 제시한 이후로(Haynes et al., 1980), 여러 연구자들이 이 기준을 이용하였다(Caro et al., 2004; Doro et al., 2005; Hansen et al., 2010). 최근 임상적 결과와 연관한 복약순응도 경계 타당성을 분석한 체계적 요약에서는 80% 경계수치를 배제하거나 확정할 수 없었다(Baumgartner et al., 2018). 대상 질병(염증성 장질환, 조현병/당뇨/고혈압/고지혈증/울혈성심부전, 제2형 당뇨, 다발성경화증, 고지혈증, 심부전)에 따라 임상적 지표에 따라 넓은 범위를 보였는데 목표로 한 임상적 결과와 연관한 경계수치는 울혈성심부전의 63%에서 고지혈증 약물인 statin의 90%까지의 범위이었다. 본 연구에서는 한 문항의 질문에 대해 대상자의 주관적 답변을 기준으로 순응도를 확인한 점(0%와 100%의 복약순응도)과 고혈압, 당뇨, 고지혈증에 대해 개별적으로 복약 순응을 구하고 2개 이상의 질병을 보유한 경우에는 평균값을 구하여 100%인 경우를 복약순응으로 범주화하여 자료를 처리하였다. 복약순응도 평균값에서 통상적인 80%를 경계로 분류를 하여도 실제 자료에서 순응과 불순응이 다르게 분류되는 경우는 1건에 불과하여 결론은 동일하였다.

우리 연구에서 상용치료원이 없는 경우에 비해 상용의료기관이 병원(종합병원, 전문병원 포함)인 경우보다 의원/보건(지)소인 경우에 복약순응도 교차비가 더 높았다(Table 3). 복약순응도 교차비가 다르게 나타난 원인으로는 관계지속성이 하나의 기전일 수 있다. 복약순응도를 저해하는 요인에는 투약의 복잡성, 투약 용량의 간편성, 투약기간, 비용, 동반질환, 질병의 증상 등의 많은 요인들이 있다(Wang et al., 2005; Ogedegbe et al., 2004). 상용치료기관이 존재하는 경우 의무기록을 통하여 환자의 동반질환 뿐만 아니라 다른 전문과목이나 다른 의사가 처방한 약물, 시행한 검사 결과들을 공유함으로써 약물 상호작용이나 약물 투여 시간 등을 조정할 수 있는 장점이 있다. 우리나라 의원은 단독개원이 80%이상이고 근무 의사수가 3명 이하까지 포함하면 95%이상이어서(KMA의료정책연구소, 2017; 이정찬 2018) 병원에 비해 정보의 지속성보다 긴밀한 관계의 지속성이 상대적으로 강하며 환자-의사 관계 형성에 의해 의사소통이 원활해지고 신뢰도도 증가한다. 의사는 환자가 가지고 있는 질병 이외에도 환자의 취향, 환자의 생활환경, 사회경제적 요인에 대한 정보까지를 고려한 환자중심적인 처방을 할 수 있다.

우리나라 건강보험청구자료를 이용하여 2008년에 고혈압으로 새로 진단받고 약물처방을 받은 사람을 대상으로 한 Kim HJ et al.(2016) 연구에서 약물소지율이 70%이상인 경우에 비해 40-59%인 경우에 합병증 발생위험도가 1.36으로 유의하게 증가하였으며, 또한 복약순응도를 보정한 상태에서 주 방문의료기관이 전문병원/종합병원인 경우에 비해 보건소, 의원, 병원인 경우에 모두 합병증 발생 위험도가 유의하게 적었지만 위험도의 감소는 보건소(위험비 0.51)와 의원(위험비 0.55)에서 병원(위

험비 0.70)보다 더 크게 나타났다. 이 연구에서 복약순응도를 보정한 상태에서도 의원이나 보건(지)소를 상용치료기관으로 이용하는 경우에 합병증 발생위험이 더욱 감소하였다는 것은 복약순응도 이외의 다른 기전이 합병증 발생에 관여함을 나타내는 소견이다. 의무기록을 통한 정보지속성을 넘어서는 한 사람 또는 적은 수의 의사를 만나면서 형성된 관계지속성과 그에 연관되는 속성이 기전의 하나일 것으로 생각된다. 이 연구는 복약순응도에 미치는 영향을 배제한 상태에서의 합병증 발생 차이의 의미이지만 같은 논리가 우리연구에서는 복약순응도 차이의 하나의 기전일 수 있을 것으로 생각된다.

상용치료원 존재가 복약순응도를 높이는 기전에 대해서는 대표적 속성인 진료지속성 증가(Robles et al., 2011; Warren et al., 2015; Dossi et al., 2017)와 그에 관련된 환자-의사관계 형성, 의사소통 원활 외에도 의료기관 접근성 향상, 신뢰, 의사-환자 일치율, 약물시작 및 추적관리 적정용량 조정 증가, 다른 만성질환 질환 보유 경향 등이 거론된다. 환자 문제의 속성에 대한 의사-환자 일치율(physician-patient concordance)이 복약순응도와 유의한 관련이 있었다(Stanton et al., 1987; Maly et al., 2002; Vedsted et al., 2002; Kerse et al., 2004). 의사에 대한 신뢰도(Kerse et al., 2004)도 복약 순응도와 유의한 연관이 있었다. 고혈압 환자에서 상용치료원 보유는 의료기관 접근성, 추적 관리, 약물치료, 적정 약물용량 조정과 관련이 있었다(Moy et al., 1995; Mainous et al., 2001; Kerse et al., 2004). 다른 만성질환 보유에서 상용치료원 보유가 많고 다른 질환의 관리가 해당약물 복용순응도와 관련이 있었다(Egan et al., 2013; Egan et al., 2014).

본 연구에는 제한점이 있다. 첫째, 복약순응도 중 처방 받은 약물을 구입하거나 이후 다시 처방을 받은 부분을 다루지 않고 처방 받은 약물을 정해진 방법대로 복용하는 부분만을 다룬 점이다. 둘째, 복약순응도를 한문항의 설문으로 환자의 자가보고 방식으로 조사한 점이다. 셋째, 한 시점에서 1년 기간에 대해 조사하는 것이기에 회상 비뚤림(recall bias)가능성이다. 그렇지만 본 연구는 국가를 대표하는 표본을 대상으로 한 연구이며 고정효과 패널로지스틱 방법을 사용함으로써 동일인에서 연도에 따른 상용치료기관 변화에 따른 복약순응도를 분석하였기에 측정하기 힘든 건강신념, 약물 복용에 대한 태도, 설문에 답하는 성향과 같은 시간에 따라 잘 변하지 않는 요인들이 통제됨으로써 상용치료기관 유형과 복약순응도의 관계가 인과적 관계일 가능성을 높인다.

의료보장형태의 기타 집단에서는 상용치료기관과 복약순응도 사이의 유의한 관계가 없었다. 이 집단 안에는 의료급여 1종, 2종, 건강보험의 차상위 경감 대상자, 국가유공자 특례, 건강보험가입 + 특혜 등 다양한 특성을 가진 집단으로 의료비 면제 또는 경감조치를 받는 경우가 많고 상대적으로 표본수가 적은 집단이다. 이 집단에 대해서는 추후 정밀연구를 필요로 한다. 추후 연구할 주제는 상용치료원과 약물지속(persistence)을 포함한 복약순응도, 그리고 관절염과 같은 다른 특성을 가진 질병에서의 관계 등이다.

결론적으로 국가 대표 표본에서 건강보험가입자 경우 지속적 관리를 필요로 하는 만성질환에서 상용치료기관, 특히 의원/보건(지)소를 상용치료기관으로 보유하는 경우에 상용치료원이 없는 집단에 비해 복약순응도가 유의하게 높았다. 상용치료원 보유는 기존 연구에서 많은 의료적 혜택이 있었고 본 연구에서는 만성질환에서의 복약순응도도 높이기 위해 상용치료원 보유, 특히 의원/보건(지)소 상용치료기관 보유를 높일 수 있는 의료정책 시행 필요성을 시사한다.

## 참고문헌

- 박은자, 정연, 서제희, 배정은, 이나경 등(2019). 2017년 한국의료패널 기초분석보고서(II)- 질병 이환, 만성질환, 건강 행태와 건강 수준. 한국보건사회연구원 연구보고서 2019-43-01. available at <https://www.khp.re.kr:444/web/research/board/list.do?bbsid=13>, accessed at 28 October, 2020.
- 보건복지부 질병관리본부(2019). 2018 국민건강통계: 국민건강영양조사 제7기 3차년도(2018년). available at [https://knhanes.cdc.go.kr/knhanes/sub04/sub04\\_03.do](https://knhanes.cdc.go.kr/knhanes/sub04/sub04_03.do), accessed at 28 October, 2020.
- 의료법(2020). 국가법령정보센터. 법률 제17472호. 제32조. available at <https://www.law.go.kr/LSW/lInfoP.do?efYd=20200912&lsiSeq=220901#0000>, accessed at 29 October, 2020.
- 이정찬(2018). 2016 전국 의사조사. 의료정책포럼 16(1):65-69.
- 손동국, 백종환, 이수연, 조정완(2016). 만성질환의 유병률 변화에 따른 진료비 추정. 국민건강보험 건강보험정책연구원 연구보고서 2016-1-0002.
- 정연, 변진옥(2016). 만성질환자의 상용치료원 이용과 복약순응도 간의 관계. 한국임상약학회지 26(2):128-136.
- KMA의료정책연구소(2017). 2016 전국 의사조사. 연구보고서 2017-02. available at [https://rihp.re.kr/bbs/board.php?bo\\_table=doctor\\_research&wr\\_id=1](https://rihp.re.kr/bbs/board.php?bo_table=doctor_research&wr_id=1), accessed at 28 October 2020.
- Anghel LA, Farcas AM, Oprean RN(2019). An overview of the common methods used to measure treatment adherence. *Medicine and Pharmacy reports* 92(2):117-122.
- Bartman BA, Moy E, D'Angelo LJ(1997). Access to ambulatory care for adolescents: the role of a usual source of care. *J Health Care Poor Underserved* 8(2):214-26.
- Baumgartner PC, Haynes RB, Hersberger KE, Arnet I(2018). A systematic review of medication adherence thresholds dependent of clinical outcomes. *Front. Pharmacol.* 9:1290. doi: 10.3389/fphar.2018.01290.
- Caro JJ, Ishak KJ, Huybrechts KF, Raggio G, Naujoks C(2004). The impact of compliance with osteoporosis therapy on fracture rates in actual practice. *Osteoporos. Int.* 15, 1003-1008. doi: 10.1007/s00198-004-1652-z.
- Charbonneau KB(2017). Multiple fixed effects in binary response panel data models. *Econometrics Journal* 20:S1-S13.
- Devoe JE, Tillotson CJ, Wallace LS, Lesko SE (2012), Angier H. The effects of health insurance and a usual source of care on a child's receipt of health care. *J Pediatr Health Care* 26(5):e25-35.
- DeVoe JE, Tillotson CJ, Wallace LS, Lesko SE, Pandhi N (2012). Is health insurance enough? A usual source of care may be more important to ensure a child receives preventive health counseling. *Matern Child Health J* 16(2):306-15.
- Doró P, Benko R, Kosik E, Matuz M, Tóth K, Soós G(2005). Utilization of oral antihyperglycemic drugs over a 7-year period (1998-2004) in a Hungarian population and adherence to drug therapy. *Eur. J. Clin. Pharmacol.* 61, 893-897. doi: 10.1007/s00228-005-0031-9.
- Dossa AR, Moidsn J, Guenette L, Lauzier S(2017). Association between interpersonal continuity of care and medication adherence in type 2 diabetes: an observational cohort study. *CMAJ* 5(2):E359-E364. *CMAJ Open* 2017. DOI:10.9778/cmajo.20160063.
- Dinkler JM, Sugar CA, Escarce JJ, Ong MK, Mangione CM(2016). Does age matter? association between usual source of care and hypertension control in the US population: data from NHANES 2007-2012. *American journal of Hypertension* 29(8):934-940.
- Egan BM, Li J, Qanungo S, Wolfman TE(2013). Blood pressure and cholesterol control in

- hypertensive hypercholesterolemic patients. A report from NHANES 1988–2010. *Circulation* 128:29–41.
- Egan BM, Li J, Hutchison FN, Ferdinand KC(2014). Hypertension in the United States, 1999 to 2012: progress toward Healthy People 2020 goals. *Circulation* 130:1692–1699.
- Ferraro PJ, Sanchirico JN, Smith MD(2019). Causal inference in coupled human and natural systems. *Proc Natl Acad Sci USA* 116 (12): 5311–8.
- Fisher MA, Stedman MR, Lii J, et al.(2010), Primary medication non-adherence: analysis of 195,930 electronic prescriptions. *Journal of General Internal Medicine*, 25(4):284–290.
- Friedberg MW, Hussey PS, Schneider EC (2010). Primary care: a critical review of the evidence on quality and costs of health care. *Health Aff (Millwood)* 29(5):766–72.
- Hansen RA, Farley JF, Droege M, Maciejewski ML(2010). A retrospective cohort study of economic outcomes and adherence to monotherapy with metformin, pioglitazone, or a sulfonylurea among patients with type 2 diabetes mellitus in the United States from 2003 to 2005. *Clin. Ther.* 32, 1308–1319. doi: 10.1016/j.clinthera.2010.07.011.
- Haynes RB, Taylor DW, Sackett DL, Gibson ES, Bernholz CD, Mukherjee J(1980). Can simple clinical measurements detect patient noncompliance? *Hypertension* 2, 757–764.
- Ho PM, Bryson CL, Rumsfeld JS(2009). Medication adherence: its importance in cardiovascular outcomes. *Circulation* 119:3028–35.
- Hsiao C(2007). Panel data analysis—advantages and challenges. *Test* 16:1–22.
- Hughes DA, Bagust A, Haycox A, Walley T(2001). The impact of non-compliance on the cost-effectiveness of pharmaceuticals: A review of the literature. *Health Econ.* 10:601–615.
- Kerse N, Buetow S, Mainous AG, Young G, Coster G, Arroll B(2004). Physician-patient relationship and medication compliance: A primary care investigation. *Ann Fam Med* 2:455–461.
- Kim HJ, Yoon SJ, Oh IH, Lim JH, Kim YA(2016). Medication adherence and the occurrence of complications in patients with newly diagnosed hypertension. *Korean Circ J* 46(3):384–393.
- Kim JH, Cho HJ (2007). Effects of having regular source of care on preventive services and disease control. *J Korean Acad Fam Med* 28:278–285.
- Lam WY, Fresco P(2015). Medication adherence measures: An overview. *BioMed Research International* 2015 <http://dx.doi.org/10.1155/2015/217047>.
- Lavsa SM, Holzworth A, Ansani NT(2011). Selection of a validated scale for measuring medication adherence. *Journal of the American Pharmacists Association* 51(1):90–94.
- Leibowitz M, Cohen-Stavi C, Basu S, Balicer RD(2017). Targeting LDL cholesterol: beyond absolute goals toward personalized risk. *Curr Cardiol Rep.* 19(6): 52. doi: 10.1007/s11886-017-0858-6.
- Mainous AG III, Baker R, Love M, Gray DP, Gill J(2001). Continuity of care and trust in one's physician: evidence from primary care in the United States and the United Kingdom. *Fam Med* 33:22–27.
- Maly RC, Leake B, Frank JC, DiMatteo MR, Reuben DB(2002). Implementation of consultative geriatric recommendations: the role of patient-primary care physician concordance. *J Am Geriatr Soc.* 50:1372–1380.
- Moy E, Bartman BA, Weir MR(1995). Access to hypertensive care. Effects of income, insurance, and source of care. *Arch Intern Med* 24:155(14):1497–502.
- Osterberg L, Blaschke T(2005). Adherence to medication. *N Engl J Med.* 353(5):487–497.
- Ogedegbe G, Harrison M, Robbins L, Mancuso CA, Allegrante JP(2004). Reasons patients do or do not take their blood pressure medications. *Ethn Dis* 14:158.

- Robles S, Anderson GF(2011). Continuity of care and its effect on prescription drug use among medicare beneficiaries with hypertension. *Med Care*;49:516-521.
- Sabate E(2003). Adherence to longterm therapies: Evidence for action, World Health Organization, Geneva, Switzerland.
- Solomon MD, Jajumdar R(2010). Primary non-adherence of medications: lifting the veil on prescription-filling behaviors. *Journal of General Internal Medicine* 25(4):280-281.
- Starfield B, Shi L, Macinko J (2005). Contribution of primary care to health systems and health. *Milbank Q.* 83(3):457-502.
- Stammann A, Heis F, McFadden D(2016). Estimation of fixed effects logit models with large panel data. conference paper. available at <http://hdl.handle.net/10419/145837>, accessed 28 October, 2020.
- Stanton AL(1987). Determinants of adherence to medical regimes by hypertensive patients. *J Behav Med.* 10:377-394.
- Starfield B(1998). Primary care- balancing health needs, services, and technology. Oxford University Press, New York.
- Svarstad BL, Chewning BA, Sleath BL, Claesson C(1999). The brief medication questionnaire: a tool for screening patient adherence and barriers to adherence. *Patient Education & counseling* 37(2):113-124.
- Velligan DI, Wang M, Diamond P et al.(2007). Relationships among subjective and objective measures of adherence to oral antipsychotic medications. *Psychiatric Services* 58(9): 1187-1192.
- US Department of Health & Human Services (2019). Medical expenditure panel survey (MEPS) topics: usual source of care. ([http://meps.ahrq.gov/mepsweb/data\\_stats/MEPS\\_topics.jsp?topicid=44Z-1](http://meps.ahrq.gov/mepsweb/data_stats/MEPS_topics.jsp?topicid=44Z-1)). Updated 2019. Accessed October 26, 2020.
- Vedsted P, Mainz J, Lauritzen T, Olesen F(2002). Patient and GP agreement on aspects of general practice care. *Fam Pract.* 19:339-343.
- Vik SA, Mqaxwell CJ, Hogan DB(2004). Measurement, correlates, and health outcomes of medication adherence among seniors. *Annals of Pharmacotherapy* 38(2):303-312.
- Villani J, Mortensen K (2013). Nonemergent emergency department use among patients with a usual source of care. *J Am Board Fam Med* 26(6):680-91.
- Wang PS, Avorn J, Brookhart MA, Mogun H, Schneeweiss S, Fischer MA, Glynn RJ(2005). Effects of noncardiovascular comorbidities on antihypertensive use in elderly hypertensives. *Hypertension* 46:273-9. doi: 10.1161/01.HYP.0000172753.96583.e1.
- Warren JR, Falster MO, Tran B, Jorm L(2015). Association of continuity of primary care and statin adherence. *PLoS ONE* 10(10): e0140008. doi:10.1371/journal.pone.0140008
- WHO. Chronic disease morbidity. in Health at a glance 2019: OECD indicators. available at <https://www.oecd-ilibrary.org/sites/5101558b-en/index.html?itemId=/content/component/5101558b-en> approached at October 12, 2020]
- WHO (2010). Global status report on noncommunicable diseases 2010. [https://www.who.int/nmh/publications/ncd\\_report\\_chapter1.pdf?ua=1](https://www.who.int/nmh/publications/ncd_report_chapter1.pdf?ua=1)
- World Health Organization. Adherence to long-term therapies: evidence for action. Available from : [http://www.who.int/chp/knowledge/publications/adherence\\_report/en/](http://www.who.int/chp/knowledge/publications/adherence_report/en/) accessed at October 27, 2020.
- Winters P, Tancredi D, Fiscella K(2010). The role of usual source of care in cholesterol treatment. *J Am Board Fam Med* 23:179-85.





발표 3

주치의가 건강행태, 예방적 건강관리 및  
미충족의료에 미치는 효과

임형석 | 조선대학교병원



# 주치의가 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료에 미치는 효과

임형석 | 조선대학교병원

## 요약

**연구배경 및 목적:** 일차의료에서 상용치료원은 최초접촉 및 지속성과 더불어 포괄성, 조정기능과도 관련이 있는 주요한 개념이다. 본 연구에서는 상용치료원인 주치의가 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료 경험에 미치는 효과를 분석하여 주치의가 포괄적 건강 영역에 편익이 있음을 보이고자 하였다.

**연구방법:** 한국의료패널 2012년, 2013년, 2016년부터 2018년까지 5개년의 조사 자료 중에서 만 18세 이상 성인가구를 대상으로 분석을 수행하였다(N=63,623). 누락변수 비뮌림(omitted variable bias)을 통제하기 위해 REWB 모형을 사용하여 로지스틱 회귀분석을 수행하고 건강검진, 예방접종 및 예방관리, 흡연, 신체활동, 미충족의료에 대한 주치의의 개체 간 효과(between effect)와 개체 내 효과(within effect)를 분석하였다.

**연구결과:** 주치의가 있는 사람은 주치의가 없는 사람에 비해 예방접종 및 예방관리를 더 많이 받고(1.4[1.2-1.5]), 150분 이상의 중강도 이상의 운동 실천율도 높았으며(1.2[1.0-1.4]), 미충족医료를 더 적게 경험하였다(0.8[0.7-0.9]). 한 개인이 주치의를 보유하지 않다가 주치의를 보유하게 되면 건강검진을 더 많이 받고(1.1[1.0-1.2]), 150분 이상의 중강도 이상 신체 활동을 더 많이 하게 되며(1.1[1.0-1.2]), 미충족의료 또한 더 적게 경험하게 된다(0.8[0.8-0.9]).

**결론:** 일차의료의 핵심 역할을 하는 주치이는 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료의 포괄적 건강영역에 편익이 있다. 주치이제 도입 등 일차의료의 강화가 필요하다.

**키워드:** 상용치료원, 주치의, 미충족의료, REWB 모형, 누락변수 비뮌림

## I. 서론

1978년 세계보건기구(WHO)의 알마타 선언에서 2018년 아스타나 선언에 이르기까지 일차의료의 중요성은 지속적으로 강조되어 왔다. 세계 각국은 주치의 제도를 도입하고, 일차의료를 기반으로 하는 수가 체계를 개발하는 등 일차의료를 강화하기 위한 다양한 노력을 하고 있다. 한국사회에서도 만성질환이 증가하고, 급격한 고령화로 인한 노인 의료비의 상승 하는 등의 문제가 대두됨에 따라 일차의료에 대한 관심이 점점 커지고 있다. 하지만 늘어가는 관심과는 대조적으로 일차의료에 대한 개념조차 아직 제대로 확립되어 있지 않은 실정이다.

일차의료(Primary Health Care)란 건강을 위하여 가장 먼저 대하는 보건의료를 말하며, 환자의 가족과 지역사회를 잘 알고 있는 주치의가 환자-의사관계를 지속하면서 보건의료 자원을 모으고 알맞게 조정하여 주민에게 흔한 건강 문제들을 해결하는 분야이다(Lee JH 2007). 일차의료에서 최초 접촉 및 지속성과 더불어 포괄성, 조정기능과도 관련이 있는 주요한 개념으로 상용치료원(Usual source of care)이 있다(Starfield 1998; Starfield 2005; Friedberg et al. 2010). 상용치료원은 아프거나 건강에 대한 상담을 필요할 때, 주로 방문하는 보건 의료인 또는 장소를 의미하는데(US Department of Health & Human Services 2019), 상용치료원은 의료 서비스의 적절한 이용을 통하여 일차의료에 대한 접근성 향상, 미충족의료의 감소, 예방적 의료서비스 증가와 관련이 있었다(Bartman 1997; Kim JH 2007; Devoe 2012; Villani 2013).

상용치료원의 편익들이 알려지면서 국내 의료계에서도 상용치료원에 대한 연구가 행해지고 있으나, 아직은 많은 연구 성과가 축적되어 않은 상황으로, 주치의가 미충족의료 경험에 미치는 효과(임형석 2019), 상용치료원 유형과 연간 총의료비(성낙진 2019) 등이 한국의료패널 등에 발표된 바 있다.

본 논문의 목적은 주치의 보유 여부가 건강행태, 예방적 건강관리, 그리고 미충족의료에 미치는 효과를 분석하여 주치의 제도 정착 및 후속 연구를 위한 밑거름이 되고자 한다.

## II. 연구 방법

### 1. 연구 자료

본 연구의 목적인 주치의가 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료에 미치는 효과를 분석하기 위해 한국의료패널조사 자료를 활용하였다. 한국의료패널조사에서는 2012년과 2013년, 그리고 2016년부터 2018년 조사에서 상용치료원을 묻는 설문을 부가조사에 포함하였으며, 특히 2012년부터는 상용치료원을 주 의료기관과 주 의사로 구분하여 분석할 수 있게 되었다. 본 연구에서는 2012년, 2013년, 그리고 2016년부터 2018년까지 한국의료패널조사 자료에 포함된 만 18세 이상

성인가구원 17,621명, 63,658건 중, 상용치료원 주 의사 설문에 응답하지 않은 35건을 제외한 17,613명, 63,623건을 최종 분석 대상으로 하였다.

## 2. 연구 변수

### 가. 결과 변수

주치의가 건강행태에 미치는 효과를 분석하기 위해 흡연 여부와 150분 이상의 중강도 이상 신체활동 여부를 결과 변수로 하였다. 150분 이상의 중강도 이상의 신체활동은 한국의료패널 설문 중 신체활동 강도와 신체활동 시간을 활용하여 계산하였다. 격렬한 신체활동의 경우 중강도 신체활동을 2배로 실천한 것으로 환산하였다. 주치의가 예방적 건강관리에 미치는 효과를 분석하기 위해서는 건강검진 유무와 예방적 건강관리 여부를 결과변수로 하였다. 건강검진 유무와 예방적 건강관리 여부는 한국의료패널 설문 중, 외래 방문의 이유를 묻는 설문에 ‘건강검진 및 검진결과 확인’과 ‘예방접종, 이상 증상이 없는 경우의 검사/예방관리(골밀도검사, 당뇨검사 등)’에 ‘예’라고 응답한 경우 각각 건강검진과 예방적 건강관리를 받은 것으로 정의 하였다. 미충족의료는 다음 설문으로 측정되었다: ‘지난 1년간, 병의원 치료 또는 검사를 받아 볼 필요가 있었으나 받지 못한 적이 한번이라도 있었습니까?’ 설문에 ‘예’라고 응답한 경우 미충족医료를 가진 것으로 정의하였다.

### 나. 관심 변수

한국의료패널 설문지 중, 주 의사로서 상용치료원을 묻는 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?”라는 설문 내용에 ‘주로 방문하는 의사 선생님’을 주치의(Regular doctor)로 명명하였다. 그리고 이 설문에 ‘예’라고 응답한 경우 주치의를 가지고 있는 것으로 간주하였다.

### 다. 통제 변수

성별(gender)은 더미 코드화 되었고, 여성에게 1을 할당하였다. 나이는 18-44세를 참조기준으로 하여, 45-64세, 65세 이상의 세 그룹으로 범주화 되었다. 교육수준은 국제표준교육분류(International Standard Classification of Education, ISCED)에 따라 고졸 미만, 고졸 이상 대졸 미만, 대졸 이상의 세 범주로 구분하였다. 가구 소득은 가구 소득을 가구 크기의 제곱근으로 나누는 제곱근 척도(square root scale)를 사용하여 5분위로 범주화 하였는데, 1분위가 최하위 20%이고, 5분위가 참조기준으로서 최상위 20%이다. 의료보장은 국민건강보험(National health insurance) 가입자와 의료급여(Medicaid) 수급자로 범주화 하였고, 민간의료보험 가입은 더미 코드화 하여, 가입함에 1을 할당하였다.

주관적 건강상태는 다음 설문에 기초하여 조작적으로 이분화 되었다: ‘귀하께서는 현재 본인의 건강상태가 어떠하다고 생각하십니까?’ ‘매우 좋음’, ‘좋음’, ‘보통’ 이라고 응답한 경우 보통 이상의 건강 상태로, ‘나쁨’, ‘매우 나쁨’ 이라고 응답한 경우 나쁜 건강 상태로 코드화 하였다. 만성질환 유무는 만성질환이 없는 경우와 1개의 만성질환을 가진 경우, 2개 이상의 만성질환을 가진 경우로 범주화 하였다. Charlson 동반 상병 지수는 0점, 1점, 2점 이상으로 범주화 하였다. 장애 상태는 한국 정부가 채택한 장애 등급 체계에 기초하여 조작적으로 세 그룹으로 범주화 하였다. 장애가 없는 경우를 참조 기준으로 하여 1~3등급의 장애를 가진 경우 중증장애를 가진 그룹으로, 4~6급의 장애를 가진 경우 경증 장애를 가진 그룹으로 분류하였다.

### 3. 통계 분석 방법

패널 분석을 포함하여 다 수준을 가진 데이터를 분석할 때, 확률 효과(random effect) 접근법과 고정 효과(fixed effect) 접근법이 흔히 사용된다. 확률 효과 접근법은 일반적으로 고정 효과 접근법에 비해 더 효율적이지만 내생성(endogeneity) 문제로 알려진 누락 변수에 의한 비뚤림(omitted variable bias)이 발생할 가능성이 있다. 고정 효과 접근법은 비뚤림이 없는 개체 내(within-individual) 효과를 추정할 수 있는 장점이 있지만, 개체 간(between-individual) 효과나 관심이 있는 시간-불변 변수(time-invariant variable)의 효과를 추정할 수 없고, 표본의 크기를 제한하는 단점이 있다.

이 연구에서 우리는 within-between random effect(REWB) 접근법을 사용하여 로지스틱 회귀 분석을 수행하였다(Allison, 2009). REWB 접근법은 개체 간 효과(between effect)와 개체 내 효과(within effect)를 분리해서 추정함으로써 확률 효과 접근법과 고정 효과 접근법의 장점을 모두 결합하는 전략을 채택하는 통계 분석 방법이다. 즉, REWB 접근법은 표본 크기의 손실 없이 관측되지 않은 시간-불변 변수에 의한 비뚤림(omitted variable bias)이 없는 개체 간 효과 및 개체 내 효과 모두를 동시에 추정하게 한다.

REWB 모형을 추정하기 위해 우리는 먼저 각각의 범주형 변수들을 더미 변수로 전환 하였고, 이어 각각을 다음의 두 변수로 변환하였다: (1) 전체 연구 기간에 걸친 개체 평균 값(individual-specific mean), 그리고 (2) 개인 평균 값과 각각의 인연 값(individual-year value)의 편차(deviation). 이후, 두 변수 모두를 모형에 포함하였다. 두 변수들의 계수는 각각 개체 간 효과와 개체 내 효과로 해석되었다. 또 결과 변수에 영향을 미치는 연도별 효과를 통제하기 위해 연도별 더미 변수를 모형에 포함하였다.<sup>1)</sup> 모든 통계 분석은 Stata 16.1(StataCorpLLC, College Station, TX, USA)을 사용하였다.

1)  $Y_{it} = \beta_0 + \beta_{1W}(X_{it} - \bar{X}_i) + \beta_{2B}\bar{X}_i + \beta_3\text{Gender}_i + \beta_4\text{Year}_{it} + (v_i + \epsilon_{it})$ .

$X_{it}$ 는  $t$ 년의 개체  $i$ 의 개체 수준의 공변인을 나타낸다;  $\bar{X}_i$ 는 전체 연구기간에 걸친 개체 평균 값(individual-specific mean)을 의미한다;  $\beta_{1W}$ 는 개체 내 효과를 나타내고,  $\beta_{2B}$ 는 개체 간 효과를 의미한다;  $\beta_3$ 는 시간 불변 변수인 gender의 개체 간 효과를 의미하고,  $\beta_4$ 는 한국의료패널 조사년도의 더미효과이다;  $v_i$ 는 개체  $i$ 의 확률 효과를,

### III. 연구 결과

#### 1. 기술 통계 분석

연구대상자는 남성이 46.2%, 여성이 53.8%였고, 교육수준은 고졸이상 대졸미만이 46.0%로 가장 많았고, 의료급여 수급자는 전체 연구대상자의 3.6%였다. 71.4%가 민간의료보험에 가입해 있었고, 중증장애를 가진 경우가 2.7%였다. 2개 이상의 만성질환을 가진 경우가 44.8%였다[표1]. 주치의 보유율은 2012년 16.0%에서 2018년 23.0%까지 상승하는 경향을 보였다[표2]. 건강검진을 받은 경우가 21.0%, 예방접종 및 예방적 건강관리 받은 경우는 24.0%였다. 흡연율은 18.7%였고, 150분 이상 중강도 운동 실천율은 28.7%였다. 13.0%에서 지난 1년간 미충족의료를 경험한 적이 있다고 응답하였다[표3].

[표 1] 연구 대상자의 인구사회학적 특성

변수	전체 <sup>a</sup>		주치의 보유		주치의 미보유		p <sup>b</sup>
	N	%	N	%	N	%	
성별							
남자	29,423	46.2	4,939	40.6	24,484	47.6	0.000
여자	34,200	53.8	7,219	59.4	26,981	52.4	
연령대							
18~44세	22,350	35.1	1,892	15.6	20,458	39.8	0.000
45~64세	23,241	36.5	4,459	36.7	18,782	36.5	
65세 이상	18,032	28.3	5,807	47.8	12,225	23.7	
배우자							
없음	20,629	32.4	3,332	27.4	17,297	33.6	0.000
있음	42,994	67.6	8,826	72.6	34,168	66.4	
교육정도							
고졸 미만	20,608	32.4	5,683	46.7	14,725	29.0	0.000
고졸 이상 대졸 미만	29,297	46.0	4,507	37.1	24,790	48.2	
대졸 이상	13,718	21.6	1,968	16.2	11,750	22.8	
경제활동 여부							
안함	22,508	40.1	6,008	49.4	19,500	37.9	0.000
함	38,115	59.9	6,150	50.6	31,965	62.1	
가구소득							
1분위 (최저)	9,732	15.3	2,793	23.0	6,939	13.5	0.000
2분위	12,714	20.0	2,725	22.4	9,989	19.4	
3분위	13,686	21.5	2,408	19.8	11,278	21.9	
4분위	13,940	21.9	2,133	17.6	11,807	23.0	
5분위 (최고)	13,532	21.3	2,095	17.2	11,473	22.2	
의료보장							
건강보험	61,299	96.4	11,448	94.2	49,851	96.9	0.000
의료급여	2,311	3.6	709	5.8	1,602	3.1	
민간의료보험							
가입 안함	18,177	28.6	4,515	37.1	13,662	26.5	0.000

$\epsilon_{it}$ 는 개체-년의 잔차(residuals for individual-year)를 의미한다.

변수	전체 <sup>a</sup>		주치의 보유		주치의 미보유		p <sup>b</sup>
	N	%	N	%	N	%	
가입 함	45,446	71.4	7,643	62.9	37,803	73.5	
만성질환 보유							
없음	23,122	36.4	1,330	10.9	21,792	42.3	0.000
1개	11,995	18.8	2,001	16.5	9,994	19.4	
2개 이상	28,506	44.8	8,827	72.6	19,679	38.2	
Charlson 동반상병지수							
0점	49,591	77.9	7,228	59.5	42,363	82.3	0.000
1점	9,011	14.2	3,057	25.1	5,954	11.6	
2점 이상	5,021	7.9	1,873	15.4	3,148	6.1	
장애 유무							
없음	59,161	93.0	10,857	89.3	48,304	93.9	0.000
경증 장애	2,690	4.2	765	6.3	1,925	3.7	
중증 장애	1,712	2.7	514	4.2	1,198	2.3	
비등록 장애	60	0.1	22	0.2	38	0.1	
주관적 건강상태							
보통 이상	50,906	84.4	9,011	76.1	41,895	86.4	0.000
나쁨	9,397	15.6	2,826	23.9	6,571	13.6	

<sup>a</sup>Total N=63,623; <sup>b</sup>chi-square

[표 2] 연도별 주치의 보유율 (proportion of sample)

연도	전체(N)	주치의 보유	주치의 미보유	보유율(%)	95% CI(%)
2012년	11,935	1,909	10,026	16.0	15.3-16.7
2013년	11,299	2,062	9,237	18.2	17.5-19.0
2016년	13,522	2,286	11,236	16.9	16.3-17.5
2017년	13,457	2,821	10,636	21.0	20.3-21.7
2018년	13,410	3,080	10,330	23.0	22.2-23.7

Total N=63,623

[표 3] 주치의 보유에 따른 결과 변수의 분포

변수	전체 <sup>a</sup>		주치의 보유		주치의 미보유		p <sup>b</sup>
	N	%	N	%	N	%	
건강검진 여부							
안함	50,261	79.0	9,121	75.0	41,140	79.9	0.000
함	13,362	21.0	3,037	25.0	10,325	20.1	
예방접종 및 예방관리 여부							
안함	48,345	76.0	8,036	66.1	40,309	78.3	0.000
함	15,278	24.0	4,122	33.9	11,156	21.7	
흡연							
안함	51,698	81.3	10,509	86.4	41,189	80.0	0.000
함	11,925	18.7	1,649	13.6	10,276	20.0	
중강도 운동 150분 이상							
안함	45,349	71.3	8,932	73.5	36,417	70.8	0.000
함	18,270	28.7	3,225	26.5	15,045	29.2	
미충족의료 경험							
없음	55,343	87.0	10,595	87.1	44,748	87.0	0.564
있음	8,280	13.0	1,563	12.9	6,717	13.0	

<sup>a</sup>Total N=63,623; <sup>b</sup>chi-square



## 2. Within-between random effect 회귀분석 결과

본문에서 REWB 로지스틱 회귀분석 결과를 between 효과와 within 효과 모두에서 소수점 첫째 자리까지의 odds ratios와 [괄호] 안에 95% 신뢰구간을 보고하였다. 소수점 둘째 자리까지는 표에서 확인할 수 있다. 우리는 또한 본문에서 각각의 변수에 대해 0.05의 유의도로 통계적 차이를 보고하였다.

### 가. 주치의의 개체 간 효과(Between effects)

주치의가 있는 사람은 주치의가 없는 사람에 비해 예방접종 및 예방관리를 더 많이 받는다고 보고하였다(1.4[1.2-1.5])[표4]. 또, 150분 이상의 중강도 이상의 운동 실천율도 주치의가 있는 사람이 주치의가 없는 사람에 비해 높게 보고하였다(1.2[1.0-1.4]). 미충족의료 경험의 경우 주치의가 있는 사람이 그렇지 않은 사람에 비해 미충족의료를 더 적게 경험한다고 보고하였다(0.8[0.7-0.9]). 건강검진과 흡연은 주치의 여부에 따른 유의한 통계적 차이가 없었다.

배우자 유무가 건강검진과 가장 강한 연관성을 보였으며, 배우자가 없는 경우 건강검진을 더 적게 받았다(0.4[0.3-0.4]). 65세 이상의 연령대도 18-44세 연령대에 비해 건강검진을 많이 받는다고 보고하였다(2.3[2.1-2.6]). 소득이 높을수록 건강검진 수검률이 높았으며, 의료급여 수급자의 경우 건강보험 가입자에 비해 건강검진을 적게 받았다(0.8[0.7-1.0]). 예방접종 및 예방관리의 경우도 65세 이상의 연령대가 가장 강한 연관성을 보이며 18-44세 연령대에 비해 예방접종 및 예방관리를 더 많이 시행하였다(4.2[3.8-4.8]). 의료급여 수급자는 예방접종 및 예방관리도 건강보험 가입자에 비해 더 적게 받는다고 보고하였다(0.7[0.6-0.9]). 보유한 만성질환의 수가 더 많을수록 예방접종 및 예방관리를 더 많이 받는다고 보고하였다.

의료급여 수급자가 흡연과 가장 강한 연관성을 보였으며(36.7[1.2-1166.5]), 65세 이상의 연령대의 사람(0.1[0.0-0.5]), 대졸 이상의 학력을 가진 사람(0.2[0.1-0.5]), 경제활동을 안하는 사람(0.0[0.0-0.1]), 가구소득 5분위(0.1[0.0-0.3]), 2개 이상의 만성질환 보유한 사람(0.1[0.1-0.4]), 중증장애인(0.1[0.0-0.2])이 그렇지 않은 사람에 비해 흡연을 현저히 낮았다. 가구소득 1분위에 속한 사람보다 가구소득 분위가 높은 경우 신체 활동을 더 많이 실천하였으며, 의료급여 수급자는 신체 활동 정도도 건강보험 가입자에 비해 낮았다(0.8[0.7-1.0]). 주관적 건강상태가 나쁜 사람이 보통 이상의 사람보다 미충족의료를 더 많이 경험하는 것으로 보고하였다(4.0[3.5-4.6]).

## 나. 주치의의 개체 내 효과(Within effects)

한 사람이 주치의를 보유하지 않은 시기에 비해 주치의를 보유한 시기에 건강검진을 더 많이 받았고(1.1[1.0-1.2]), 150분 이상의 중강도 이상 신체 활동도 더 많이 실천하였다(1.1[1.0-1.2])[표5]. 미충족의료 또한 주치의를 보유한 시기에 더 적게 경험하였다(0.8[0.8-0.9]).

배우자가 있다가 없어진 경우 건강검진을 더 적게 받았고(0.7[0.5-0.8]), 예방접종 및 예방관리도 적게 시행하였으며(0.6[0.5-0.7]). 흡연율도 높아졌다(2.9[1.5-5.4]). 경제활동을 하다가 하지 않게 되는 경우에 건강검진 수검률이 낮아진 반면(0.9[0.8-1.0]), 흡연은 더 적게 하였다(0.6[0.4-0.7]). 한 개인이 소득수준이 높아진 경우 150분 이상의 중강도 이상의 신체 활동 실천율도 높아졌다. 미충족의료의 경우 한 개인의 주관적 건강상태가 나빠진 경우 미충족의료 경험을 더 많이 보고하였다(1.8[1.6-2.0]).

[표 4] 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료에 대한 주치의의 개체 간 효과 (Between effect from REWB logistic regression)

변수	건강 검진	예방접종 및 예방관리 <sup>a</sup>	흡연	신체 활동 <sup>b</sup>	미충족 의료
	OR [95% CI]	OR [95% CI]	OR [95% CI]	OR [95% CI]	OR [95% CI]
주치의 (Ref: 미보유)					
보유	1.04 [0.94-1.15]	1.36 [1.21-1.53]***	0.63 [0.26-1.51]	1.17 [1.04-1.34]*	0.76 [0.66-0.88]***
성별 (Ref: 남자)					
여자	1.34 [1.27-1.41]***	1.72 [1.62-1.83]***	0.00	0.43 [0.41-0.46]***	1.23 [1.15-1.32]***
연령대 (Ref: 18~44세)					
45~64세	1.86 [1.72-2.01]***	0.77 [0.70-0.85]***	1.98 [0.49-8.00]	1.31 [1.20-2.42]***	1.11 [1.00-1.23]*
65세 이상	2.33 [2.09-2.58]***	4.24 [3.75-4.80]***	0.14 [0.04-0.51]**	0.94 [0.83-1.07]	0.81 [0.70-0.94]**
배우자 (Ref: 있음)					
없음	0.36 [0.33-0.39]***	0.50 [0.46-0.55]***	2.66 [0.77-9.18]	1.14 [1.05-1.24]**	0.93 [0.85-1.02]
교육정도 (Ref: 고졸 미만)					
고졸 이상 대졸 미만	1.01 [0.95-1.09]	0.90 [0.82-0.98]*	0.92 [0.43-1.99]	1.16 [1.06-1.26]**	0.95 [0.87-1.05]
대졸 이상	1.21 [1.12-1.33]***	1.01 [0.91-1.12]	0.17 [0.06-0.50]**	1.13 [1.02-1.25]*	0.91 [0.81-1.03]
경제활동 여부 (Ref: 함)					
안함	0.75 [0.70-0.80]***	1.30 [1.20-1.40]***	0.04 [0.02-0.10]***	0.80 [0.74-0.87]***	0.63 [0.58-0.69]***
가구소득 (Ref: 1분위)					
2분위	1.18 [1.04-1.34]**	0.86 [0.75-0.98]*	0.44 [0.15-1.31]	1.57 [1.34-1.83]***	0.66 [0.57-0.78]***
3분위	1.37 [1.20-1.55]***	0.76 [0.66-0.87]***	0.45 [0.14-1.45]	1.47 [1.26-1.71]***	0.63 [0.53-0.73]***
4분위	1.59 [1.40-1.81]***	0.83 [0.72-0.96]*	0.26 [0.07-0.92]*	1.51 [1.29-1.77]***	0.55 [0.47-0.64]***
5분위 (최고)	1.83 [1.61-2.08]***	1.02 [0.88-1.17]	0.10 [0.03-0.31]***	2.13 [1.83-2.49]***	0.42 [0.36-0.49]***
의료보장 ( Ref: 건강보험)					
의료급여	0.81 [0.68-0.97]*	0.73 [0.62-0.87]***	36.71 [1.16-1166.46]*	0.81 [0.68-0.97]*	1.45 [1.22-1.74]***
민간의료보험 (Ref: 가입안함)					
가입함	1.54 [1.43-1.65]***	1.20 [1.11-1.30]***	0.93 [0.50-1.76]	1.30 [1.20-1.42]***	0.98 [0.90-1.07]
만성질환 보유 (Ref: 없음)					
1개	1.22 [1.12-1.33]***	1.48 [1.33-1.65]***	0.44 [0.15-1.30]	1.14 [1.03-1.25]**	1.36 [1.21-1.51]***
2개 이상	1.79 [1.65-1.95]***	2.09 [1.88-2.31]***	0.14 [0.05-0.43]**	1.17 [1.06-1.30]**	1.16 [1.04-1.30]*
CCI (Ref: 0점)					
1점	0.94 [0.87-1.03]	0.90 [0.81-0.99]*	2.15 [0.96-4.81]	0.85 [0.75-0.97]*	1.02 [0.91-1.14]
2점 이상	0.85 [0.76-0.94]**	0.90 [0.80-1.02]	0.30 [0.13-0.68]**	0.74 [0.63-0.89]**	0.79 [0.68-0.91]**
장애 유무 (Ref: 없음)					
경증 장애	0.96 [0.84-1.10]	0.99 [0.86-1.14]	0.55 [0.21-1.43]	0.86 [0.77-0.97]*	0.99 [0.84-1.15]
중증 장애	0.97 [0.80-1.16]	0.93 [0.76-1.14]	0.06 [0.02-0.18]***	0.78 [0.68-0.90]**	1.33 [1.09-1.63]**
주관적 건강상태 (Ref: 보통이상)					
나쁨	0.73 [0.65-0.81]***	0.75 [0.67-0.85]***	14.44 [3.55-58.76]***	0.35 [0.28-0.41]***	3.98 [3.48-4.55]***

OR, odds ratio; 95% CI, 95% confidence interval; \*P<0.05, \*\*P<0.01, \*\*\*P<0.001; <sup>a</sup>콜밀도검사, 당뇨검사 등; <sup>b</sup>150분 이상의 증강도 이상 신체활동

[표 5] 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료에 대한 주치의의 개체 내 효과 (Within effect from REWB logistic regression)

변수	건강 검진	예방접종 및 예방관리 <sup>a</sup>	흡연	신체 활동 <sup>b</sup>	미충족 의료
	OR [95% CI]	OR [95% CI]	OR [95% CI]	OR [95% CI]	OR [95% CI]
주치의 (Ref: 미보유)					
보유	1.08 [1.01-1.15]*	1.05 [0.98-1.13]	0.98 [0.83-1.16]	1.11 [1.04-1.20]**	0.81 [0.75-0.89]***
연령대 (Ref: 18~44세)					
45~64세	0.70 [0.62-0.80]***	0.92 [0.78-1.09]	1.10 [0.77-1.58]	1.11 [0.96-1.28]	1.03 [0.85-1.24]
65세 이상	0.46 [0.38-0.52]***	1.84 [1.44-2.35]***	0.52 [0.28-0.97]*	1.08 [0.85-1.36]	0.82 [0.62-1.09]
배우자 (Ref: 있음)					
없음	0.67 [0.54-0.82]***	0.57 [0.45-0.73]***	2.88 [1.54-5.39]**	1.10 [0.87-1.39]	0.81 [0.63-1.06]
교육정도 (Ref: 고졸 미만)					
고졸 이상 대졸 미만	1.11 [0.74-1.67]	1.05 [0.67-1.63]	9.58 [2.89-31.71]***	0.97 [0.65-1.44]	1.22 [0.75-1.99]
대졸 이상	1.49 [0.92-2.40]	1.26 [0.75-2.09]	17.30 [4.38-68.39]***	1.45 [0.92-2.28]	1.26 [0.70-2.24]
경제활동 여부 (Ref: 함)					
안함	0.87 [0.80-0.95]**	1.04 [0.94-1.14]	0.55 [0.43-0.69]***	0.77 [0.70-0.84]***	0.87 [0.78-0.97]*
가구소득 (Ref: 1분위)					
2분위	1.01 [0.90-1.13]	1.14 [1.02-1.27]*	0.98 [0.74-1.28]	1.37 [1.21-1.55]***	0.78 [0.68-0.88]***
3분위	1.09 [0.95-1.24]	1.06 [0.93-1.21]	1.01 [0.74-1.37]	1.40 [1.22-1.61]***	0.84 [0.72-0.98]*
4분위	1.09 [0.95-1.26]	1.05 [0.91-1.22]	1.07 [0.77-1.49]	1.11 [1.21-1.64]***	0.86 [0.73-1.02]
5분위 (최고)	1.01 [0.87-1.18]	1.09 [0.92-1.28]	1.29 [0.89-1.87]	1.45 [1.24-1.71]***	0.96 [0.79-1.16]
의료보장 (Ref: 건강보험)					
의료급여	1.11 [0.82-1.51]	0.87 [0.63-1.21]	1.00 [0.44-2.31]	0.76 [0.54-1.07]	0.77 [0.56-1.06]
민간의료보험 (Ref: 가입안함)					
가입함	1.13 [0.97-1.32]	1.14 [0.95-1.36]	1.24 [0.81-1.89]	1.01 [0.86-1.19]	1.15 [0.94-1.41]
만성질환 보유 (Ref: 없음)					
1개	0.95 [0.84-1.06]	1.08 [0.94-1.25]	0.74 [0.54-1.02]	0.95 [0.84-1.07]	1.18 [1.01-1.38]*
2개 이상	0.91 [0.79-1.04]	1.20 [1.02-1.42]*	0.62 [0.42-0.93]*	0.89 [0.77-1.04]	1.15 [0.95-1.40]
CCI (Ref: 0점)					
1점	0.85 [0.75-0.97]*	0.84 [0.73-0.97]*	0.71 [0.49-1.01]	0.90 [0.77-1.05]	0.88 [0.73-1.04]
2점 이상	0.74 [0.63-0.89]**	0.76 [0.63-0.92]**	0.28 [0.16-0.49]***	0.85 [0.69-1.05]	0.92 [0.73-1.16]
장애 유무 (Ref: 없음)					
경증 장애	1.15 [0.82-1.61]	0.73 [0.51-1.05]	0.72 [0.30-1.76]	0.84 [0.54-1.31]	0.99 [0.84-1.15]
중증 장애	0.61 [0.34-1.11]	0.91 [0.50-1.64]	2.54 [0.70-9.14]	0.91 [0.48-1.72]	1.70 [0.95-3.02]
주관적 건강상태 (Ref: 보통이상)					
나쁨	0.98 [0.90-1.07]	1.00 [0.92-1.09]	0.87 [0.71-1.07]	0.71 [0.65-0.78]***	1.80 [1.64-1.98]***

OR, odds ratio; 95% CI, 95% confidence interval; \*P<0.05, \*\*P<0.01, \*\*\*P<0.001; <sup>a</sup>콜밀도검사, 당뇨검사 등; <sup>b</sup>주 150분 이상의 중강도 이상 신체활동

## IV. 고찰

본 연구에서 주치의는 주 150분 이상의 증강도 이상 신체활동과 미충족의료에서 개체 간 효과와 개체 내 효과 모두에서 연관성을 보였다. 또, 주치의는 예방접종 및 예방관리에서 개체 간 효과를 보였으며, 건강검진에서는 개체 내 효과를 보였다. 흡연의 경우 주치의를 유의한 통계적 연관성을 보이지 않았다. 다시 말해, 주치의를 보유한 사람은 주치의를 없는 사람에 비해 주 150분 이상의 증강도 이상 운동 실천율이 더 높았으며, 예방접종 및 예방관리를 더 많이 받고, 미충족의료는 더 적게 경험하였다. 또, 한 개인이 주치의를 보유하지 않다가 주치의를 보유하게 되면 건강검진을 더 많이 받고, 주 150분 이상의 증강도 이상 신체 활동도 더 많이 하였으며, 미충족의료 또한 더 적게 경험하였다.

개체 내 효과와 개체 간 효과를 해석할 때 몇 가지 고려해야 할 점이 있다. 첫째, 우리나라 현실에서 주치의를 가지게 되는 과정을 고려할 필요가 있다. 주치의 등록제가 없는 우리나라의 경우 대부분 주치의를 가지게 되는 경로는 급, 만성 질환 등의 나쁜 건강 상태로 인해 자주 의사를 방문하게 되는 경우이다. 그래서, 주치의를 없는 경우는 의사 방문이 많지 않거나, 여러 의사를 질환에 따라 다양하게 방문하는 경우일 것이다. 결국 개체 내 효과는 상대적으로 질환이 없던 사람이 건강상태가 나빠져서 자주 의사를 방문하게 되었거나, 여러 의사를 방문하던 사람이 단골 의사를 가지게 된 경우로 구별해서 생각해 볼 수 있다. 개체 내 효과의 경우 전자가 일반적으로 영향이 더 크리라 추정할 수 있다. 개체 간 효과도 마찬가지로 생각해 볼 수 있겠으나, 개체 내 효과에 비해 건강상태가 나쁘면서 여러 의사를 방문하는 경우와 단골의사를 주로 방문하는 경우의 차이를 더 많이 반영하는 것으로 추정할 수 있다. 둘째로, 본 연구에서 개체 내 효과에서 개인의 건강상태는 관측된 변수에 의해 일부 통제되었지만 시간에 따라 변하는 관측되지 않은 건강상태(time-varying omitted variable)의 경우 적절히 통제되지 못하였다. 결국 개체 내 효과의 경우 비뚤림(bias)의 가능성을 고려할 필요가 있다. 반면, 개체 간 효과의 경우 관측되지 않은 시간에 따라 변하지 않는 개인의 건강 특성(time-invariant omitted variable)은 통계모형을 통해 통제가 되어 비뚤림의 가능성이 더 적다고 할 수 있다.

이러한 점을 고려할 때, 연구 결과에서 건강검진에 대한 주치의를 개체 내 효과는 존재하는 데 비해 개체 간 효과가 없는 결과에 대한 해석에 주의가 필요하다. 즉, 건강검진에 대한 주치의를 개체 내 효과와 개체 간 효과의 차이에 대한 합리적 설명이 가능하지 않은 경우 개체 내 효과에 대한 비뚤림의 가능성을 고려할 필요가 있다. 본 연구에서도 건강검진 수검의 차이가 주치의를 연관 되었다기보다 측정되지 않은 시간에 따라 변화하는 개인의 건강상태에 의한 것이라고 판단하는 것이 적절해 보인다. 즉, 주치의를 있어서 건강검진을 더 많이 받은 것이 아니라 건강 상태가 더 나빠져 건강에 대한 관심, 염려에 의해 건강검진을 더 많이 받은 것으로 해석할 수 있겠다. 건강검진에 대한 국내의 선행연구에 따르면 상용치료원 보유군이 위암, 유방암, 자궁암 검진 및 혈압 검사의 수검률이 통계적으로 유의하게 높았다(김진현 2007). 국외의 연구도 비슷한 결과를 보였다(Blewett 2008, Mendoza-Sassi 2003). 위 연구 모두 단면 연구로 누락 변수에 의한 비뚤림(omitted variable bias)이 반영된 결과일 수 있다. 본 연구 결과를 고려해 볼 때 국내의 경우 주치의를와 건강검진 수검과 연관성에 대해 연관

성이 없고, 이는 건강검진과 관련한 주치의의 기능이 약한 것에 의한 것이라고 조심스럽게 추정할 수 있겠다. 이와 관련해 향후 추가적인 연구가 필요하다.

본 연구결과 예방접종 및 골밀도검사 당뇨검사 등 예방적 관리에 대한 주치의의 개체 간 효과는 통계적으로 유의하게 존재하나, 개체 내 효과는 통계적인 차이가 없었다. 이는 주치의가 있는 경우 예방적 건강관리를 더 잘 받지만, 개체 내 효과의 경우 한 개인에게서 건강상태가 나빠지고 질환이 이미 발생한 상태에서 예방적 건강관리의 필요성이 없어졌을 가능성에 의한 결과라고 해석해 볼 수 있다.

흡연의 경우 성낙진 등이 3년간의 한국의료패널 자료를 이용하여 수행한 패널분석 결과, 상용치료원을 가진 경우 통계적으로 유의하게 의사로부터 금연 충고를 더 많이 받는다고 보고하였다(Sung 2020). 1개년도 자료를 이용한 단면연구에서도 유의한 결과를 보여주지 못한 Doescher의 연구를 제외하고는 대부분의 연구에서 상용치료원을 가진 경우 금연 충고를 더 많이 받는다고 보고한 바 있다(Ahluwalia 2002, Kim 2011, Tillert 2015, Doescher 2004). 그러나 실제로 상용치료원을 가진 경우 금연시도를 더 많이 하는 가에 대한 두 개의 1개년도 단면연구에서는 부정적인 결과를 보였고, 같은 연구에서 1달 이내 금연계획이 있는지에 대해서는 일치한 결과를 보여주지 못했다(김진현 2007, Ahluwalia 2002). 내생성 문제를 통제하기 위해 5개년도 한국의료패널자료를 이용하여 REWB 모형을 사용한 본 연구에서도 상용치료원으로서 주치의와 흡연이 통계적으로 유의한 관계를 보여주지 못했다. 하지만, 6개년도 한국의료패널자료를 이용해 성인 남성 흡연자만을 대상으로 콕스의 비례위험모형을 수행한 한 연구에서는 상용치료원이 없는 흡연자에 비해 일차의료 의사를 상용치료원으로 갖고 있는 흡연자가 금연할 가능성이 더 유의하게 높은 것으로 보고한 바 있다(안치영, 2018). 상용치료원과 흡연과에 관계에 대한 이러한 불일치한 결과에 대해 올바르게 해석을 하기 위해서는 추후 추가적인 연구가 필요하리라 생각된다.

본 연구에서 주치의가 있는 경우 주 150분 이상의 중강도 이상 운동 실천이 더 많았는데, 이와 관련한 선행연구는 많지 않았다. 박진하 등(2011)이 고혈압 환자를 대상으로 수행한 연구에서 양질의 일차의료 서비스를 경험한 경우와 그렇지 않은 경우, 주 3회 운동실천에 있어 통계적으로 유의한 차이를 보여 주지 못했다. 이 선행연구의 경우 연구 대상자의 수가 134명으로 적었으며, 3개월간 설문지를 이용한 단면연구로 내생성을 통제하지 못한 한계가 있다.

상용치료원 또는 주치의의 편익에 관한 연구에서 관측되지 않은 개인의 특성, 예를 들어 연구 대상자의 건강상태, 의료 문해력, 의료기관에 대한 태도 등이 상용치료원과 결과 변수에 모두 영향을 미치면서 누락변수 비뚤림(omitted variable bias)을 발생시키는 내생성(endogeneity)이 문제가 된다. 상용치료원의 편익에 대한 비뚤림 없는 결과를 얻기 위해서는 이 내생성의 문제를 어떻게 다루느냐가 중요하다. 실제 이 문제 해결을 위해 고속자 연구에서는 도구변수를 이용하였고(고속자 2011), 김종엽의 연구는 이중차이분석을(김종엽 2014), 성낙진의 연구에서는 하이브리드 모형을 이용하였다(성낙진 2019). 본 연구에서도 누락변수 비뚤림의 문제를 해결하기 위해 성낙진 연구와 임형석 연구에서 사용된 바 있는 REWB 모형을 사용하였다(성낙진 2019; 임형석 2019). REWB 모형은 개체 내 효과(within effect)와 개체 간 효과(between effect)를 분리해서 추정함으로써 관측되지 않은

시간-불변 변수(time-invariant variable)에 의한 누락변수 비뚤림을 제거한다. 하지만 관측되지 않은 시간-가변 변수(time-varying variable)에 의한 누락변수 비뚤림까지 제거하기 위해서는 모형에 임의 기울기(random slope)를 포함시킨 분석이 필요하다. 본 연구에서는 임의 기울기(random slope)까지는 모형에 포함하지 못한 채 분석을 수행하였다. 이로 인해 본 연구의 개체 내 효과에 비뚤림의 가능성이 있다. 향후 임의 기울기(random slope)를 포함한 분석이 필요하리라 본다(Bell 2019).

본 연구의 또 한 가지 제한점은 건강행태, 예방적 건강관리 및 미충족의료와 연관될 수 있는 연도별 의료 보장성 및 병상 공급의 차이, 의료제도 및 의료기술의 발전, 지역별 의사 밀도나 병상수의 차이 등에서 발생하는 선택 비뚤림(selection bias)의 문제를 들 수 있다. 연도별 더미변수를 모형에 포함시켰으나, 자료의 한계로 지역별 더미변수는 본 연구에 포함시키지 못했다. 본 연구와 같은 관찰 연구에서 선택 비뚤림을 통제하기는 쉽지 않으나, 반사실적 분석(counterfactual analysis)과 같은 인과적 추론을 시도해 볼 필요가 있다.

본 연구는 주치의의 편익 중 흡연, 신체 활동의 건강행태와 건강검진, 예방접종 등의 예방관리 및 미충족의료에 관한 편익을 누락변수에 의한 비뚤림, 즉 내생성을 통제하여 분석한 것에 의의가 있다. 연구 결과 주치의는 질병 이전 단계인 실제 활동과 예방접종 및 예방관리, 질병 이후 단계인 미충족의료에 이르기까지 포괄적인 건강 영역에 편익을 보였다. 흡연과 건강검진에 관해서는 추가적인 연구가 필요하다.

## 참고문헌

- 고숙자, 임재영, 정영호(2011). 상용치료원이 의료이용 및 의료비에 미치는 영향. 제3회 한국의료패널 학술대회 자료집 pp. 267-276.
- 김종엽, 백승민, 정태영(2014). 이중차이분석을 통한 상용치료원의 효과에 대한 분석 - 만성질환자를 중심으로-. 제6회 한국의료패널 학술대회 자료집 pp. 501-514.
- 김진현, 조홍준(2007). 상용치료원 보유가 예방서비스 제공 및 질병관리에 미치는 영향. 대한가정의학회지 28(4):278-285
- 박진하, 김경우, 성낙진, 최윤구, 이재호, 일차의료연구회 (2011). 개원 가정을 상용 치료원으로 이용하는 고혈압 환자의 건강행태와 일차의료 서비스 질. 대한가정의학회지 32:104-111
- 성낙진, 김두리, 임형석, 이재호(2019). 상용치료원 유형과 연간 총의료비. 제11회 한국의료패널 학술대회 자료집 pp. 300-318.
- 안치영(2018). 상용 치료원이 성인 남성 흡연자의 금연에 미치는 영향에 관한 6년 추적관찰 연구. 박사학위 논문, 건양대학교.
- 임형석, 김솔잎 외(2019). 주치가 미충족의료 경험에 미치는 효과. 제11회 한국의료패널 학술대회 자료집 pp. 125-140.
- Ahluwalia JS, Dang KS, Choi WS, Harris KJ (2002). Smoking behaviors and regular source of health care among African Americans. *Prev Med* 34 (3): 393-6.
- Allison PD. *Fixed Effects Regression Models*. Sage, London; 2009.
- Bartman BA, Moy E, D'Angelo LJ(1997). Access to ambulatory care for adolescents: the role of a usual source of care. *J Health Care Poor Underserved* 8(2):214-26.
- Bell A, Fairbrother M, Jones K(2018). Fixed and random effects models: making an informed choice. *Quality & Quantity: International Journal of Methodology*, 2019, 53, 2, 1051.
- Blewett LA, Johnson PJ, Lee B, Scal PB (2008). When a usual source of care and usual provider matter: adult prevention and screening services. *J Gen Intern Med* 23:1354-60.
- Devoe JE, Tillotson CJ, Wallace LS, Lesko SE (2012), Angier H. The effects of health insurance and a usual source of care on a child's receipt of health care. *J Pediatr Health Care* 26(5):e25-35.
- DeVoe JE, Tillotson CJ, Wallace LS, Lesko SE, Pandhi N (2012). Is health insurance enough? A usual source of care may be more important to ensure a child receives preventive health counseling. *Matern Child Health J* 16(2):306-15.
- Doescher MP, Saver BG, Fiscella K, Franks P (2004). Preventive care: does continuity count? *J Gen Intern Med* 19 (6): 632-7.
- Friedberg MW, Hussey PS, Schneider EC (2010). Primary care: a critical review of the evidence on quality and costs of health care. *Health Aff (Millwood)* 29(5):766-72.
- Kim JH, Cho HJ (2007). Effects of having regular source of care on preventive services and disease control. *J Korean Acad Fam Med* 28:278-285.
- Kim KW (2011). Smoking cessation advice according to the having a USC (2009). In: *The 3rd Korean Health Panel Conference*, Seoul.
- Lee JH, Choi YJ, Volk RJ, et al (2007). Defining the Concept of Primary Care in South Korea Using a Delphi Method. *Fam Med* 39(6):425-31.
- Mendoza-Sassi R, Beria JU (2003). Prevalence of having a regular doctor, associated factors, and the effect on health services utilization: a population-based study in Southern Brazil. *Cad Saude Publica* 19:1257-66.



- Sung NJ, Kim S, Park HK, Lee JH, Cho HJ (2020). Effect of usual source of care on receiving smoking cessation advice: Korean National Health Panel data analysis. *Family practice* 1-7.
- Starfield B, Shi L, Macinko J (2005). Contribution of primary care to health systems and health. *Milbank Q.* 83(3):457-502.
- Starfield B(1998). *Primary care- balancing health needs, services, and technology.* Oxford University Press, New York.B,
- Tilert TJ, Chen J. Smoking-cessation advice to patients with chronic obstructive pulmonary disease: the critical roles of health insurance and source of care. *Am J Prev Med* 2015; 48 (6): 683-93.
- US Department of Health & Human Services (2019). Medical expenditure panel survey (MEPS) topics: usual source of care. ([http://meps.ahrq.gov/mepsweb/data\\_stats/MEPS\\_topics.jsp?topicid=44Z-1](http://meps.ahrq.gov/mepsweb/data_stats/MEPS_topics.jsp?topicid=44Z-1). Updated 2019. Accessed November 3, 2019)
- Villani J, Mortensen K (2013). Nonemergent emergency department use among patients with a usual source of care. *J Am Board Fam Med* 26(6):680-91.



세션 2-1

# 의료이용 및 의료비





발표 1

비만이 의료이용 및  
의료비 지출에 미치는  
영향에 관한 패널 분석

황남희 | 한국보건사회연구원



제12회 한국의료패널 학술대회

## 비만이 의료이용 및 의료비 지출에 미치는 영향에 관한 패널 분석

황남희 연구위원  
(한국보건사회연구원)

### 목 차



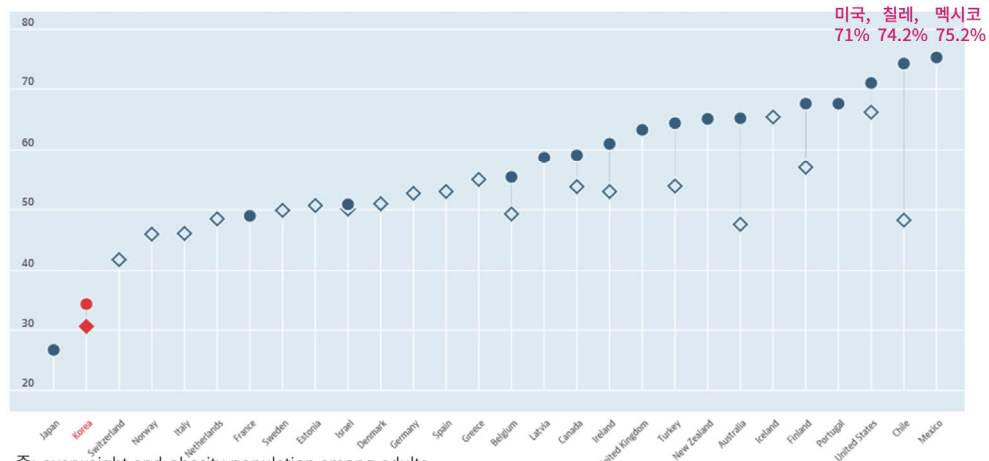
1. 연구배경 및 선행연구
2. 자료 및 기초통계
3. 분석결과
4. 결론

## 연구배경



### 한국 상대적으로 낮은 비만율, 비만에 대한 낮은 인식

- 2017년 기준 OECD 23개국 15세 이상 인구의 평균 비만율 : 58.2%
- 2018년 기준 한국 비만율 : **측정 34.3%(자기보고 30.6%)**



주: overweight and obesity population among adults  
 자료: OECD data 홈페이지. <https://data.oecd.org/healthrisk/overweight-or-obese-population.htm>

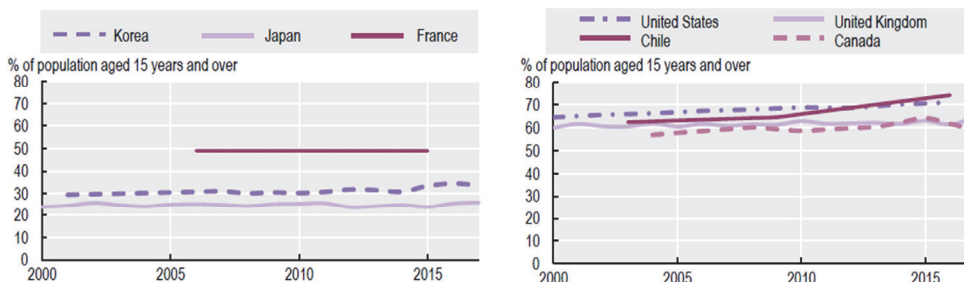
## 연구배경



### 비만율의 증가 추세

- 2000~2017년 동안 OECD 가입국의 비만율은 증가 추세
- **일본 2.1%p, 한국 4.2%p, ..., 칠레 11.9%**

Figure 4.12. Evolution of overweight including obesity in selected countries, measured, 2000-17 (or nearest year)



Note: Linear interpolation was used to impute values where data was missing.  
 Source: OECD Health Statistics 2019.

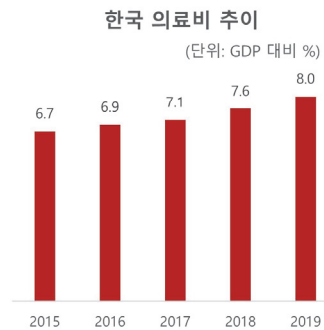
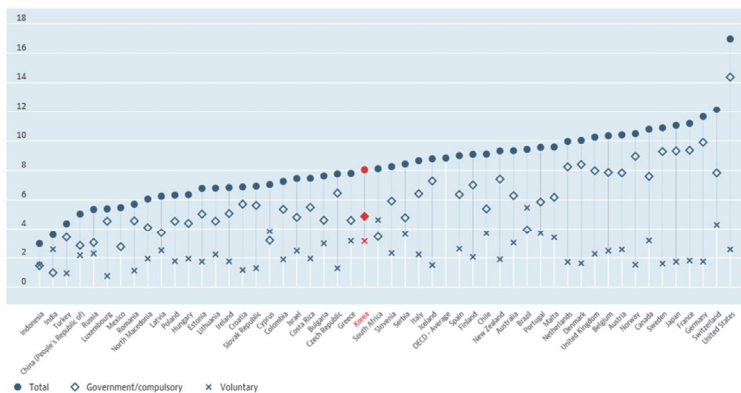


## 연구배경



### 의료비 증가 추세, 비만과 관련성

- 의료비 증가 추세 : 한국 '15년 6.7% → '19년 8.0%(잠정치)
- 비만과 의료비의 양의 관계 가능성 불구, 정책적 대응과 국민 인식 미흡



자료: OECD data 홈페이지. <https://data.oecd.org/healthres/health-spending.htm>

## 연구배경



### OECD 가입국의 비만 대응과 결과

#### (대응 정책)

- 대중매체를 이용한 '건강한 식습관 형성' 캠페인 실시
- 영양교육 실시
- 고열량 식품 및 음료에 죄악세(sin tax) 부과
- 식품에 영양성분 표기
- 식품산업의 생산물 개선을 위한 협정 추진 등

#### (정책 결과)

- 비만 증가 추세 지속
- 비만문제의 복잡성 부각

자료: OECD(2019), Health at a Glance,  
OECD(2019), The Heavy Burden of Obesity: The Economics of Prevention, OECD Publishing, Paris

👉 비만 증가에 따른 질병으로써의 관심 증가 요구, 관련 국내연구 축적 필요

## 선행연구



### 비만에 관심을 가져야 하는 이유

- OECD(2019), health at a glance
  - 고열량식품 소비 증가, 활동량 감소 등 **생활방식 변화로 비만 증가**
  - 당뇨병, 심혈관 질환 및 특정 암 등 **만성질환의 주요 위험인자**
  - 여성, 저학력 인구의 두드러진 비만을 증가
- 송도경, 성연아(2013), 비만: 서론, 대한내과학회지 특집-비만
  - 비만은 질병위험 증가와 연관되어 **수명 단축**(40세+ 성인, 수명 약 7년 단축)
  - 체중과다는 직접적인 **의료비 증가**, 생산성 저하로 인한 간접적인 비용 유발

## 선행연구



### 한국인의 비만과 의료비 관계

	자료, 분석방법	분석대상	활용변수	주요결과
이용우(2019), 체질량지수와 비만이 개인의료비지출에 미치는 영향에 대한 분석	-한국의료패널 '09~'15년 - <b>도구변수 추정법</b> 을 이용한 Two Part 모형 *내생성	-18세 이상 동거자녀가 있는 <b>중장년층 이상가구</b>	-개인의료비지출액(응급, 외래, 입원 본인부담금+처방약제비), BMI -가구소득, 연령, 성별, 혼인상태, 교육수준, 경제활동유무 -국민건강보험가입여부, 흡연, 음주, 신체활동 -(도구변수) 자녀 BMI	-BMI 1단위 증가당 약 5만원 연간의료비지출 증가 -비만 92만원 증가 -의료비지출액 분위 높을 수록, 비만 영향 증가
김다양 외(2017), 비만이 의료비와 의료이용에 미친 영향 분석	-국민건강보험공단 국민건강정보 표본코호트DB '10년 -성향점수매칭 (PSM), 회귀분석	-20세 이상 성인남녀( <b>저체중 제외</b> )	-요양급여비용(총진료비=본인부담금+보험자부담금), 의료이용(입원 재원일수, 외래 내원일수), <b>BMI(측정)</b> -연령, 성별, 소득, 흡연, 음주, 운동, 과거병력유무(심장병/고혈압/당뇨병/고지혈증)	-진료형태, 성별에 따른 비만과 의료비, 의료이용 차이 확인. 외래>>입원 -여성 비만 입원&외래 의료비/의료이용 증가 -남성 비만 외래 의료비/의료이용 증가

## 선행연구



### 한국인의 비만과 의료비 관계

연구자	자료, 분석방법	분석대상	활용변수	주요결과
김상현, 사공진 (2015), 비만과 <b>만성질환</b> 이 의료비에 미치는 효과에 대한 패널분석	-한국의료패널 '09~'11년 -(모형1)panel lower triangular model, (모형2)panel 2SLS, logit	-만 18세 이상	-개인의료비(응급, 외래, 입원 본인부담금+처방약제비), 의료이용(응급/입원/외래 횟수), BMI, 만성질환 수 -연령, 소득, 혼인상태, 교육 수준, 거주지역(대도시/이외), 경제활동유무, 장애여부, 민간보험가입여부, 건강보험/의료급여 -흡연, 음주, 운동, 수면시간, 주관적 건강상태	-비만과 만성질환은 의료비 지출과 정(+)의 관계
윤난희, 권순만(2013) 비만이 의료이용과 의료비용에 미치는 영향	-한국의료패널 '08~'10년 -Two-part Model	-19세 이상 ( <u>체중변화를 10%초과, 저체중, 임신부 제외</u> )	-개인의료비지출(외래+입원), BMI -연령, 성별, 결혼상태, 교육 수준, 의료보장, 직업, 가구소득 -흡연, 음주, 신체활동, 주관적 건강수준, 만성질환	-비만군은 정상군에 비해 의료이용 확률과 의료비 부담 증가 -비만에 기인한 의료비 증가분은 개인 의료비 지출금액의 약 10%내외

- (차별점 1) 개인 이질성을 고려한 의료이용(omitted variable bias) 분석
- (차별점 2) 비만이 의료비에 미치는 효과에 대한 lagged 변수 고려

## 자료 및 분석방법



### 한국의료패널 통합패널

- 2014(9차)~2018(14차) 통합패널
  - 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단 공동 주관으로 국민의 보건·의료서비스 이용 이용과 이에 따른 비용지출 및 자원 등에 관한 대표성 높은 통계를 산출하여 국가보건 의료체계 정책 수행 관련 기초정보로 제공하고자 중단 추적 조사 실시
  - 2008년 패널 시작 이후, **패널마모에 따른 신뢰성 확보 위해 신규가구 추가** ('12년 유치조사, '13년 신규조사, '14년 기존패널과 통합한 자료 배포)
- 분석대상 : 18세 이상 성인
  - 임신부(지난 1년간 출산 경험자), 저체중 제외

### 분석방법

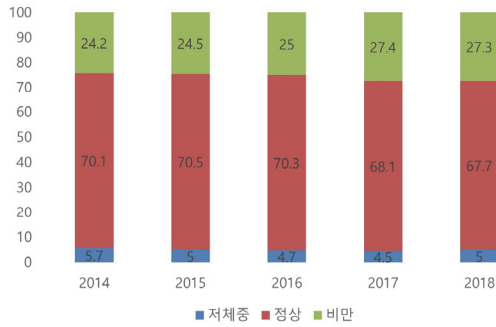
- Fixed Effect model : 비만과 **의료이용**의 관계 분석
- Two-part model : 비만과 **의료지출** 관계 분석
  - 개인의료비지출 특성상 우측 꼬리가 긴 분포 → 보건분야 대표적 모형 '종속변수 이항변수(지출유무)-연속변수(지출규모)'

## 기초통계



### 18세 이상 성인의 체중 변화 추이

- 비만 24.2%에서 증가 추세, 저체중 5% 내외



- BMI 기준(대한비만학회, 2000)  
아시아-태평양 비만진단기준 :

저체중 18.5 미만, 정상군 18.5~24.9, 비만 25 이상

분류	BMI
저체중	<18.5
정상체중	18.5~22.9
과체중	23~24.9
비만 I	25~29.9
비만 II	30~39.9
비만 III	≥40

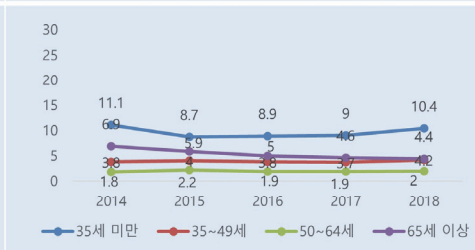
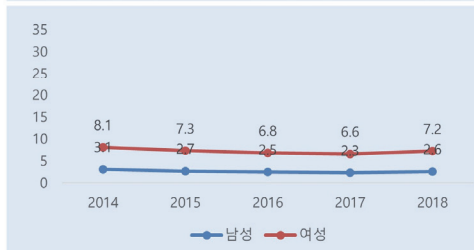
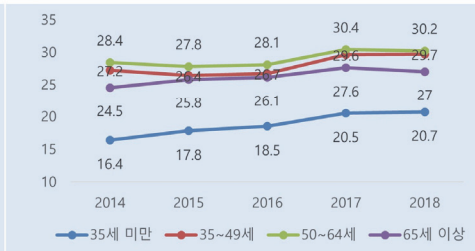
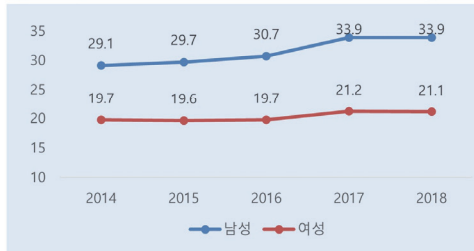
주: 1) 임신부를 제외한 18세 이상 성인, 2) 통합패널 가구원 횡단가중치 적용

## 기초통계



### 성별 및 연령별 비만, 저체중 변화 추이

- (비만) 남성, 35세 이상에서 높음 (저체중) 여성, 35세 미만에서 높음



주: 1) 임신부를 제외한 18세 이상 성인, 2) 통합패널 가구원 횡단가중치 적용



### 기초통계

변수		평균(빈도)	표준편차(%)
의료비(응급/입원/외래 본인부담금, 약제비, 교통비) * 모형 투입시 로그 변환		143.55	291.55
비만여부(0=정상체중, 1=비만)		0.27	0.45
연령		52.72	17.78
성별(0=남성)		0.53	0.50
결혼상태(0=혼인중)		0.33	0.47
교육수준	초졸 이하	(14,699)	(21.4)
	중졸	( 7,424)	(10.8)
	고졸	(25,232)	(36.7)
	대학 이상	(21,411)	(31.1)
의료보장형태 (0=국민건강보험, 1=의료급여 등)		0.05	0.21
장애여부(0=아니오, 1=예)		0.07	0.26
만성질환유무(0=없음, 1=있음)		0.65	0.48
경제활동여부(0=예, 1=아니오)		0.40	0.49
총가구소득 5분위	1분위	(10,892)	(15.8)
	2분위	(13,675)	(19.9)
	3분위	(14,476)	(21.1)
	4분위	(15,140)	(22.0)
	5분위	(14,583)	(21.2)
흡연(0=비흡연, 1=흡연)		0.18	0.39
음주(0=월1회 미만, 1=월 1회 이상)		0.51	0.50
규칙적 신체활동(0=아니오, 1=예) <sup>1)</sup>		0.42	0.49

주: 1) '격렬한 신체활동 총 20분 이상 주3일 이상'이나 '중등도 신체활동 또는 걷기 총 30분 이상 주 5일 이상' 기준

### 분석결과 : 비만이 의료이용에 미치는 영향 Random vs Fixed



Random effect		Coef.	Std.Err.	Fixed effect		Coef.	Std.Err.
비만		0.2843	***	0.0534	비만	0.1124	0.0774
연령		0.0343	***	0.0025	연령	0.1063	***
성별		1.1214	***	0.0636	성별	Omitted	
결혼상태		-1.1459	***	0.0648	결혼상태	-1.1298	***
교육수준 (기준: 초졸이하)	중졸	-0.0718		0.1447	교육수준 (기준: 초졸이하)	중졸	1.1098
	고졸	-0.7904	***	0.1218		고졸	0.2762
	대학 이상	-0.7994	***	0.1257		대학 이상	0.2968
의료보장형태		0.6760	***	0.1623	의료보장형태	0.2615	0.2826
장애여부		0.3091	*	0.1376	장애여부	-0.2189	0.3945
만성질환유무		1.9891	***	0.0581	만성질환유무	0.3344	*
경제활동유무		0.2803	***	0.0526	경제활동유무	0.0476	0.0743
가구소득 5분위 (기준:1분 위)	2분위	-0.0645		0.0919	가구소득 5분위 (기준:1분 위)	2분위	-0.0732
	3분위	0.0288		0.0947		3분위	0.0360
	4분위	0.1489		0.0966		4분위	-0.0541
	5분위	0.2740	**	0.0999		5분위	0.0557
흡연		-0.6737	***	0.0597	흡연	-0.1434	0.0938
음주		-0.0305		0.0486	음주	-0.0924	0.0653
규칙적 신체활동		0.1163	**	0.0382	규칙적 신체활동	0.0593	0.0426
상수		1.0040	***	0.2250			

주: 1) \*\*\* <0.001, \*\* <0.01, \* <0.05, + <0.1 2) 사례수 Random effect 65,385, Fixed effect 13,741

### 분석결과 : 비만이 의료이용에 미치는 영향 Fixed 성별 분석



남성			Coef.	Std.Err.	여성			Coef.	Std.Err.
비만			0.0436	0.0889	비만			0.3180 *	.1593
연령			0.1146 ***	0.0161	연령			0.0899 ***	0.0229
결혼상태			-1.1022 ***	0.2788	결혼상태			-1.1412 **	0.3637
교육수준 (기준: 초졸이하)	중졸		0.8863	0.7088	교육수준 (기준: 초졸이하)	중졸		1.6455	1.4650
	고졸		0.3135	0.7106		고졸		0.6028	1.4375
	대학 이상		0.4959	0.7263		대학 이상		0.4037	1.4503
의료보장형태			0.0626	0.3448	의료보장형태			0.6195	0.5009
장애여부			-0.3655	0.4084	장애여부			13.7671	827.791
만성질환유무			0.3394 *	0.1179	만성질환유무			0.3085 +	0.1694
경제활동유무			0.1217	0.0995	경제활동유무			-0.0382	0.1128
가구소득 5분위 (기준:1분 위)	2분위		-0.0927	0.1466	가구소득 5분위 (기준:1분 위)	2분위		-0.0280	0.2090
	3분위		0.0081	0.1569		3분위		-0.1045	0.2240
	4분위		0.0072	0.1645		4분위		-0.1664	0.2366
	5분위		0.0157	0.1763		5분위		0.1535	0.2540
흡연			-0.1891 +	0.0976	흡연			0.3787	0.3621
음주			-0.0486	0.0909	음주			-0.1364	0.0945
규칙적 신체활동			0.0736	0.0518	규칙적 신체활동			0.0342	0.0750

주: 1) \*\*\* <0.001, \*\* <0.01, \* <0.05, + <0.1 2) 사례수 남성 9,047, 여성 4,694

### 분석결과 : 비만이 의료비에 미치는 영향 Two part model



logit			Coef.	Std.Err.	GLM			Coef.	Std.Err.
비만			0.2044 ***	0.0302	비만			0.1090 ***	.0139
연령			0.0113 ***	0.0012	연령			0.0204 ***	.0005
성별			0.7955 ***	0.0311	성별			0.1655 ***	.0148
결혼상태			-0.8615 ***	0.0311	결혼상태			-0.1443 ***	.0150
교육수준 (기준: 초졸이하)	중졸		-0.0948	0.0745	교육수준 (기준: 초졸이하)	중졸		0.0313	.0229
	고졸		-0.5264 ***	0.0611		고졸		-0.0788 ***	.0208
	대학 이상		-0.5774 ***	0.0633		대학 이상		-0.0931 ***	.0234
의료보장형태			-0.3199 ***	0.0739	의료보장형태			-1.0952 ***	.0306
장애여부			-0.0350	0.0639	장애여부			0.0338	.0242
만성질환유무			1.6622 ***	0.0321	만성질환유무			0.8436 ***	.0163
경제활동유무			0.2520 ***	0.0312	경제활동유무			0.1203 ***	.0138
가구소득 5분위 (기준:1분 위)	2분위		0.0782	0.0562	가구소득 5분위 (기준:1분 위)	2분위		0.1329 ***	.0218
	3분위		0.1408 *	0.0570		3분위		0.1706 ***	.0231
	4분위		0.2657 ***	0.0574		4분위		0.2173 ***	.0237
	5분위		0.2774 ***	0.0581		5분위		0.3061 ***	.0244
흡연			-0.4754 ***	0.0317	흡연			-0.1333 ***	.0189
음주			0.0316	0.0290	음주			-0.1213 ***	.0138
규칙적 신체활동			0.1130 ***	0.0261	규칙적 신체활동			-0.0591 ***	.0126
상수			0.7273 ***	0.1164	상수			11.4390 ***	.0488

주: 1) \*\*\* <0.001, \*\* <0.01, \* <0.05, + <0.1 2) 사례수 65,385

### 분석결과 : 비만이 의료비에 미치는 영향 Two part model & lagged



logit		Coef.	Std.Err.	GLM		Coef.	Std.Err.
t-1기 비만		0.1912	***	0.0360	t-1기 비만	0.1263	***
연령		0.0132	***	0.0015	연령	0.0204	***
성별		0.8406	***	0.0374	성별	0.1496	***
결혼상태		-0.8852	***	0.0366	결혼상태	-0.1363	***
교육수준 (기준:1분위 초졸이하)	중졸	-0.1532	*	0.0876	교육수준 (기준:1분위 초졸이하)	중졸	0.0171
	고졸	-0.4718	***	0.0716		고졸	-0.1070
	대학 이상	-0.4940	***	0.0746		대학 이상	-0.1405
의료보장형태		-0.3517	***	0.0870	의료보장형태	-1.1271	***
장애여부		0.0020		0.0744	장애여부	0.0085	
만성질환유무		1.7258	***	0.0381	만성질환유무	0.8750	***
경제활동유무		0.2028	***	0.0378	경제활동유무	0.1129	***
가구소득 (기준:1분위)	2분위	0.0629		0.0671	가구소득 (기준:1분위)	2분위	0.1401
	3분위	0.1101		0.0684		3분위	0.1902
	4분위	0.2607	***	0.0690		4분위	0.2387
	5분위	0.2428	***	0.0697		5분위	0.3240
흡연		-0.4317	***	0.0377	흡연	-0.1215	***
음주		0.0227		0.0348	음주	-0.1136	***
규칙적 신체활동		0.1185	***	0.0312	규칙적 신체활동	-0.0478	**
상수		0.5957	***	0.1402	상수	11.4563	***

주: 1) \*\*\* <0.001, \*\* <0.01, \* <0.05, + <0.1 2) 사례수 48,986

### 분석결과 : 비만이 의료비에 미치는 영향 Two part model & lagged 성별분석



남성(GLM)		Coef.	Std.Err.	여성(GLM)		Coef.	Std.Err.
t-1기 비만		0.1887	***	0.0236	t-1기 비만	0.0910	***
연령		0.0246	***	0.0010	연령	0.0180	***
결혼상태		-0.0277		0.0328	결혼상태	-0.1654	***
교육수준 (기준:1분위 초졸이하)	중졸	-0.0283		0.0433	교육수준 (기준:1분위 초졸이하)	중졸	0.0186
	고졸	-0.1623	***	0.0370		고졸	-0.1087
	대학 이상	-0.1843	***	0.0402		대학 이상	-0.1540
의료보장형태		-1.0972	***	0.0553	의료보장형태	-1.1663	***
장애여부		-0.0461		0.0393	장애여부	0.0496	
만성질환유무		0.9245	***	0.0281	만성질환유무	0.8217	***
경제활동유무		0.1740	***	0.0282	경제활동유무	0.0731	***
가구소득 (기준:1분위)	2분위	0.2010	***	0.0404	가구소득 (기준:1분위)	2분위	0.1125
	3분위	0.3388	***	0.0427		3분위	0.1006
	4분위	0.3743	***	0.0437		4분위	0.1648
	5분위	0.4676	***	0.0447		5분위	0.2434
흡연		-0.1002	***	0.0240	흡연	-0.0227	
음주		-0.1270	***	0.0247	음주	-0.1180	***
규칙적 신체활동		-0.0186		0.0219	규칙적 신체활동	-0.0782	***
상수		11.0571	***	0.0876	상수	11.8874	***

주: 1) \*\*\* <0.001, \*\* <0.01, \* <0.05, + <0.1 2) 사례수 남성 23,086 여성 25,900

## 결론



### 비만이 의료이용, 의료비에 미치는 영향

- **(의료이용)** 개인의 이질성을 통제한 결과(Fixed effect), 성별에 따른 차이 확인  
여성 비만은 의료이용에 정(+)의 관계, 남성 비만은 유의미한 관계 없음
- **(의료비)** 비만의 lagged 변수를 활용한 결과(Two part model),  
비만과 의료비 정(+)의 관계 강화, 남성의 경우 여성 보다 비만이 의료비에 미치는 영향 큼

### 저체중 연구 필요성 검토

- 한국은 OECD에서 비만을 낮음. 국가특수성으로 저체중에 대한 연구 필요성?  
인구의 5% 내외. 여성, 35세 미만에서 저체중 비율 높음  
노인 저체중은 사망과 관련 있다는 인식

## 결론



### 비만에 대한 지속적인 정책적 관심과 배려 필요

- 문헌검토 과정에서 정책근거 자료 생산을 위한 지속적인 연구 필요  
국내에서 2010년 이후 비만에 관한 연구가 본격적으로 이루어지고 있으나, 부족한 수준
- 비만에 대한 보다 적극적인 정책 추진  
OECD 국가의 사례를 참조 + a
  - (OECD 가입국 대응 정책 사례)
    - 대중매체를 이용한 '건강한 식습관 형성' 캠페인 실시
    - 영양교육 실시
    - 고열량 식품 및 음료에 죄약세(sin tax) 부과
    - 식품에 영양성분 표기
    - 식품산업의 생산물 개선을 위한 협정 추진 등

### 향후 연구과제

- 비만-의료의 내생성을 고려한 보다 면밀한 분석 지속  
도구변수법을 이용한 국내연구가 있으나, 자료 특성상 18세+ 동거 자녀 있는 중장년층 대상 결과
- 비만-의료 연구의 신뢰성 제고를 위한 2차자료 생산  
한국의료패널조사 등 보건의료 관련 조사에서 체중-신장 측정, '허리둘레' 측정 자료 포함 등



감사합니다!



발표 2

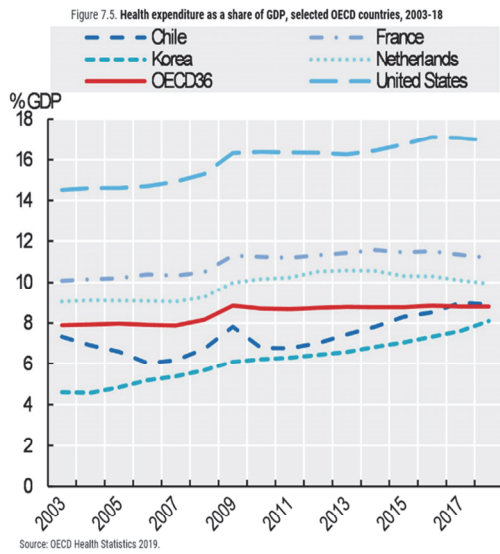
주관적 건강상태와  
외래 의료이용에 관한 종단분석

천희란 | 중원대학교





## 연구배경



• 우리나라 국민의 의료이용은 OECD 국가 평균의 2배 이상 높음

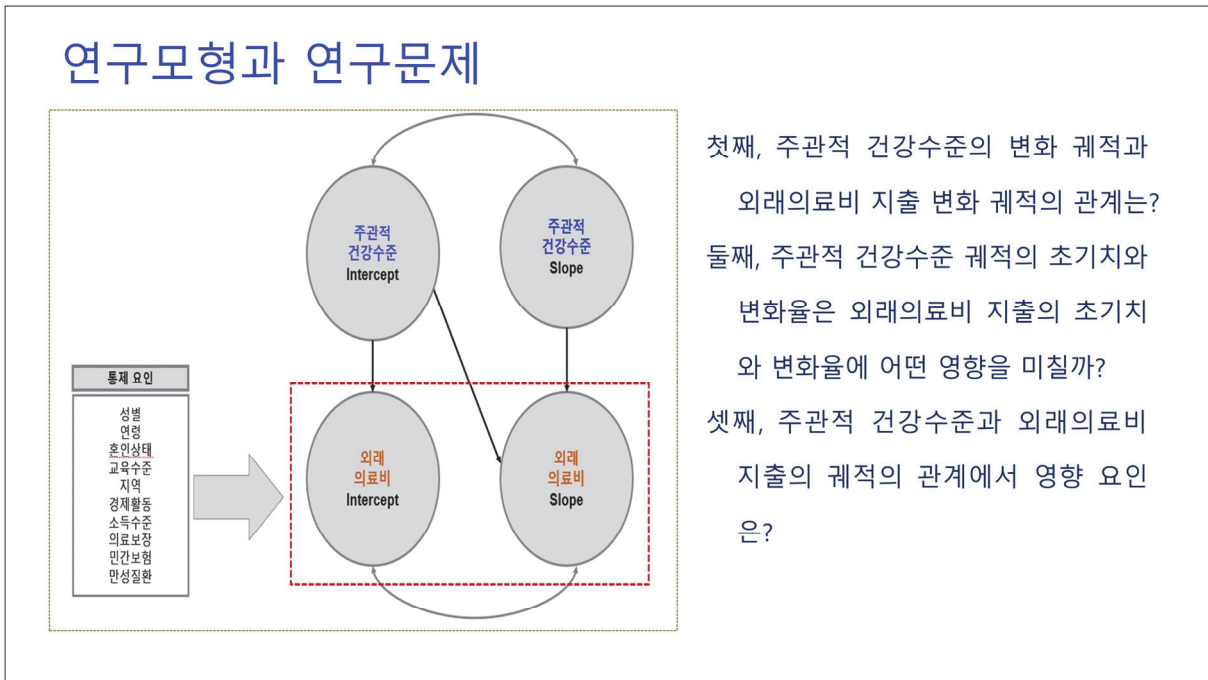
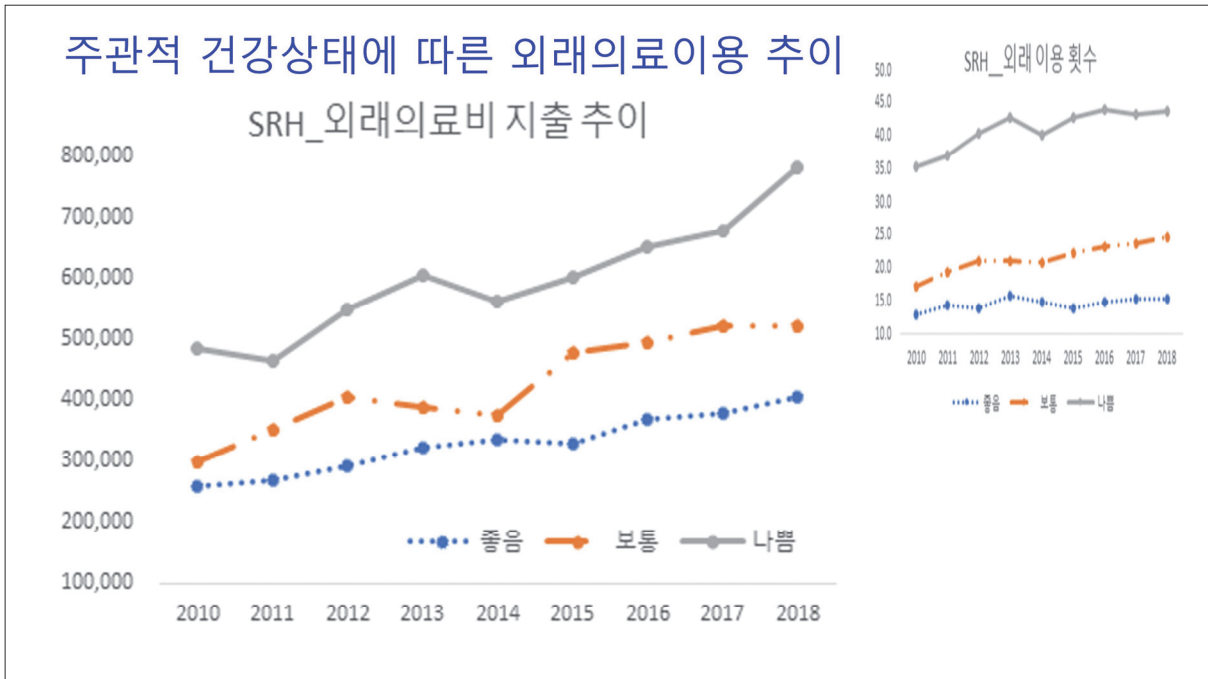
- ✓ 국민 1인당 의사방문횟수: 한국 17회 > OECD 평균 7회
- ✓ 국민 1인당 평균재원일수: 한국 18.5일 > OECD 평균 7.7일

(자료: OECD Health at a glance 2019)

- 국민 의료비 지출(%)도 가파르게 증가
- 의료 이용의 특성과 추이에 대한 다양한 분석이 필요

## 연구배경

- 주관적 건강상태(self-rated health): 한 사람의 일반적 건강상태를 주관적으로 판단하는 측정치, 현재 건강상태를 반영하는 타당도 높은 지표
- 여러 질환, 사망, 기능상태, 보건의료 서비스 이용에 예측력이 있고, **사회제도적 요인이나 문화적 요인**에 의해 영향을 받음 (Idler & Benyamini, 1997; Jylha, 2009)
- OECD 국가 비교 연구(Kim & Khang, 2019): 한국- "**High** life expectancy but **low** self rated health paradox" – 과다 의료이용?
- **의료이용의 예측치로 "나쁜 주관적 건강수준"**: 고령층 대상 입원이나 외래진료와 유의한 연관- 체계적 문헌 고찰 (Xu & Johnston, 2015), 스페인 성인 대상 병원자료와 연계한 종단 연구 (Tomayo-Fonseca et al., 2015), 캐나다 노인 대상 연구(Meneg & Chipperfield, 2001), 독일에서 40세 이상 중고령자 대상 4년 종단 연구(Haj et al., 2017)
- 주관적 건강상태는 각 국가 의료제도의 영향을 받고 문화적 요인을 반영하며 보건의료서비스 이용과 연관. 우리나라에서 주관적 건강상태의 변화와 의료이용의 변화를 종단적을 분석한 연구는 제한적



## 연구방법1

- 자료: 한국의료패널조사(2008년 이후~ 매년 자료 구축). 주관적 건강수준 변수가 가용한 2010년~2018년 9개년도 자료
- 연구 대상: 2010년 시점의 30세 이상 성인 7,440명. 2010년~2018년 모두 응답 누적자료

	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
개인전체	17,885	17,035	15,872	14,839	19,219	18,130	17,424	17,184	17,008
30세 이상	11,662	11,265	10,625	10,112	13,194	12,576	12,171	12,052	12,005

## 연구방법2

구분	변수	비고
종속변수 (외래 의료이용)	외래의료비 지출 (년간)	2010~2018년 기간, 한 해 동안 지출한 외래 의료비
독립변수	인구학적 변수	성별(남자, 여자) 연령(30대, 40대, 50대, 60대, 70+) 결혼상태(기혼, 미혼, 이혼/별거/사별 등 기타) 지역(특/광역시, 시/도)
	사회경제적 변수	교육수준(중졸이하, 고졸, 대졸+) 경제활동(참가, 비참가) 소득수준(가구소득- 상, 중, 하) 의료보장(건강보험, 의료급여/산정특례) 민간보험(미가입, 가입(정액형, 실손/혼합형))
	건강 변수	만성질환(없음, 1개, 2개 이상) 주관적 건강수준 (매우 좋음 1점~ 매우 나쁨 5점)

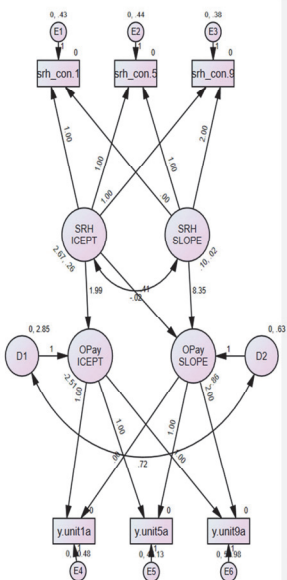
통계분석방법: 기술통계, 구조방정식을 활용한 '병행 잠재성장모형(parallel latent growth curve)'



Results:  
Sample characteristics

변수		Freq(range)	% mean±SD
성별	남자	3,389	45.6
	여자	4,051	54.5
age(yr)		(30~97)	53.1±13.4
marital status	기혼	6,059	81.4
	미혼	418	5.6
	이혼, 별거, 사별	963	12.9
교육수준	중졸이하	2,974	40.0
	고졸	2,595	34.9
	대졸이상	1,871	25.1
경제활동	No	2,668	35.9
	Yes	4,772	64.1
소득수준	하	2,029	27.3
	중	3,094	41.7
	상	2,302	31.0
의료보장	건강보험	7,060	94.9
	의료급여/산정특례	376	5.1
민간보험	미가입	2,255	30.3
	가입	5,185	69.7
만성질환	없음	1,578	26.5
	1개	1,150	19.3
	2개 이상	3,234	54.2
주관적 건강수준 (1. 아주 좋음 ~ 5. 아주 나쁨)	2010년	0~5	2.7±0.8
	2014년	0~5	2.8±0.8
	2018년	0~5	2.9±0.8
외래의료비 지출	2010년	0~12,735,700	288,617±665,899
	2014년	0~13,034,300	365,285±728,764
	2018년	0~17,318,220	500,830±861,399

Results: Unconditional model



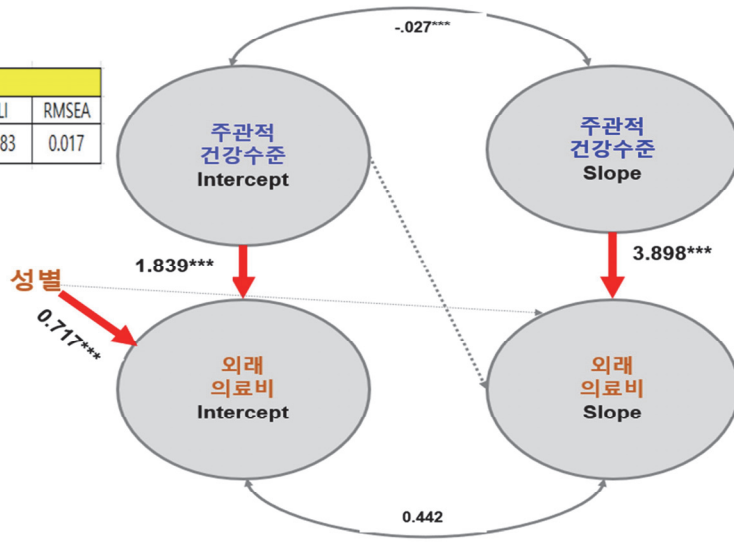
외래의료비 지출		B	SE	CR	p
Intercept ←	SRH Intercept	1.992	0.195	10.203	***
	SRH Slope	0.408	0.216	1.889	0.059
Slope ←	SRH Intercept	8.346	2.554	3.268	***
	SRH Slope				

Model Fit					
$\chi^2(df)$	p	CFI	NFI	TLI	RMSEA
50.242(8)	<.001	0.985	0.982	0.960	0.027

## Results: Conditional model

Model Fit					
$\chi^2(df)$	$p$	CFI	NFI	TLI	RMSEA
152.085(49)	<.001	0.996	0.994	0.983	0.017

통제 요인
연령***
혼인상태**
교육수준
지역
경제활동
소득수준***
의료보장***
민간보험***
만성질환***



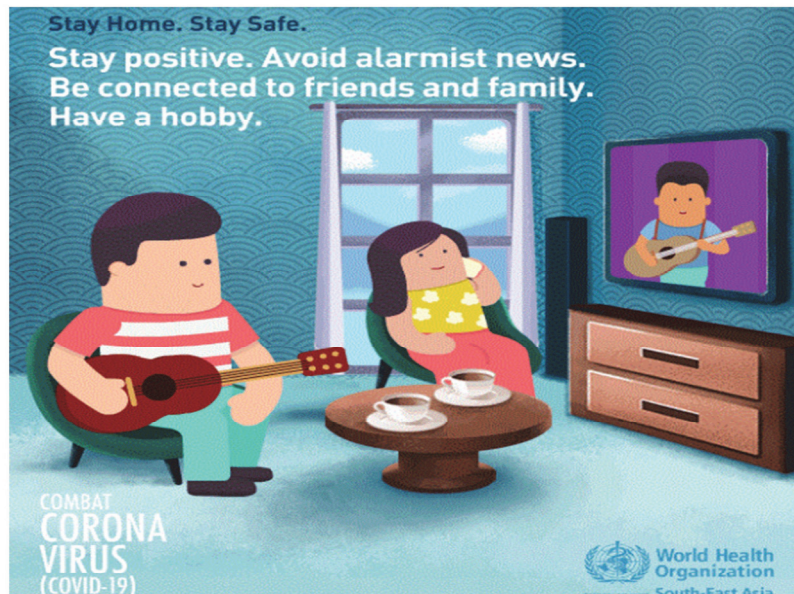
## Results: 주관적 건강상태와 외래의료비 지출에 관한 병행 잠재성장모형 결과

	B	SE	CR	$p$
<b>Time invariant variables</b>				
<b>외래의료비 지출_intercept</b>				
sex	0.717	0.157	4.577	***
SRH_intercept	1.839	0.225	8.168	***
<b>외래의료비 지출_slope</b>				
sex	0.042	0.132	0.316	0.752
SRH_intercept	0.166	0.168	0.984	0.325
SRH_slope	3.898	0.669	5.826	***
<b>Time varying covariates (TVC)</b>				
<b>연령</b>				
연령	0.024	0.007	3.427	***
<b>결혼상태 (ref=기혼)</b>				
미혼	-0.662	0.244	-2.707	**
이혼, 별거, 사별	-0.525	0.171	-3.065	**
<b>지역 (ref=특별시, 광역시)</b>				
시, 군	0.144	0.119	1.205	0.228
<b>교육수준 (ref=중졸이하)</b>				
고졸	0.235	0.152	1.546	0.122
대졸이상	0.216	0.182	1.185	0.236
<b>경제활동 (ref=no)</b>				
yes	-0.184	0.123	-1.500	0.134
<b>소득수준 (ref=하)</b>				
중	0.811	0.140	5.775	***
상	1.391	0.161	8.649	***
<b>의료보장 (ref=건강보험)</b>				
의료급여/산정특례	-2.124	0.260	-8.171	***
<b>민간보험 (ref=미가입)</b>				
가입	0.690	0.134	5.151	***
<b>만성질환 (ref=없음)</b>				
1개	0.547	0.179	3.052	**
2개 이상	1.582	0.183	8.648	***

## 요약 및 결론

- 주관적 건강평가 점수가 높아 건강이 나쁘다고 인식하는 그룹에서 외래의료비 지출의 초기 값이 유의하게 높은 정(+)적 관계
- 주관적 건강상태의 변화율이 클수록 시간이 지나면서 외래의료비 지출의 변화도 정(+)적으로 유의하게 높아짐. 즉, 건강인식이 부정적으로 될수록 의료비 지출도 가속화
- “성별, 연령, 결혼상태, 소득수준, 의료보장 유형, 민간보험 가입 여부, 만성질환 보유 등”이 주관적 건강평가와 외래의료비 궤적에 유의한 영향 요인: 여자는 남자보다 부정적 주관적 건강평가의 초기 값이 유의하게 높지만, 성별은 주관적 건강수준이 외래의료비 변화에 유의한 영향을 미치지 않음.
- → 본 연구는 주관적 건강수준의 변화 궤적을 고려하여 외래의료비의 변화를 설명했다는 의의. 객관적으로 평가하는 건강지표 외에도 외래 의료이용에 미치는 주관적 건강수준의 의의나 의미에 대한 심층연구가 필요함

Thank you!





발표 3

진료의 연속성이 만성질환자의  
고의료비 지출에 미치는 영향

정영일 | 방송통신대학교



제 12회 한국의료패널 학술대회

2020.12.11

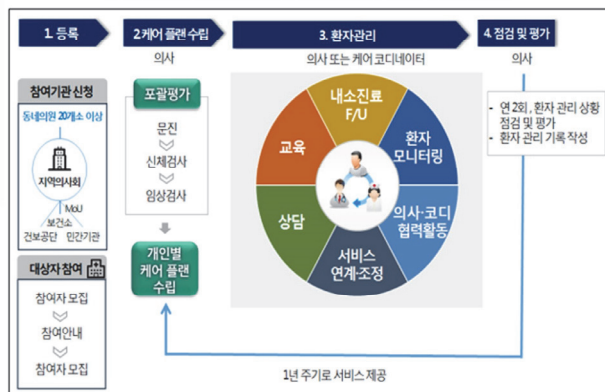
## 진료의 연속성이 만성질환자의 고의료비 지출에 미치는 영향

한국방송통신대학교 정 영 일

### 배경

- ✓ **만성질환자의 의료이용**은 인구사회적, 경제적, 질병 상태 요인들로 구성되어 있고, 의료 이용 양상이 복잡해지고, 그룹 내 변이도 증가함
- ✓ 만성질환자의 치료는 연속성을 가지고 수행되어야 하나 우리나라는 지속적 치료 체계가 최적의 상태라고 할 수 없음
- ✓ WHO에서 만성질환 관리를 위해 일차의료 활성화 및 보건소 통합서비스로 적합한 환경 조성을 강조함
- ✓ 최근에는 우리나라에서 만성질환자 등록사업 등의 실천 전략이 시범 적용되었으며 확대되고 있음

< 일차의료 만성질환관리 통합서비스 제공 프로세스 >



## 배경



International Journal for Quality in Health Care, 2019, 31(8), 620-626  
doi: 10.1093/ijqhc/izy225  
Advance Access Publication Date: 20 November 2018  
Article

Article

### Prospectively identifying older adults at risk for potentially avoidable hospitalizations in Korea using population-based data

HONGSOO KIM<sup>1</sup>, YOUNG-IL JUNG<sup>2</sup>, KYOUNG HOON KIM<sup>3</sup>, and JUNG MIN PARK<sup>4</sup>

- ✓ 사실, 우리나라는 만성질환의 조절 실패에 따른 피할 수 있는 입원, 사망의 문제가 큰 편임
- ✓ **예방가능한 입원**(potentially preventable hospitalization, PPH)은 일차의료에서 적절한 관리를 받지 못하여 발생하는 입원으로
- ✓ 외래민감질환의 입원으로도 부름. 일차의료에 대한 질 지표로 사용됨
- ✓ 대표적인 예로, **당뇨로 인한 입원율**은 310.7건으로 OECD 평균보다 두 배 정도 높아 만성질환 관리에서 요구되는 역할이 충분한지에 대한 문제 제기된 바 있음 (건강보험심사평가원, 2015)
- ✓ 변화를 위해서는 개입 지점의 발굴이 중요함. 공단 청구자료를 이용한 연구에서 예방가능한 입원의 예측 모델에서 중요한 요소의 하나로 **진료의 연속성**을 제시함 (Kim et al., 2019)

## 배경

발간번호  
2019-R14

### 경기도 고혈압·당뇨병 등록관리사업 효과 분석 - 경기도 4개 지역 사업을 중심으로

2019



분양 서울대학교병원  
경기도공보건의료지원단  
Gyeonggi-do Public Health Policy Institute

- ✓ 만성질환자 등록사업 혹은 진료의 연속성이 건강결과와 의료이용에 미치는 영향에 대한 관심이 증가함
- ✓ 다만 만성질환자의 건강성과를 파악하기 위해서는 복합적인 상태를 고려하고, 장기간에 걸쳐 추적 관찰이 필요하여 어려움이 있었음
- ✓ 그로 인해 만성질환자 등록사업의 평가에서 외래방문일수, 지속치료율 등의 중간 산출 지표가 주로 보고됨



## 배경

- ✓ 일차의료에서 만성질환의 관리 실패는 의료 요구의 증가로 이어지고, 그 숫자가 소수임에도 전체 보건의료 지출의 상당부분을 차지하는 경향이 있음(Garfinkel, Riley, & Iannacchione, 1988)
- ✓ 인구 고령화 등으로 보건의료재정의 지속가능성에 대한 우려가 불어지면서 더욱 의료서비스 고이용 및 고지출 집단과 결정요인들에 대한 연구가 관심을 받고 있음 (Rosella et al., 2014; Rais et al., 2013)
- ✓ 특히, 의료서비스 고이용 및 고지출 집단은 반복적인 이용이 나타나는데,
- ✓ 이는 일반 회귀분석을 활용한 방식이 모델 설정 오류와 내생성 통제 실패의 위험을 가질 수도 있다는 우려로 새로운 접근이 필요함
- ✓ 이에 대한 대안으로 동적 분석이 제시됨

## 연구 목적

- ✓ 본 연구의 목적은 다음과 같음

첫째

만성질환자의 치료 연속성을 살펴보고, 급성기 의료이용의 발생 수준을 관찰함

- 만성질환자의 급성기 의료이용으로 (1) 당뇨환자의 피할 수 있는 입원, (2) 응급실 방문 여부, (3) 의료비 고지출을 설정함

둘째

만성질환자의 급성기 병원 이용은 반복적이고, 지속적으로 나타나는 경향이 있어, 이 특성을 모델에 반영하여 동적 패널 분석을 실시하며, 이를 정적 분석 방법과 비교하고자 함.

## 연구방법

### ◆ 자료원 및 연구대상

- ✓ 한국의료패널 2016-2018년 자료
  - ✓ 상용치료원 조사는 2012-2013, 2016-2018년에 진행됨
  - ✓ 이중 2016-2018년 자료를 사용한 것임
- ✓ 만성질환을 앓고 있는 19세 이상 성인을 대상으로 함

## 연구방법

### ◆ 변수 설명



## 연구방법

### ◆ 분석방법

1. 2018년 기준 만성질환자의 병원이용과 보건의료비 고지출 발생에 대한 기초분석
2. 당뇨 환자의 피할 수 있는 입원, 응급실 방문, 보건의료비 고지출 여부에 따른 일반적 특성, 건강 수준, 과거 의료이용 특성에 대한 단변량 분석
3. Correlated Random Effects (CRE) 모형을 바탕으로 한 동적 프로빗 모델 (Dynamic Probit Model) 설정

$$y_{i,t}^* = \beta_0 x_{i,t} + \beta_1 history_{i,t-1} + \beta_2 y_{i,t-1} + \zeta_i + \eta_{i,t} \quad (1)$$

$$y_{i,t} = 1 [y_{i,t}^* > 0] \quad (2)$$

$$\zeta_i = \delta_{y_0} y_{i,0} + \delta_{history_0} history_{i,0} + \delta_{history} \overline{history}_i + \mu_i \quad (3)$$

## 연구방법

### ◆ 분석방법 (계속)

Correlated Random Effects (CRE) 모형을 바탕으로 한 동적 프로빗 모델

$$y_{i,t}^* = \beta_0 x_{i,t} + \beta_1 history_{i,t-1} + \beta_2 y_{i,t-1} + \zeta_i + \eta_{i,t} \quad (1)$$

$$y_{i,t} = 1 [y_{i,t}^* > 0] \quad (2)$$

$$\zeta_i = \delta_{y_0} y_{i,0} + \delta_{history_0} history_{i,0} + \delta_{history} \overline{history}_i + \mu_i \quad (3)$$

- 고정효과모형(fixed effect model)을 적용할 수 없는 경우, 식(3)과 같이 과거부터 평균으로 가정하고, 후자는 평균대신 과거 모든 t에서 값을 모델에 투입하는 방식으로 독립이라는 가정 없이 추정하는 방법
- $\zeta_i$  와 독립변수의 부분 의존성을 허용하여 Correlated Random Effects 모형이라 함
- 본 연구에서는 초기 조건 문제 해결을 위해 종속변수의 초기값 을  $\bar{y}_0$  가함
- $y_{i,t}$  는 노인 개인의 의료이용 여부를 나타내는 종속변수,  $x_{i,t}$  개인 특성변수
- $history_{i,t}$  는 개인의 의료이용 여부를 결정하는 변수로 종속변수와의 내생성 문제를 완화하기 위해 과거 의료이용 변수 이용

## 연구결과

### ◆ 일반적 특성

- 분석 대상 7,716명 (2018년 기준)
- 피할 수 있는 입원 경험 당뇨 환자 4.5%
- 응급실 이용 경험 만성질환자 12.3%
- 의료비 고지출 만성질환자 11.1%
- 대학재학 이상인 비율이 전체는 22.8%인데 당뇨 PPH 경험자 11.9%, 응급실 이용자 19.6%, 의료비 고지출자 14.0%로 전체보다 낮음
- 소득5분위(최고)의 비율이 전체는 16.3%인데 당뇨 PPH 경험자 9.9%, 응급실 이용자 13.3%로 낮음. 반대로 의료비 고지출자에서는 18.1%로 상대적으로 높음

<표 1> 연구대상자의 특성 (2018년 기준)

	전체	당뇨 PPH	응급실 이용	의료비 상위 10%
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
전체	7,716 (100.0)	344 (100.0)	946 (100.0)	853 (100.0)
연령 Mean (SD)	63.9 (14.8)	70.2 (10.5)	67.0 (14.6)	67.2 (12.6)
남	4,496 (58.1)	185 (53.8)	538 (56.9)	527 (61.8)
결혼 (혼인중)	5,546 (71.6)	246 (71.5)	664 (70.2)	617 (72.3)
교육수준 초졸이하	2,414 (31.2)	161 (46.8)	349 (36.9)	319 (37.4)
중졸	1,203 (15.5)	65 (18.9)	146 (15.4)	149 (17.5)
고졸	2,365 (30.5)	77 (22.4)	266 (28.1)	66 (31.2)
대체 이상	1,762 (22.8)	41 (11.9)	185 (19.6)	119 (14.0)
의료보장형태				
전보	7,384 (95.5)	317 (92.2)	872 (92.2)	845 (99.1)
의료급여	348 (4.5)	27 (7.9)	74 (7.8)	8 (0.9)
소득분위				
1분위(최저)	1,807 (23.4)	116 (33.7)	249 (26.3)	204 (23.9)
2분위	1,788 (23.1)	103 (29.9)	261 (27.6)	211 (24.7)
3분위	1,432 (18.5)	54 (15.7)	167 (17.7)	152 (17.8)
4분위	1,446 (18.7)	37 (10.8)	143 (15.1)	132 (15.5)
5분위(최고)	1,259 (16.3)	34 (9.9)	126 (13.3)	154 (18.1)
민간의료보험 가입	5,067 (65.5)	181 (52.6)	543 (57.4)	553 (64.8)
경제활동	4,276 (55.3)	154 (44.8)	440 (46.5)	408 (47.8)
장애	850 (11.0)	57 (16.6)	154 (16.3)	99 (11.6)
중증질환	1,494 (19.3)	147 (42.7)	328 (34.7)	317 (37.2)
흡연	1,044 (13.5)	48 (14.0)	125 (13.2)	82 (9.6)
음주	4,391 (56.8)	149 (43.3)	466 (49.3)	420 (49.2)
우울여부	516 (6.9)	42 (12.5)	105 (11.6)	101 (12.2)
상용치료원 있음	4,545 (58.8)	250 (72.7)	576 (60.9)	543 (63.7)
상용치료원 종류				
없음	3,187 (41.2)	94 (27.3)	370 (39.1)	310 (36.3)
보건소/일차의료	3,109 (40.2)	134 (39.0)	331 (35.0)	327 (38.3)
병원	670 (8.7)	53 (15.4)	114 (12.1)	87 (10.2)
종합병원	766 (9.9)	63 (18.3)	131 (13.9)	129 (15.1)

주: 1) PPH: Potentially preventable hospitalizations, 2) 일부 변수에 결측이 있으며, 소수점 표기로 비율이 100%가 되지 않는 경우가 있음.

## 연구결과

### ◆ 일반적 특성

- 상용치료원이 있다고 응답한 만성질환자는 58.8%였음
- 상용치료원은 당뇨 PPH 경험자 중 72.7%, 응급실 이용자 160.9%, 의료비 고지출자 63.7%로 전체보다 높음
- 이는 상용치료원 비율이 전체 보다 낮을 것으로 기대했던 것과 다른 결과임. 구체적인 상황을 파악하기 위해서 상용치료원 종류를 파악함
- 당뇨PPH 경험자, 응급실 이용자, 의료비 고지출자는 전체와 비교하여 상용치료원으로 병원과 종합병원 비율이 높았음

<표 1> 연구대상자의 특성 (2018년 기준)

	전체	당뇨 PPH	응급실 이용	의료비 상위 10%
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
전체	7,716 (100.0)	344 (100.0)	946 (100.0)	853 (100.0)
연령 Mean (SD)	63.9 (14.8)	70.2 (10.5)	67.0 (14.6)	67.2 (12.6)
남	4,496 (58.1)	185 (53.8)	538 (56.9)	527 (61.8)
결혼 (혼인중)	5,546 (71.6)	246 (71.5)	664 (70.2)	617 (72.3)
교육수준 초졸이하	2,414 (31.2)	161 (46.8)	349 (36.9)	319 (37.4)
중졸	1,203 (15.5)	65 (18.9)	146 (15.4)	149 (17.5)
고졸	2,365 (30.5)	77 (22.4)	266 (28.1)	66 (31.2)
대체 이상	1,762 (22.8)	41 (11.9)	185 (19.6)	119 (14.0)
의료보장형태				
전보	7,384 (95.5)	317 (92.2)	872 (92.2)	845 (99.1)
의료급여	348 (4.5)	27 (7.9)	74 (7.8)	8 (0.9)
소득분위				
1분위(최저)	1,807 (23.4)	116 (33.7)	249 (26.3)	204 (23.9)
2분위	1,788 (23.1)	103 (29.9)	261 (27.6)	211 (24.7)
3분위	1,432 (18.5)	54 (15.7)	167 (17.7)	152 (17.8)
4분위	1,446 (18.7)	37 (10.8)	143 (15.1)	132 (15.5)
5분위(최고)	1,259 (16.3)	34 (9.9)	126 (13.3)	154 (18.1)
민간의료보험 가입	5,067 (65.5)	181 (52.6)	543 (57.4)	553 (64.8)
경제활동	4,276 (55.3)	154 (44.8)	440 (46.5)	408 (47.8)
장애	850 (11.0)	57 (16.6)	154 (16.3)	99 (11.6)
중증질환	1,494 (19.3)	147 (42.7)	328 (34.7)	317 (37.2)
흡연	1,044 (13.5)	48 (14.0)	125 (13.2)	82 (9.6)
음주	4,391 (56.8)	149 (43.3)	466 (49.3)	420 (49.2)
우울여부	516 (6.9)	42 (12.5)	105 (11.6)	101 (12.2)
상용치료원 있음	4,545 (58.8)	250 (72.7)	576 (60.9)	543 (63.7)
상용치료원 종류				
없음	3,187 (41.2)	94 (27.3)	370 (39.1)	310 (36.3)
보건소/일차의료	3,109 (40.2)	134 (39.0)	331 (35.0)	327 (38.3)
병원	670 (8.7)	53 (15.4)	114 (12.1)	87 (10.2)
종합병원	766 (9.9)	63 (18.3)	131 (13.9)	129 (15.1)

주: 1) PPH: Potentially preventable hospitalizations, 2) 일부 변수에 결측이 있으며, 소수점 표기로 비율이 100%가 되지 않는 경우가 있음.

## 연구결과

### 만성질환자의 의료이용 과거력

(단위: 명, %)

	전체	당뇨 PPH	응급실 이용	의료비 상위 10%
전년도 의료이용				
당뇨 PPH	299 (22.4)	110 (36.2)	65 (32.3)	83 (38.6)
응급실 이용	812 (10.5)	68 (19.8)	209 (22.1)	141 (16.5)
의료비 상위 10%	764 (9.9)	80 (23.3)	146 (15.4)	249 (29.2)

주: 1) PPH: Potentially preventable hospitalizations

- ✓ 만성질환자의 의료이용 과거력은 그 다음해의 높은 의료이용 및 비용지출로 이어질 가능성이 있음
- 전년도 당뇨로 입원한 경험은 다음해 반복된 당뇨 PPH 발생할 가능성이 높음
- 응급실 이용과 의료비 고지출 경험자의 경우에도 유사한 패턴이 나타나 전체에 비해 1.5배 ~3배 정도 비율이 높았음
- 반복 발생을 고려하여 최종 모델링은 동적 분석을 시도함

## 당뇨PPH: 프로빗모형

### 당뇨환자의 피할 수 있는 입원 (2018년)

상용치료원 유무						상용치료원 종류					
Probit regression						Probit regression					
Number of obs = 1,350						Number of obs = 1,350					
Wald chi2(20) = 109.40						Wald chi2(22) = 116.70					
Prob > chi2 = 0.0000						Prob > chi2 = 0.0000					
Pseudo R2 = 0.0726						Pseudo R2 = 0.0762					
Log pseudolikelihood = -704.53137						Log pseudolikelihood = -701.83501					
dmpph	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	dmpph	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age	-.0044703	.0048077	-0.93	0.352	-.0138931 .0049526	age	-.0034478	.0048308	-0.71	0.475	-.0129159 .0060204
1.sex	-.0235468	.0962162	-0.24	0.807	-.2121272 .1650335	1.sex	-.0167978	.0966387	-0.17	0.862	-.2062061 .1726105
1.married	.0776659	.0973704	0.80	0.425	-.1131765 .2685084	1.married	.0760689	.0975982	0.78	0.436	-.1152202 .2673579
edu						edu					
2	-.1316362	.1154404	-1.14	0.254	-.3578951 .0946228	2	-.1389158	.116018	-1.20	0.231	-.366307 .0884754
3	-.3187366	.1153545	-2.76	0.006	-.5448273 -.0926459	3	-.3173392	.1150458	-2.76	0.006	-.5428248 -.0918537
4	-.2707223	.1440546	-1.88	0.060	-.5530641 .0116195	4	-.2666644	.1433236	-1.86	0.063	-.5475734 .0142447
med_insured						med_insured					
2	.2344971	.1864325	1.26	0.208	-.130904 .5998981	2	.2242805	.1860985	1.21	0.228	-.1404658 .5890268
3	1.288544	.742377	1.74	0.083	-.1664885 2.743576	3	1.135481	.7575502	1.50	0.134	-.3492899 2.620252
1.physician	-.0165577	.0913188	-0.18	0.856	-.1955392 .1624238	1.physician	-.0140664	.0911242	-0.15	0.877	-.1926665 .1645337
income_q5						income_q5					
2	.0080179	.1083539	0.07	0.941	-.2043519 .2203877	2	-.0011959	.1089378	0.01	0.991	-.2123182 .21471
3	-.0122949	.1279759	-0.10	0.923	-.263123 .2385332	3	-.0053575	.1281316	-0.04	0.967	-.2564909 .2457759
4	-.1177948	.1467077	-0.80	0.422	-.4053367 .1697471	4	-.1199789	.1465609	-0.82	0.413	-.407233 .1672751
5	-.1634402	.1565749	-1.04	0.297	-.4703213 .1434409	5	-.1846736	.1560824	-1.18	0.237	-.4905895 .1212422
1.work	.0298567	.0912071	0.33	0.743	-.148906 .2086194	1.work	.0404185	.0921016	0.44	0.661	-.1400974 .2209344
1.disable	.0205875	.1161736	0.18	0.859	-.2071086 .2482835	1.disable	.0134431	.1164446	0.12	0.908	-.214784 .2416702
1.sev_yr	.722748	.0874904	8.26	0.000	.5512699 .894226	1.sev_yr	.6919144	.0908246	7.62	0.000	.5139015 .8699273
1.smk_yr	.1147428	.1204388	0.95	0.341	-.1213129 .350798	1.smk_yr	.1110285	.1203647	0.92	0.356	-.1248819 .3469389
1.drug_yr	-.0517278	.088579	-0.58	0.559	-.2253394 .1218839	1.drug_yr	-.0489945	.0889994	-0.55	0.582	-.2234301 .1254411
1.depre_yr	.3168857	.1365888	2.32	0.020	.0491766 .5845948	1.depre_yr	.3140807	.1368842	2.29	0.022	.0457926 .5823688
1.usc_yr	-.1274253	.0880617	-1.45	0.148	-.300023 .0451723	1.usc_type					
_cons	-.3763612	.4330984	-0.87	0.385	-1.225219 .4724961	1	-.2025175	.0947692	-2.14	0.033	-.3882617 -.0167733
						2	-.0818055	.1339107	0.61	0.541	-.1806546 .3442657
						3	-.0829306	.1261202	-0.65	0.511	-.3301218 .1642605
						_cons	-.4422442	.4344206	-1.02	0.309	-1.293693 .4092045

상용치료원이 있는 경우에도 당뇨 pph 감소에 기여하지 못함

상용치료원이 보건소 혹은 의원인 경우에 상용치료원 없는 경우에 비해 당뇨 pph 감소함

## 당뇨PPH: 패널분석 (정적확률효과모형)

### 당뇨환자의 피할 수 있는 입원 (2016-18년)

상용치료원 유무

Integration method: mvagheemite      Integration pts. = 12  
Log likelihood = -1940.0874      Wald chi2(19) = 165.48  
Prob > chi2 = 0.0000

dmpph	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age					
1.sex					
1.married					
edu					
2.med_insur					
1.phy_yn					
income_q5					
1.work					
1.disable					
1.sev_yn					
1.drk_yn					
1.depre_yn					
1.usc_yn					
_cons					
/lnsig2u					
sigma_u					
rho					

LR test of rho=0: chibar2(01) = 76.93      Prob >= chibar2 = 0.000

상용치료원이 있는 경우에도 당뇨 pph  
감소에 기여하지 못함

상용치료원 종류

Integration method: mvagheemite      Integration pts. = 12  
Log likelihood = -1937.6196      Wald chi2(21) = 170.72  
Prob > chi2 = 0.0000

dmpph	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age					
1.sex					
1.married					
edu					
2.med_insur					
1.phy_yn					
income_q5					
1.work					
1.disable					
1.sev_yn					
1.smk_yn					
1.drk_yn					
1.depre_yn					
usc_type					
1					
2					
3					
_cons					
/lnsig2u					
sigma_u					
rho					

LR test of rho=0: chibar2(01) = 72.84      Prob >= chibar2 = 0.000

상용치료원이 보건소 혹은 의원인 경우에 상  
용치료원 없는 경우에 비해 당뇨 pph 감소함

## 당뇨PPH: 동적패널분석 (Chamberlain & Wooldridge)

### 당뇨환자의 피할 수 있는 입원 (2016-18년)

상용치료원 유무

Integration method: mvagheemite      Integration pts. = 12  
Log likelihood = -1115.89      Wald chi2(22) = 166.74  
Prob > chi2 = 0.0000

dmpph	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
dmpph					
L1.					
age					
1.sex					
1.married					
edu					
2.med_insur					
income_q5					
1.disable					
1.work					
1.sev_yn					
1.phy_yn					
1.smk_yn					
1.drk_yn					
1.depre_yn					
1.usc_yn					
dmpph_l					
_cons					
/lnsig2u					
sigma_u					
rho					

LR test of rho=0: chibar2(01) = 3.41      Prob >= chibar2 = 0.032

상용치료원이 있는 경우에도 당뇨 pph  
감소에 기여하지 못함

상용치료원 종류

Integration method: mvagheemite      Integration pts. = 12  
Log likelihood = -1114.2604      Wald chi2(24) = 175.43  
Prob > chi2 = 0.0000

dmpph	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
dmpph					
L1.					
age					
1.sex					
1.married					
edu					
2.med_insur					
income_q5					
1.disable					
1.work					
1.sev_yn					
1.phy_yn					
1.smk_yn					
1.drk_yn					
1.depre_yn					
1.usc_yn					
usc_type					
1					
2					
3					
dmpph_l					
_cons					
/lnsig2u					
sigma_u					
rho					

LR test of rho=0: chibar2(01) = 3.41      Prob >= chibar2 = 0.032

상용치료원이 보건소 혹은 의원인 경우에 상  
용치료원 없는 경우에 비해 당뇨 pph 감소  
함 (10%수준에서 유의함)

## 응급실 방문: 프로빗모형(2018년)

Probit regression      **상용치료원 유무**      =      7.548  
Wald chi2(20)      =      221.10  
Prob > chi2      =      0.0000  
Pseudo R2      =      0.0396

Log pseudolikelihood = -2671.7552

any_ed_visit_y	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age	.0022349	.0020153	1.11	0.267	-.0017151 .0061849
1.sex	-.0473704	.0470144	-1.01	0.314	-.1395177 .0447762
1.marry	.0260549	.0474283	0.55	0.583	-.0669029 .1190126
edu					
2	-.041829	.0614953	-0.68	0.496	-.1623576 .0786995
3	-.0246566	.0589922	-0.42	0.676	-.1402791 .0909659
4	.0056549	.0719581	0.08	0.937	-.1353803 .1466902
med_insur					
2	-.2958926	.0908485	3.26	0.001	-.1178327 .4739524
3	.3785688	.3990459	0.95	0.343	-.4035467 1.160684
1.phi_yn	-.0415072	.0464484	-0.89	0.372	-.1325444 .0495301
income_q5					
2	.1982984	.0583258	3.40	0.001	-.083982 .3126148
3	.1133207	.0674433	1.68	0.093	-.0198657 .2455071
4	.0773478	.0711784	1.09	0.277	-.0621594 .2168549
5	.056529	.0763646	0.74	0.459	-.0931429 .2062008
1.work	-.0745705	.0438465	-1.70	0.089	-.160508 .011367
1.disable	.1648481	.0595869	2.77	0.006	.0480598 .2816363
1.sev_yn	.4436202	.0446041	9.95	0.000	.3561978 .5310426
1.smk_yn	.0165713	.0615808	0.27	0.788	-.104125 .1372575
1.drk_yn	-.0788427	.0423908	-1.86	0.063	-.1619272 .0042418
1.depre_yn	.29056	.0688036	4.22	0.000	.1557074 .4254127
1.usc_yn	-.034526	.0401127	-0.86	0.389	-.1131455 .0440935
_cons	-1.426255	.1854846	-7.69	0.000	-1.789799 -1.062712

상용치료원이 있는 경우에도 응급실 방문 감소에 기여하지 못함

Probit regression      **상용치료원 종류**      =      7.548  
Wald chi2(27)      =      230.41  
Prob > chi2      =      0.0000  
Pseudo R2      =      0.0412

Log pseudolikelihood = -2667.224

any_ed_visit_y	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age	.0025765	.0020173	1.28	0.202	-.0013773 .0065302
1.sex	-.0413294	.0472328	-0.88	0.382	-.133904 .0512452
1.marry	.0251108	.0474057	0.53	0.596	-.0678026 .1180242
edu					
2	-.0434671	.0615912	-0.71	0.480	-.1641836 .0772495
3	-.0267928	.0590005	-0.45	0.650	-.1424316 .0888461
4	.0038329	.0720368	0.05	0.961	-.1376566 .1447225
med_insur					
2	.2928317	.0908551	3.22	0.001	-.114759 .4709043
3	.3579458	.3978415	0.90	0.368	-.4218093 1.137701
1.phi_yn	-.0429193	.0464882	-0.92	0.356	-.1340345 .0481959
income_q5					
2	.1961315	.0584295	3.36	0.001	-.0816117 .3106513
3	.1142487	.0675278	1.69	0.091	-.0181035 .2466008
4	.0775369	.0713096	1.09	0.277	-.0622273 .2173011
5	.0532819	.0765826	0.70	0.487	-.0968173 .203381
1.work	-.0689689	.0438774	-1.57	0.116	-.154967 .0170292
1.disable	.1542876	.0596701	2.59	0.010	.0373364 .2712388
1.sev_yn	.4171321	.0468003	8.91	0.000	.3253895 .5088747
1.smk_yn	.0165943	.0616519	0.28	0.783	-.1038811 .1377897
1.drk_yn	-.0793263	.0425497	-1.86	0.062	-.1627221 .0040696
1.depre_yn	.2832771	.0688803	4.11	0.000	.1482742 .4182799
usc_type					
1	-.0857328	.0441653	-1.9	0.052	-.1722951 .0008296
2	.1095248	.0673528	1.63	0.104	-.0224842 .2415338
3	.0238193	.0684874	0.35	0.728	-.1104136 .1890522
_cons	-1.442994	.1855748	-7.78	0.000	-1.806713 -1.079274

상용치료원이 보건소 혹은 의원인 경우에 상용치료원 없는 경우에 비해 응급실 방문 감소가 10% 수준에서 유의함

## 응급실 방문: 패널분석 (정적확률효과모형)

Integration method: mvaghermite      Integration pts. =      12  
Wald chi2(19)      =      325.83  
Prob > chi2      =      0.0000

Log likelihood = -7468.41

any_ed_visit_y	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age	.0028549	.002778	1.03	0.304	-.0025899 .0082997
1.sex	-.0106313	.066774	-0.16	0.874	-.141506 .1202433
1.marry	-.0071191	.0660194	-0.11	0.914	-.1365147 .1222765
edu					
2	.0659335	.08563	0.77	0.441	-.1018982 .2337651
3	-.0367954	.0826067	-0.45	0.656	-.1987016 .1251107
4	-.0244416	.1010234	-0.24	0.809	-.2224438 .1735606
2.med_insur	.3955526	.124615	3.17	0.002	.1531117 .6397935
1.phi_yn	-.0076272	.0659265	-0.12	0.908	-.1368408 .1215865
income_q5					
2	.1330076	.0785907	1.69	0.091	-.0210274 .2870425
3	.0520655	.0901096	0.59	0.557	-.1237461 .229477
4	.1477222	.0956829	1.54	0.123	-.0398128 .3352572
5	-.0392193	.1038386	-0.38	0.706	-.2427391 .1643006
1.work	-.041714	.0589088	-0.70	0.486	-.1589371 .0755092
1.disable	.2643459	.0859667	3.07	0.002	.0958543 .4328376
1.sev_yn	.8954876	.0463669	13.85	0.000	.7688016 1.022174
1.smk_yn	.0825115	.0835058	0.97	0.333	-.0846848 .2497078
1.drk_yn	-.1349008	.0583541	-2.31	0.021	-.2492727 .0205289
1.depre_yn	.4149345	.0856047	4.85	0.000	.2471523 .5827166
1.usc_yn	-.0353216	.0514973	-0.69	0.493	-.1362945 .0656113
_cons	-2.947002	.256854	-11.47	0.000	-3.450427 -2.443578
/lnsiq2u	.2223929	.0899311			.0461311 .3986546
sigma_u	1.117614	.0502542			1.023334 1.220581
rho	.2751886	.0179376			.2414555 .311698

LR test of rho=0: chibar2(01) = 234.27      Prob >= chibar2 = 0.000

상용치료원이 있는 경우에도 응급실 방문 감소에 기여하지 못함

Integration method: mvaghermite      Integration pts. =      12  
Wald chi2(21)      =      335.81  
Prob > chi2      =      0.0000

Log likelihood = -7463.7305

any_ed_visit_y	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age	.0032956	.0027728	1.19	0.235	-.002139 .0087303
1.sex	.0008524	.0666685	0.01	0.990	-.1298154 .1315202
1.marry	-.0061284	.0657897	-0.09	0.926	-.1350739 .122817
edu					
2	.0602446	.085375	0.71	0.480	-.1070872 .2275765
3	-.0431339	.0823805	-0.52	0.601	-.2045967 .118329
4	-.0308176	.1007255	-0.31	0.760	-.2282359 .1666007
2.med_insur	.3953985	.1242099	3.18	0.001	.1519516 .6388454
1.phi_yn	-.0061954	.0657176	-0.09	0.925	-.1349994 .1226087
income_q5					
2	.1286415	.0784213	1.64	0.101	-.0250614 .2823445
3	.0496406	.0899046	0.55	0.581	-.1265691 .2285504
4	.1416737	.0955006	1.48	0.138	-.0455039 .3288514
5	-.0491761	.1036591	-0.47	0.635	-.2523432 .1359299
1.work	-.0333496	.0597448	-0.56	0.577	-.1504473 .0837482
1.disable	.2489756	.0858013	2.90	0.004	.0808082 .4171431
1.sev_yn	.8546672	.0659957	12.95	0.000	.725318 .9840165
1.smk_yn	.0828999	.0850862	0.97	0.330	-.0838661 .2496658
1.drk_yn	-.1293091	.0582451	-2.22	0.026	-.2434674 -.0151508
1.depre_yn	.4050883	.085539	4.74	0.000	.237435 .5727415
usc_type					
1	-.1107996	.0572922	-1.93	0.053	-.2230902 .0014909
2	.1206233	.0885776	1.36	0.173	-.0529856 .2942323
3	.1034816	.0890501	1.16	0.245	-.0710553 .2780166
_cons	-2.963484	.2561818	-11.57	0.000	-3.465591 -2.461377
/lnsiq2u	.2031237	.0909082			.024947 .3813005
sigma_u	1.106898	.0503131			1.012552 1.210036
rho	.2713619	.0179748			.2375968 .307987

LR test of rho=0: chibar2(01) = 227.43      Prob >= chibar2 = 0.000

상용치료원이 보건소 혹은 의원인 경우에 상용치료원 없는 경우에 비해 응급실 방문 감소가 10% 수준에서 유의함



## 응급실 방문: 동적패널분석 (Chamberlain & Wooldridge)

### 상용치료원 유무

Integration method: **mvaghermite** Integration pts. = 12

Log likelihood = **-4985.0946** Wald chi2(22) = **404.84**  
Prob > chi2 = **0.0000**

any_ed_visit_y	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
any_ed_visit_y					
L1.					
any_ed_visit_y L1.	.1604211	.0850905	1.89	0.059	-.0063532 .3271953
age	.0024401	.0016384	1.49	0.136	-.0007712 .0056514
l.sex	-.0041093	.038899	-0.11	0.916	-.0803499 .0721313
l.married	-.0072696	.0386228	-0.19	0.851	-.0829689 .0684296
edu					
2	-.0348837	.0502168	-0.69	0.488	-.1335028 .0637354
3	-.0385616	.0478039	-0.81	0.420	-.1322555 .0551323
4	-.0405029	.0587496	-0.69	0.491	-.15565 .0746441
2.med_insurr	.2418729	.0747681	3.23	0.001	.0953301 .3884157
income_q5					
2	.1395914	.0483969	2.88	0.004	.0447351 .2344476
3	.1195503	.0550932	2.17	0.030	.0115696 .2275309
4	.1541191	.0583017	2.64	0.008	.0398498 .2683885
5	.1213334	.0624685	1.94	0.052	-.0011026 .2437693
1.disable	.1685861	.0502754	3.35	0.001	.0700481 .2671242
l.work	-.0451005	.0359434	-1.25	0.210	-.1155484 .0253473
l.sev_yn	.4052506	.0416617	9.73	0.000	.3235952 .486906
l.phl_yn	-.0637566	.0388695	-1.64	0.101	-.1393935 .0124262
l.smk_yn	.011784	.0513218	0.23	0.818	-.0888049 .112373
l.drk_yn	-.0280414	.0351425	-0.80	0.425	-.0969195 .0408366
l.depre_yn	.2205709	.0355	3.97	0.000	.1117929 .3293489
l.unmet_yn	.0346284	.0457053	0.76	0.449	-.049524 .1242092
1.usc_yn	-.0497152	.0319542	-1.56	0.120	-.1123443 .0129139
any_ed_visit_y_l	.4619572	.077966	5.93	0.000	.3091467 .6147677
_cons	-1.688421	.1597809	-10.57	0.000	-2.001586 -1.375257
/lnsig2u	-1.53279	.3546072			-2.230297 -1.8402617
sigma_u	.4641073	.0822879			.3278667 .6569609
rho	.1772226	.051707			.0970626 .3014797

LR test of rho=0: **chibar2(01) = 11.18** Prob > **chibar2 = 0.000**

상용치료원이 있는 경우에도 응급실 방문 감소에 기여하지 못함

### 상용치료원 종류

Log likelihood = **-4982.9486** Prob > chi2 = **0.0000**

any_ed_visit_y	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
any_ed_visit_y					
L1.					
any_ed_visit_y L1.	.1627566	.0849491	1.92	0.055	-.0037406 .3292538
age	.002608	.0016345	1.60	0.111	-.0005957 .0058116
l.sex	-.0006268	.0388178	0.02	0.987	-.0754546 .0767082
l.married	-.0067589	.038469	-0.18	0.861	-.0821569 .068653
edu					
2	-.0371262	.0501364	-0.74	0.459	-.1353918 .0611393
3	-.0418538	.0476676	-0.88	0.380	-.1352806 .0515729
4	-.0432606	.0585443	-0.74	0.460	-.1590054 .0714842
2.med_insurr	.2412469	.0744892	3.24	0.001	.0952507 .3872431
income_q5					
2	.1367447	.0482513	2.83	0.005	.0421738 .2313155
3	.1173686	.0549155	2.14	0.033	.0097363 .2250009
4	.1505297	.0581343	2.59	0.010	.0365886 .2644708
5	.1154223	.0623192	1.85	0.064	-.0067211 .2375657
1.disable	.1619927	.0501549	3.23	0.001	.0636908 .2602945
l.work	-.0410244	.0358784	-1.14	0.253	-.1113447 .029296
l.sev_yn	.3864889	.0423398	9.13	0.000	.3035043 .4694734
l.phl_yn	-.063086	.0387157	-1.63	0.103	-.1389673 .0127954
l.smk_yn	.0121921	.0511507	0.24	0.812	-.088015
l.drk_yn	-.0259911	.0350407	-0.74	0.458	-.0946697 .0426875
l.depre_yn	.2151163	.0554001	3.88	0.000	.1065342 .3236984
l.unmet_yn	.0341581	.0455828	0.75	0.454	-.0551825 .1234987
usc_type					
1	-.0799503	.0351211	-2.27	0.023	-.1488864 -.0110142
2	-.0082239	.0597861	0.15	0.883	-.1011129 .1175647
3	.0147084	.0544101	0.27	0.787	-.0919334 .1213503
any_ed_visit_y_l	.4530793	.0776388	5.84	0.000	.30091 .6052486
_cons	-1.691235	.1591993	-10.62	0.000	-2.00326 -1.37921
/lnsig2u	-1.572059	.3641317			-2.285744 -.858374
sigma_u	.4556504	.0829584			.3189018 .6510382
rho	.1719231	.0518398			.0923105 .2976792

LR test of rho=0: **chibar2(01) = 10.50** Prob > **chibar2 = 0.001**

상용치료원이 보건소 혹은 의원인 경우에 상용치료원 없는 경우에 비해 응급실 방문 감소가 5% 수준에서 유의함



## 고의료비지출: 프로빗모형(2018년)

### 상용치료원 유무

Probit regression

Number of obs = 7,537  
Wald chi2(19) = 302.81  
Prob > chi2 = 0.0000  
Pseudo R2 = 0.0618

Log pseudolikelihood = **-2442.2182**

i_medicalexpl_top10	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
any_ed_visit_y					
L1.					
any_ed_visit_y L1.	.0038325	.0021734	1.76	0.078	-.0004273 .0080923
age	-.0017386	.0502288	-0.03	0.972	-.1001852 .096708
l.sex	-.0028081	.0497927	-0.06	0.955	-.1004 .0947838
edu					
2	-.0382526	.0630578	-0.61	0.544	-.1618435 .0853383
3	-.0594879	.0601929	-0.99	0.323	-.1774637 .058488
4	-.3479913	.0785192	-4.43	0.000	-.501886 -.1940966
med_insurr					
2	-.9530955	.1693791	-5.63	0.000	-1.285072 -.6211186
3	0	(empty)			
l.phl_yn	.1330367	.0499267	2.66	0.008	.0351822 .2308912
income_q5					
2	.0615194	.062018	0.99	0.321	-.0600337 .1830725
3	.0912594	.0698318	1.31	0.191	-.0456085 .2281272
4	.0673018	.0745217	0.90	0.366	-.0787581 .2133616
5	.2849466	.0761339	3.74	0.000	.135727 .4341662
l.work	-.0961478	.0453669	-2.12	0.034	-.1850653 -.0072302
l.disable	-.0098172	.067569	-0.15	0.884	-.1226157 .1067615
l.sev_yn	.52141	.0461852	11.29	0.000	.4308886 .6119314
l.smk_yn	-.0921028	.0698605	-1.34	0.181	-.227067 .0428623
l.drk_yn	-.0481189	.0447639	-1.07	0.282	-.1358545 .0396167
l.depre_yn	.4205078	.0699495	6.01	0.000	.2834092 .5576063
l.usc_yn	.0503488	.0417918	1.20	0.228	-.0315616 .1322592
_cons	-1.645368	.2014482	-8.17	0.000	-2.040199 -1.250536

상용치료원이 있는 경우에도 고의료비 지출 감소에 기여하지 못함

### 상용치료원 종류

Probit regression

Wald chi2(21) = 7.537  
Prob > chi2 = 307.79  
Pseudo R2 = 0.0625

Log pseudolikelihood = **-2440.5297**

i_medicalexpl_top10	Coef.	Robust Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
any_ed_visit_y					
L1.					
any_ed_visit_y L1.	.003944	.002177	1.81	0.070	-.0003227 .0082108
age	-.0038491	.0503397	0.08	0.939	-.0948149 .102513
l.sex	-.0021803	.0497861	-0.04	0.965	-.0997592 .0953987
edu					
2	-.0409921	.0630355	-0.65	0.516	-.1644995 .0825953
3	-.0634752	.060243	-1.05	0.292	-.1815493 .0545989
4	-.3553816	.0782199	-4.54	0.000	-.5046999 -.2020733
med_insurr					
2	-.9535462	.1701412	-5.60	0.000	-1.287017 -.6200755
3	0	(empty)			
l.phl_yn	.1341335	.0499063	2.69	0.007	.0363189 .231948
income_q5					
2	.0566245	.0620817	0.91	0.362	-.0650335 .1783025
3	.0899882	.0698472	1.27	0.203	-.0473098 .2258862
4	.0666193	.0745223	0.91	0.416	-.065390 .2067703
5	.2771857	.0762354	3.64	0.000	.127767 .4266044
l.work	-.0913404	.0454801	-2.01	0.045	-.1804798 -.0022011
l.disable	-.016411	.0675084	-0.24	0.808	-.1487251 .1159031
l.sev_yn	.5009426	.0484238	10.34	0.000	.4060337 .5958514
l.smk_yn	-.0906741	.068962	-1.31	0.189	-.2258372 .0444889
l.drk_yn	-.0446649	.0449047	-0.99	0.320	-.1326765 .0433468
l.depre_yn	.4158089	.0699639	5.94	0.000	.2786822 .5529356
usc_type					
1	-.0220933	.0456545	0.41	0.628	-.0673879 .1115744
2	.0627731	.0729965	0.66	0.390	-.0802974 .2058436
3	.1466494	.0693602	2.11	0.034	.010706 .2825299
_cons	-1.649227	.2012641	-8.19	0.000	-2.043697 -1.254757

상용치료원이 종합병원일 경우에 상용치료원 없는 경우에 비해 고의료비 지출이 증가함



## 고의료비지출: 패널분석(정적확률효과모형)

### 상용치료원 유무

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 12  
Log likelihood = -6885.3537 Wald chi2(19) = 499.77 Prob > chi2 = 0.0000

i_medicalexpl_top10	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age	.0140222	.0033981	4.13	0.000	-.0073621 .0268223
1.sex	.0218895	.0771508	0.28	0.777	-.1293233 .1731024
1.married	-.0165509	.0766342	-0.22	0.829	-.1667512 .1336493
edu					
2	-.1420417	.0974973	-1.46	0.145	-.3331320 -.0490494
3	-.2561094	.0938007	-2.73	0.006	-.4399554 -.0722635
4	-.6173944	.1188746	-5.19	0.000	-.8503842 -.3844045
2.med_insurr	-.1545733	.2193437	-7.05	0.000	-1.975639 -1.115828
1.phi_yn	.3176938	.0771169	4.12	0.000	.1665475 .4688401
income_q5					
2	.1922064	.0874996	2.20	0.028	.0207103 .3637026
3	.2864827	.0997559	2.87	0.004	.0909646 .4820077
4	.2270669	.1080750	2.10	0.036	-.015262 .4389116
5	.4735972	.1316559	4.18	0.000	.2517961 .6953982
1.work	-.120823	.0670208	-1.80	0.071	-.2521815 .0105354
1.disable	.0141606	.1039544	0.14	0.892	-.1895863 .2179074
1.sev_yn	1.16563	.0729582	15.98	0.000	1.022634 1.308625
1.smk_yn	-.1612405	.1029423	-1.57	0.117	-.3630037 .0405228
1.drk_yn	-.1179342	.0654478	-1.80	0.072	-.2462096 .0103412
1.depre_yn	.5476585	.0956124	5.73	0.000	.3602516 .7350554
1.usc_yn	.0567438	.0572165	0.99	0.321	-.0533984 .1688866
_cons	4.133119	.315621	13.10	0.000	4.751725 -3.514513
/lnsig2u	.7102888	.0758577			.5616105 .8589672
sigma_u	1.426387	.0541012			1.324196 1.536464
rho	.3821202	.0179103			.3476836 .4177832

LR test of rho=0: chibar2(01) = 450.82 Prob >= chibar2 = 0.000

상용치료원이 있는 경우에도 고의료비 지출 감소에 기여하지 못함

### 상용치료원 종류

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 12  
Log likelihood = -6880.9135 Wald chi2(21) = 508.93 Prob > chi2 = 0.0000

i_medicalexpl_top10	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
age	.0144573	.0033926	4.26	0.000	-.0078079 .0211066
1.sex	.0352429	.0770927	0.46	0.648	-.115856 .1863419
1.married	-.013853	.0764202	-0.18	0.856	-.1636339 .1359279
edu					
2	-.1479897	.0972555	-1.52	0.128	-.3386059 -.0426265
3	-.2629036	.0935939	-2.81	0.005	-.4463443 -.0794628
4	-.6243958	.1186049	-5.26	0.000	-.8566611 -.3919305
2.med_insurr	-.1540326	.2189563	-7.03	0.000	-1.969472 -1.111179
1.phi_yn	.3188736	.0769229	4.15	0.000	.1681074 .4696398
income_q5					
2	.1883491	.0873523	2.16	0.031	.0171416 .3595565
3	.2829487	.0995982	2.84	0.004	.0877716 .4781258
4	.2215552	.1079383	2.05	0.040	-.0101392 .4331711
5	.4637007	.1301777	4.10	0.000	.2427701 .6852394
1.work	-.1123195	.0669751	-1.68	0.094	-.2435882 .0189492
1.disable	-.0016629	.1038012	-0.02	0.987	-.2051095 .2017836
1.sev_yn	1.125642	.0743028	15.15	0.000	.9800115 1.271273
1.smk_yn	-.1590782	.10273	-1.55	0.122	-.3604254 .0422689
1.drk_yn	-.117298	.065392	-1.71	0.088	-.2398957 .0164362
1.depre_yn	.5373283	.0955706	5.62	0.000	.3500133 .7246433
usc_type					
1	-.0230084	.0634487	-0.36	0.717	-.1473656 .1013488
2	-.2303468	.0975744	-2.44	0.016	-.4379224 .425272
3	.1918612	.0982606	1.95	0.051	-.000726 .3844484
_cons	4.152336	.3149621	13.18	0.000	4.76965 -3.535022
/lnsig2u	.6976964	.0763578			.5480378 .847355
sigma_u	1.417434	.0541161			1.31524 1.527569
rho	.3791515	.0179743			.3446117 .4149514

LR test of rho=0: chibar2(01) = 442.26 Prob >= chibar2 = 0.000

상용치료원이 병원일 경우에 상용치료원 없는 경우에 비해 고의료비 지출이 증가함

## 고의료비지출: 동적패널분석(Chamberlain & Wooldridge)

### 상용치료원 유무

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 12  
Log likelihood = -4507.6248 Wald chi2(22) = 664.18 Prob > chi2 = 0.0000

i_medicalexpl_top10	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
i_medicalexpl_top10 L1.	.3058871	.08999715	3.40	0.001	.1295462 .482228
age	.0044975	.0019123	2.35	0.019	-.0007495 .0082455
1.sex	.0525588	.0428586	1.23	0.220	-.0314425 .1365602
1.married	-.0072292	.0424497	-0.17	0.865	-.0904291 .0759708
edu					
2	-.0764762	.0539393	-1.42	0.156	-.1821953 .0292428
3	-.1196432	.0519901	-2.30	0.021	-.2215418 -.0177445
4	-.341023	.0675145	-5.05	0.000	-.473349 -.208697
2.med_insurr	-.821155	.1315812	-6.24	0.000	-1.07905 -.5632605
income_q5					
2	.0433359	.0522345	0.83	0.407	-.0590418 .1457136
3	.1508022	.0590582	2.55	0.011	.0350502 .2665542
4	.1282061	.06304	2.03	0.042	-.0046499 .2517623
5	.2643318	.0668059	3.96	0.000	.1334546 .3953291
1.disable	-.0105272	.0579981	-0.18	0.856	-.1242014 .1031471
1.work	-.0378188	.0388886	-0.97	0.331	-.1140391 .0384015
1.sev_yn	.5226433	.0465205	11.23	0.000	.4314649 .6138218
1.phi_yn	.0959344	.0432218	2.21	0.027	.0108803 .1803065
1.smk_yn	-.036337	.0588625	-0.62	0.537	-.1517054 .0790314
1.drk_yn	-.0426433	.0379741	-1.12	0.261	-.1170711 .0317845
1.depre_yn	.320851	.060497	5.30	0.000	.202279 .439423
1.unmet_yn	-.1000728	.0530006	-1.89	0.059	-.203952 .0038065
1.usc_yn	.0316032	.0348668	0.91	0.365	-.0367344 .0999408
i_medicalexpl_top10_i	.5818759	.0921125	6.32	0.000	.4013386 .7624131
_cons	-2.026718	.1881272	-10.77	0.000	-2.39544 .1457995
/lnsig2u	-1.195108	.3009655			-1.78499 -.6052269
sigma_u	.5501556	.0827889			.4096324 .7388847
rho	.2323465	.0536807			.1436881 .3531488

LR test of rho=0: chibar2(01) = 17.25 Prob >= chibar2 = 0.000

상용치료원이 있는 경우에도 고의료비 지출 감소에 기여하지 못함

### 상용치료원 종류

Integration method: mvaghermite Integration pts. = 12  
Log likelihood = -4506.9448 Wald chi2(21) = 663.82 Prob > chi2 = 0.0000

i_medicalexpl_top10	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
i_medicalexpl_top10 L1.	.3037514	.0900273	3.37	0.001	.1273011 .4802016
age	.0046171	.0019166	2.41	0.016	-.0008606 .0083735
1.sex	.0556368	.0430018	1.29	0.196	-.0286452 .1399188
1.married	-.0065691	.0424768	-0.15	0.877	-.0898221 .0766838
edu					
2	-.0777267	.054	-1.44	0.150	-.1835648 .0281114
3	-.1213987	.0520836	-2.33	0.020	-.2234808 -.0193167
4	-.3429526	.0676251	-5.07	0.000	-.4754954 -.2104098
2.med_insurr	-.820733	.1315436	-6.24	0.000	-1.078554 -.5629124
income_q5					
2	.0422482	.0522813	0.81	0.419	-.0602211 .1447176
3	.1506122	.0591	2.55	0.011	.0347784 .2664461
4	.12697	.0631255	2.01	0.044	-.0032463 .2506938
5	.2624137	.0669064	3.92	0.000	.1312796 .3935478
1.disable	-.013664	.0581055	-0.24	0.814	-.1275487 .1002207
1.work	-.0362169	.038952	-0.93	0.352	-.1125614 .0401276
1.sev_yn	.5143312	.0473312	10.87	0.000	.4215637 .6070987
1.phi_yn	.0960414	.0422582	2.22	0.026	.0112568 .1808259
1.smk_yn	-.0355978	.0589063	-0.60	0.546	-.1510519 .0798563
1.drk_yn	-.0414601	.0380402	-1.09	0.276	-.1160175 .0309373
1.depre_yn	.3179522	.0605933	5.25	0.000	.1991916 .4367129
1.unmet_yn	-.1002837	.0530282	-1.89	0.059	-.204217 .0036496
usc_type					
1	.0142582	.0381841	0.37	0.709	-.0605814 .0890977
2	.0793078	.0609364	1.30	0.193	-.0401253 .1967409
3	-.0276202	.0594940	-0.47	0.633	-.0599796 .1742359
i_medicalexpl_top10_i	.5790444	.0920793	6.29	0.000	.3985723 .7595164
_cons	-2.034267	.1884723	-10.79	0.000	-2.403666 -1.664868
/lnsig2u	-1.191012	.3002453			-1.779482 -.6025421
sigma_u	.5512836	.0827601			.4107622 .7388722
rho	.233078	.0536696			.1443671 .3537623

LR test of rho=0: chibar2(01) = 17.36 Prob >= chibar2 = 0.000

상용치료원의 종류에 따른 고의료비 지출에 미치는 영향은 유의하지 않음

## 고찰

### ◆ 연구결과 요약

- 본 연구는 만성질환자 중에서 높은 의료적 요구와 관련하여 상용치료원 유무와 상용치료원 종류가 어떤 영향을 미치는지 살펴봄
- 상용치료원이 있음에도 피할 수 있는 입원, 응급실 방문, 보건의료비 고지출(상위 10%)을 줄이는데 기여하지 못함.
- 만성질환자 상용치료원의 종류 중 병원급 이상의 비율이 상당하였으며, 이들의 의료이용의 요구도가 높음
- 단년도 분석, 패널분석(정적확률효과모형), 동적패널분석으로 다양한 모델을 적용하여 결과를 살펴봄

## 고찰

### ◆ 연구결과 요약 (계속)

- 연구의 종속변수인 의료이용 변수는 과거 양상이 반복될 가능성이 높음
- 만성질환자의 피할수 있는 병원입원 가능성은 전년도 경험이 있는 경우에 높았고,
- 응급실 방문 가능성 또한 전년도 경험이 있는 경우에 높았음
- 보건의료비 고지출에 속하는 경우도 전년도 의료비 상위 10%에 속하는 경우에 높았음
- 반복된 병원 입원을 막기 위해 건강 상태가 악화된 상태에서 회복을 위한 보건의료체계 관리전략이 필요할 것임

## 고찰

### ◆ 논의

- 만성질환자의 피할 수 있는 입원, 응급실 이용, 고의료비 지출은 일차의료에서 적절한 관리를 받지 못하여 발생하는 것으로 일차의료에 대한 질(Quality)의 차원에서 논의할 수 있음
- 우리나라의 경우, 대표적인 피할 수 있는 입원의 하나인 '당뇨' 로 인한 입원율이 OECD 평균의 두 배에 달해 일차의료에 대한 강화가 필요한 것으로 보임
- 만성질환자에서 응급실 이용은 신체적 정신적 부담을 주고 감염, 낙상 등 위해사건으로 이어질 수 있어 가능한 한 사전에 지역사회에서 예방하는 것이 바람직함
- 그러나 우리나라에서 응급실 이용은 지속적으로 증가 추세로 이에 대한 재정비가 필요함 (2016년 인구 천 명당 208명으로 전년도 201명에 비해 증가)
- 다만 상용의료원이 병원급 이상이 많은 것에 대한 원인과 영향에 대한 심도있는 논의가 필요함

## 고찰

### ◆ 연구의 의의 및 제한점

#### 의의

- ✓ 의료이용 및 의료비 지출과 관련한 관찰되지 않은 요인에 대한 통제
- ✓ 다년도 자료를 이용한 동적 모형 활용을 통한 분석 시도

#### 제한점

- ✓ 만성질환자만을 대상으로 함
- ✓ 의료기관과 의료공급자의 특성을 반영한 분석을 실시하지 못함
- ✓ 3년 간의 비교적 짧은 기간을 적용하였으나, 향후 장기 추정 모델의 적용이 필요함

감사합니다.

발표 4

민간보험 과다가입의 결정요인과  
의료이용에 미치는 영향

이혜재 | 우석대학교



# 민간보험 과다가입의 결정요인과 의료이용에 미치는 영향

이혜재 | 우석대학교

## 요약

우리나라의 민간의료보험 가입자 수는 꾸준히 증가하고 있지만 그에 대한 가계부담이나 중복가입 현황에 대해서는 구체적으로 다뤄지지 않았다. 본 연구에서는 한국의료패널 2011년부터 2018년 조사자료를 사용하여 우리나라 가구의 민간의료보험 가입 현황을 살펴보았다. 또한 가구원당 민간의료보험 가입수가 3개를 초과하는 가구를 과다가입 가구로 정의하고 2018년 단면자료를 사용하여 민간의료보험 과다가입과 관련된 요인에 대해 로짓모형을 적용하여 분석하였다. 분석기간 동안 우리나라 가구의 가입 보험수는 꾸준히 증가하였으며 1인당 보험수는 2011년 1.6개에서 2018년 2.0개로 증가하였다. 1인당 보험수가 3개를 초과한 가구의 비율은 동기간 5.2%에서 10.8%로 증가하였다. 로짓분석 결과 가구주가 여성인 경우, 교육수준이 높고 고소득인 가구, 가구주 직업이 사무·서비스·판매직인 경우에 과다가입 가능성이 높아졌고, 의료보험 가구와 가구내 만성질환이 많은 가구는 과다가입 가능성이 낮아졌다. 본 연구의 결과는 향후 공적보험과 민간보험의 관계설정 등과 같은 민간보험 관련 정책수립에 기초자료가 될 것으로 기대한다.

핵심어: 민간의료보험, 한국의료패널, 과다가입, 로짓모형

## I. 서론

우리나라의 민간의료보험 가입자 수는 꾸준히 증가하고 있다. 이는 국민의 소득수준의 향상과 의료기술의 고도화에 따른 보험 수요가 증가한 데 일부 기인한다. 또한 우리나라 공적 보험인 국민건강보험의 낮은 보장성에 따른 국민들의 의료비 지출에 대한 불안이 민간보험에 가입하는데 중요한 동기로 작용하고 있다. 의료비 지출은 해마다 10% 이상씩 빠르게 증가하고 있는데 (국민건강보험, 2020) 건강보험의 보장성은 63% 정도에 머물고 있으며 (보건복지부, 2020) 정부는 공적 보험의 보장성을 확대하는 정책을 펼치고 있지만 급속한 고령화와 의료 수요의 증가로 인해 목표하는 보장성을 달성하기 위해서는 막대한 예산이 투입되어야 하며 이에 비해 보장성이 확대되는 속도는 더디다. 이에 국민들의 의료비 부담에 대한 불안은 증가하고 결국 개인은 보충적·보완적 민간의료보험 가입을 통해 의료비 부담을 대비하고 있는 것이다.

우리나라에서 민간의료보험은 보험의 분류 중 제3보험 즉, 사람의 질병, 상해, 또는 이로 인한 간병

에 관하여 약정한 급여를 제공하거나 손해를 보상하는 상품을 의미한다. 1970년대 후반 특정질병보험으로 판매가 시작된 후, 1980년대 암보험 도입 이후 본격적으로 판매가 되었으며, 1990년대 들어 특정질병보험의 판매가 크게 증가하는 과정을 거쳐, 2000년대는 중대 질병보험과 실손보험으로 확대되어왔다(윤희숙, 2008). 최근에는 국민건강보험의 법정본인부담금과 비급여를 보장범위로 하는 실손의료보험과 치과보험 및 간병보험 등 특정 영역의 보장을 담보하는 보험을 중심으로 보장 내용이 다양해지고 고도화되고 있어 다수의 보험에 가입하는 경우도 많아지고 있다.

민간의료보험의 가입은 보험료 부담으로 이어지는데 한국복지패널조사를 이용한 선행 연구에서 제시한 바에 따르면 2015년 가입자당 월평균 18만원 이상의 보험료를 납입하고 있으며(허순임, 2018) 해마다 납입한 보험료는 증가하는 추세이다. 이에 비해 가구가 가입한 보험의 중복 상황이나 돌려받은 상환 수준 등에 대해서는 그다지 알려지지 않은 것이 현실이다. 이에 무엇보다 먼저 파악해야 할 것은 가구가 다수의 보험에 가입하고 있는 현황을 알아보는 일일 것이다. 다보험 가입 현황에 대한 기초자료를 생산함으로써 향후 보험료 부담, 상환의 적정성, 의료이용에 있어서의 도덕적 해이 등 다양한 연구의 초석이 될 것이다.

본 연구에서는 2011년부터 2018년까지 한국의료패널 조사자료를 사용하여 가구의 민간의료보험 가입 개수가 많은 가구를 과다가입으로 정의하고 그 현황을 시계열적으로, 가구 특성별로 살펴보고자 한다. 또한 과다가입과 관련된 요인을 로짓모형으로 분석함으로써 과다가입 가구의 특성을 알아보고자 한다. 이 연구에서 도출된 결과는 다수의 민간의료보험을 가입하는 가구의 특성을 발견하고 향후 다양한 연구의 밑바탕이 된다는 학술적인 의미가 있으며 민간 영역에서 보험상품을 설계하고 건강보험에서 보장성 정책을 기획할 때에 기초자료로 활용될 수 있다는 실용적인 의미가 있다.

## II. 연구방법

### 1. 자료원

한국의료패널은 전국을 대표하는 7천여 가구 표본을 대상으로 의료이용과 의료비 지출에 대해 조사하는 보건의료 분야의 패널조사이다. 2008년 첫 조사가 이루어진 이후부터 현재 2018년 조사까지 총 11년간 매년 조사자료가 배포되었다. 조사 내용은 의료서비스 이용 건과 의료비 지출, 민간의료보험, 만성질환, 다양한 사회경제적 요인들에 대한 정보를 포함하고 있다.

본 연구에서는 한국의료패널 2011년부터 2018년까지 총 8개년의 조사자료를 사용한다. 이는 조사 초기 민간의료보험 등 일부 변수의 조사 방식이 변동되어 문항의 일관성을 확보하기 위해 초기 조사자료는 제외한 것이다. 가구를 분석단위로 하여 가구의 민간의료보험 가입 현황을 연도별로 살펴보았다. 가구의 인구사회학적 및 사회경제적 특성과 보험 가입과 관련된 요인에 대한 분석은 가장 최근 자료인 2018년 단면자료를 사용하였다.



## 2. 변수의 정의

본 연구의 종속변수는 가구의 민간의료보험 가입개수이다. 한국의료패널에서 수행된 민간의료보험에 대한 조사는 각 보험의 유형과 납입한 보험료 등을 중심으로 이루어졌다. 보험에 따라서는 가구원이 공동가입하는 경우도 있어 본 연구에서는 분석 단위를 가구로 하여 조사 당시 가입한 보험의 수를 합산하여 ‘가구보험수’로 정의하고, 가구의 규모를 반영하기 위해 가구보험수를 가구원수로 나누어 ‘1인당보험수’로 정의하였다. 1인당 보험수가 0개인 경우, 1개 이하인 경우, 1개 초과 3개 이하인 경우, 3개 초과인 경우로 범주를 나누어 빈도를 산출하였으며 1인당 보험수가 3개를 초과한 경우를 ‘과다가입’가구로 정의하였다.

설명변수들은 가구의 인구사회학적 특성, 가구소득, 가구의료비, 가구의 건강상태를 포함하였다. 먼저 인구사회학적 특성 중 개인의 속성을 갖는 변수들인 성별, 연령, 결혼상태, 교육수준, 직업군, 건강보장 상태는 가구주의 특성으로 대변하였다. 가구의 소득은 가구원의 근로소득 및 기타 소득을 합산하여 로그변환하였다. 의료비는 가구원이 사용한 의료서비스 중 응급, 입원, 외래 이용시 병원이나 약구에 지불한 비용을 가구수준으로 합산하고, 이 중 병원에 지불한 비급여 비용을 구분하여 비급여의료비로 합산하여 로그변환하였다. 가구의 건강상태를 반영하기 위해 가구원의 만성질환 수를 가구 수준으로 합하여 가구 만성질환수로 정의하였다.

이상의 변수를 살펴보고 로짓모형을 사용한 회귀분석에 포함된 변수를 다음과 같이 선정하였다 <표 1>.

표 1 회귀분석에 포함된 변수의 정의

변수명	정의
종속변수	
민간의료보험 과다가입	가구가 가입한 민간의료보험 수가 ‘가구원당 3개’ 초과한 경우
독립변수	
가구주 연령	만 _세
가구주 성별	여성; 남성
가구주 혼인 상태	혼인; 이혼·사별·별거; 미혼
가구주 교육수준	초졸이하; 고졸이하; 대학이상
가구주 건강보장 유형	직장가입자(공무원·교직원·직장가입자); 지역가입자; 의료보호 관리자·전문가(관리자, 전문가 및 관련 종사자); 사무·서비스·판매(사무종사자, 서비스종사자, 판매종사자);
가구주 직업	기능·기계(기능원 및 관련기능종사자, 장치기계조작 및 조립종사자); 농어업·노무(농림어업 숙련종사자, 단순노무종사자); 무직
가구 만성질환수	가구원의 만성질환수 합
ln(가구소득)	연 가구 총소득(만원)을 로그변환함
ln(가구 의료비)	입원, 외래, 응급의료이용시 의료기관과 약국에서 지출한 비용을 가구 수준으로 합산하여 로그변환함
ln(가구 비급여의료비)	가구의료비 중 의료기관 수납한 비급여진료비(만원)를 로그변환함

### 3. 분석방법 및 모형

분석은 크게 세 부분으로 이루어졌다.

첫째, 2011년부터 2018년까지 가구의 보험가입 현황을 평균 가입 보험수, 1인당 보험수, 납입 보험료를 중심으로 살펴보았다. 가구당 가입 보험수의 연도별 추이를 확인하기 위해 히스토그램을 확인하고, 1인당 보험수의 box plot으로써 분포를 확인하였다.

둘째, 2018년 조사 가구의 특성을 연속변수와 범주형 변수로 나누어 살펴보았다. 연령, 소득, 의료비, 보험료, 만성질환 등의 변수는 평균, 표준편차, 최소값, 최대값을 제시하였고, 성별, 결혼상태, 교육수준, 건강보장상태, 직업은 변수별 빈도를 제시하였다. 또한 2018년 1인당 보험수에 따라 무보험 가구(0개), 소보험가구(1개 이하), 다보험가구(1~3개이하), 과다보험가구(3개 초과)로 구분하고 이들 가구에서의 독립변수들의 빈도와 평균을 제시하였다.

셋째, 2018년 조사 가구를 대상으로 민간보험 과다가입의 관련요인을 logit 모형을 이용하여 분석하였다. 분석 모형은 다음과 같다.

$$\log\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1age + \beta_2age^2 + \beta_3sex + \beta_4marrage + \beta_5educ + \beta_6nhi \\ + \beta_7job + \beta_8cd + \beta_9\ln(income) + \beta_{10}\ln(medexp) + \beta_{11}\ln(meduncovered) + \epsilon_i$$

통계분석은 SAS 9.4와 STATA 14를 이용하였다.

## III. 연구결과

### 1. 2011년~2018년 우리나라 가구의 보험 가입 현황

2011년부터 2018년까지 우리나라 가구의 연도별 보험가입 현황은 다음과 같다. 2014년 한국의료패널 조사에서 신규가구가 추가되어 가구수는 증가하였으나 대체로 가구수는 감소하고 있었다. 평균 가구원수는 2011년 3.0명에서 2018년 2.7명으로 감소한 반면 가구가 가입한 평균 보험수는 동기간 4.0개에서 4.6개로 증가하였다. 따라서 가구의 1인당 보험수는 평균 1.6개에서 2.0개로 증가하는 추이를 보였다. 가구가 지불한 보험료는 평균 298,324원에서 326,175원으로 증가하였다. 1인당보험수가 3개를 초과한 가구를 과다가입 가구로 정의하고 그 비율을 산출한 결과 2011년 5.2%에서 2018년 10.8%로 증가함을 확인하였다 <표 2>.

표 2 연도별 가구 보험가입 현황 (평균)

조사년도	가구수 (가구)	가구원수 (명)	보험수 (개)*	1인당보험수 (개)	가구보험료 (원)*	1인당 보험 3개 초과 가구	1인당 보험 2개 초과 가구
2011	5,741	3.0	4.0	1.3	298,324	5.2%	18.4%
2012	5,434	2.9	4.2	1.4	305,150	6.5%	20.9%
2013	5,200	2.9	4.1	1.4	300,696	6.9%	21.0%
2014	6,862	2.8	4.0	1.4	299,266	6.8%	20.2%
2015	6,607	2.7	4.3	1.5	313,961	8.1%	23.7%
2016	6,437	2.7	4.4	1.5	317,690	9.0%	25.7%
2017	6,408	2.7	4.4	1.6	323,076	9.8%	26.2%
2018	6,379	2.7	4.6	1.6	326,175	10.8%	27.9%
전체		2.8	4.3	1.4	311,069	8.0%	23.1%

Note. \*보험 미가입 가구에는 보험수=0, 보험료=0을 적용하여 평균을 산출함.

가구가 가입한 보험수는 많게는 46개까지 확인되었고, 약 20% 안팎의 가구는 보험 미가입 상태였으나 미가입 가구의 비율은 해마다 점차 감소하였다. 연도에 따른 가구별 보험수의 분포는 다음 <그림 1>과 같다. 가구내 1인당 보험수의 분포는 <그림 2>와 같다.

그림 1 연도별 가구당 보험수의 히스토그램

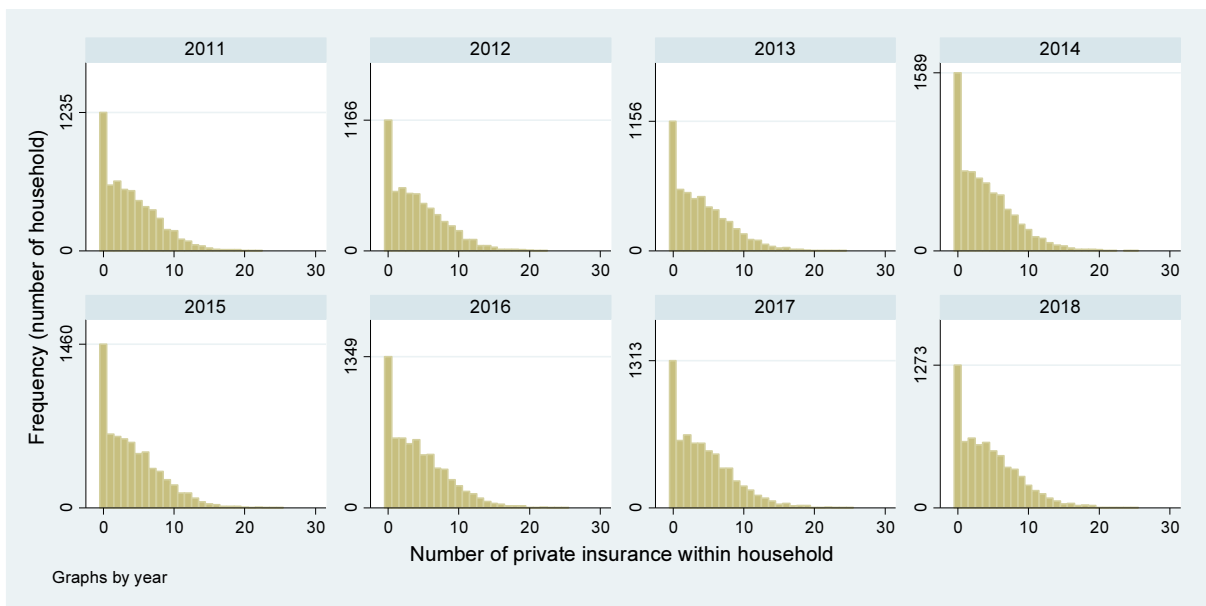
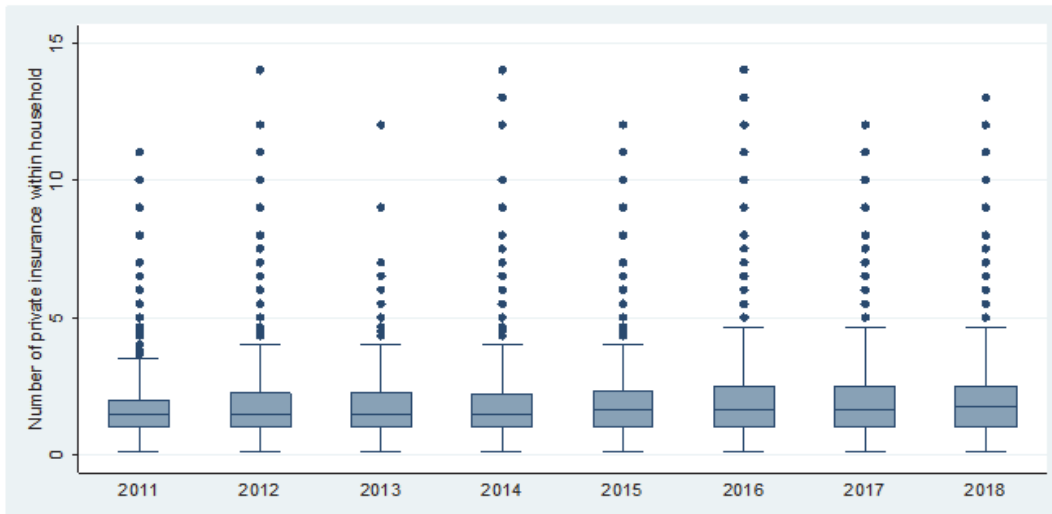


그림 2 연도별 가구내 1인당보험수의 box plot



## 2. 2018년 분석대상 가구의 특성과 보험가입 현황

2018년 조사 대상 가구 중 가구주 식별 변수가 누락된 9가구를 제외하고 총 6,370가구의 기본 특성을 <표 3>과 <표 4>에 제시하였다. 가구주의 평균 연령은 61세였고 평균 가구소득은 4,585만원이었으며, 생활비 지출은 평균 월 235만원이었다. 의료비로는 평균 270만원을 지출하였고 이중 비급여진료비로 평균 91만원을 지출하였다. 보험에 가입된 가구는 약 80%로 평균 5.7개의 민간보험을 가입하고 있었으며 평균 35만원을 보험료로 납부하고 있었다. 72%의 가구의 가구주는 만성질환을 앓고 있었으며 평균 3.3개의 만성질환을 보유하고 있었고, 86%의 가구가 가구내 만성질환 보유자가 있었으며 가구원의 만성질환을 모두 합하면 평균 5.1개였다.

표 3 2018년 분석대상 가구의 특징 (연속변수)

변수(연속형)	n	빈도(p x>0)	Mean	SD	Min	Max
가구주연령	6,370	100%	61	15	19	98
연간총소득(만원)	6,368	100%	4,585	3,665	3	56,580
월지출(만원)	6,370	100%	235	150	8	1,400
연간총의료비(원)*	6,263	98%	2,706,704	3,833,644	500	66,705,470
총비급여진료비*	5,457	86%	908,999	1,638,469	130	31,180,510
월보험료납입액*	4,762	75%	349,365	273,171	1,083	2,408,058
가구보험갯수*	5,098	80%	5.7	4.0	1.0	46.0
가구원수	6,370	100%	2.7	1.3	1.0	8.0
가구원당보험수*	5,098	80%	2.0	1.3	0.1	13.0
가구주만성질환수*	4,589	72%	3.3	2.3	1	16
가구내만성질환수*	5,507	86%	5.1	3.6	1	26

Note. \*해당 변수는 0보다 큰 값을 대상으로 평균을 산출함.

가구주가 여성인 경우는 23.9%였고, 결혼상태는 혼인인 경우가 69.1%로 가장 많았으며, 교육수준은 초졸이하가 43.4%, 대학이상이 32.7% 순으로 많았다. 건강보장 상태는 직장가입자가 61.7%로 가장 많았으며, 직종 대분류 상 가구주 직업은 무직 29.9%, 단순노무 종사자 12.1%, 기능원 및 관련 기능 종사자 10.8% 순으로 많았다.

표 4 2018년 분석대상 가구의 특징 (범주형 변수)

변수	범주	n	%
가구주 성별	남성	4,849	76.1
	여성	1,521	23.9
가구주 결혼상태	혼인	4,400	69.1
	이혼사별별거	1,677	26.3
	미혼	293	4.6
가구주 교육수준	초졸이하	1,527	24.0
	고졸이하	2,762	43.4
	대학이상	2,081	32.7
가구주 건강보장	공무원,교직원	376	5.9
	직장	3,931	61.7
	지역	1,629	25.6
	의료보호	434	6.8
가구주 직업	0관리자	340	5.3
	1전문가및관련종사자	569	8.9
	2사무종사자	376	5.9
	3서비스종사자	342	5.4
	4판매종사자	323	5.1
	5농림어업숙련종사자	535	8.4
	6기능원및관련기능종사자	685	10.8
	7장치기계조작및조립종사자	523	8.2
	8단순노무종사자	773	12.1
	9무직	1,904	29.9

가구원당 보험수에 따라 4개의 구간으로 나누어 분석대상 가구의 특성을 살펴본 결과는 <표 5>와 같다. 2018년 우리나라 가구 중 가입된 민간의료보험이 없는 가구는 19.96%였고, 가구원당 1개 이하의 보험에 가입한 가구는 22.57%, 1개 초과 3개 이하의 보험에 가입한 가구는 46.73%, 가구원당 보험수가 3개를 초과한 가구는 10.75%로 나타났다. 무보험가구의 경우 여성 가구주가 많았고, 이혼·사별·별거인 결혼상태에 교육수준이 낮고 의료보호인 고령 가구가 많았다. 반면 가구 만성질환수는 다른 가구에 비해 많았다.

한편 가구원당 보험수가 1개를 초과하는 다보험가구나 3개를 초과하는 과다보험가구의 경우 남성 가구주가 많고 미혼이나 혼인상태가 많았으며 교육수준이 높고 가구주의 연령이 비교적 낮았다. 또한 소득 수준이 높고 의료비를 많이 지출하며 가구내 만성질환수는 다른 가구에 비해 적었다.

표 5 2018년 가구 특성에 따른 보험 가입 현황 (n=6,370)

변수	범주	무보험가구	소보험가구	다보험가구	과다보험가구
		가구원당 보험수=0	1개 이하	1~3개 이하	3개 초과
	n	1,272(19.96%)	1,438(22.57%)	2,976(46.73%)	684(10.75%)
가구주 성별	남성	13.94	22.52	52.44	11.1
	여성	39.18	22.75	28.47	9.6
가구주 결혼상태	혼인	11.57	22.3	54.91	11.23
	이혼·사별·별거	42.28	21.94	26.42	9.36
	미혼	18.43	30.38	39.93	11.26
가구주 교육수준	초졸 이하	47.22	25.21	23.44	4.13
	고졸 이하	15.57	23.1	48.12	13.22
	대학 이상	5.81	19.94	61.94	12.3
가구주 건강보장	직장	17.48	22.13	49.06	11.33
	지역	17.25	24.13	47.39	11.23
	의료보호	54.84	21.2	20.97	3.00
가구주 직업	관리자·전문가	2.86	19.14	64.14	13.86
	사무·서비스·판매	4.8	18.54	60.23	16.43
	기능·기계	24.16	26.99	38.99	9.86
	농어업·노무	3.89	18.79	64.16	13.16
	무직	43.75	25.79	25.26	5.2
가구주 연령		75±11	61±15	54±12	56±10
연간 총소득(만원)		1,794±2,052	3,923±3,036	5,695±3,562	6,324±4,349
월지출(만원)		108±78	210±126	288±146	290±158
연간 총의료비(만원)		209±308	246±334	293±422	293±396
총비급여진료비(만원)		50±108	66±120	91±178	95±171
월보험료 납입액(원)		0±0	132,965±154,415	367,262±245,609	554,822±353,592
가구 보험갯수		0±0	2.1±1.2	6.2±2.8	11.1±5
가구원수		1.6±0.8	2.7±1.3	3.1±1.2	2.6±1.2
가구원당보험수		0±0	0.8±0.2	2.0±0.5	4.4±1.3
가구주 만성질환수		4.1±2.7	2.5±2.6	1.8±2.1	1.8±2.0
가구내 만성질환수		6.0±3.8	4.8±4.0	3.8±3.6	3.5±3.0

### 3. 2018년 가구 민간보험 과다가입의 관련요인

가구원당 보험수가 3개를 초과한 경우를 과다가입으로 정의하고 이를 종속변수로 한 로짓 모형을 분석하였다 <표 6, Model 1>. 다른 조건이 동일할 때 가구주 연령이 높아질수록 과다가입 가능성이 높아지다가 다시 낮아지는 양상이 추정되었는데, 이는 고령 가구에서 보험 가입이 어려운 위험군 선택 (cream skimming) 때문일 수 있다. 가구주가 남성일 경우에 비해 여성이면 과다가입 가능성이 62.2% 높아졌는데 여성 가구가 불건강으로 인한 위험에 대비하는 성향이 강할 수 있음을 보여준다.

가구주가 초졸 이하인 경우에 비해 교육수준이 높으면 과다가입 경향이 높아졌고, 직장가입자에 비해 의료보호 가구인 경우 과다가입 가능성은 낮아졌다. 의료보호 가구는 보험 구매력이 낮으며, 이미 본인부담률이 낮아 민간보험 가입 동기가 낮을 수 있음을 보여주는 결과라 할 수 있다. 가구주가 무직인 경우에 비해 과다가입 가능성이 높아지는 직업군은 사무·서비스·판매 직종이었는데, 이 직종이 보험에 대한 정보 노출이 많고 위험군선택에 의한 보험 가입 거절 가능성도 낮은 점을 연관지어 생각해볼 수 있다. 가구내 만성질환수가 많아질수록 과다가입 가능성은 낮아졌으며 연간총소득이 높아질수록 과다가입 가능성은 높아졌다.

가구원당 보험수가 2개를 초과한 경우를 과다가입으로 정의하고 이를 종속변수로 한 로짓 모형을 분석한 결과는 대체로 Model 1과 유사한 결과를 보였다 <표 6, Model 2>.

표 6 가구 민간보험 과다가입의 관련요인

	Model 1		Model 2		
	과다가입 (3개 초과)		과다가입 (2개 초과)		
	$\beta$	se	$\beta$	se	
가구주연령	0.399***	0.042	0.285***	0.024	
가구주연령 <sup>2</sup>	-0.003***	0	-0.003***	0	
가구주 성별 (남성)	여성	0.622***	0.239	0.506***	0.174
가구주 결혼상태 (혼인)	이혼·사별·별거	0.16	0.235	-0.013	0.17
	미혼	0.493	0.327	0.139	0.23
가구주 교육수준 (초졸 이하)	고졸 이하	0.635***	0.17	0.373***	0.114
	대학 이상	0.519***	0.199	0.292**	0.135
가구주 건강보장 (직장가입자)	지역가입자	-0.073	0.104	-0.098	0.075
	의료보호	-0.687**	0.329	-0.771***	0.213
가구주 직업 (무직)	관리자·전문가	0.024	0.191	-0.051	0.136
	사무·서비스·판매	0.384**	0.171	0.164	0.125
	기능·기계	0.145	0.16	0.091	0.112
	농어업·노무	0.103	0.174	0.118	0.122
가구내 만성질환수	-0.047***	0.016	-0.029**	0.011	
ln(연간 총소득(백만원))	0.489***	0.086	0.542***	0.063	
ln(연간 총의료비(백만원))	0.015	0.079	-0.022	0.057	
ln(연간 총비급여의료비(백만원))	0.031	0.049	0.058	0.035	
cons	-15.726***	1.172	-10.384***	0.661	

#### IV. 고찰 및 결론

본 연구에서는 우리나라 가구의 민간의료보험 가입 현황에 대해 살펴보고 과다가입과 관련된 요인을 알아보았다. 분석이 이루어진 2011년부터 2018년까지 가구원수는 줄어든 반면 가구가 가입한

보험수는 늘어나 가구원당 보험수는 1.6개에서 2.0개로 늘어났다. 이에 따라 가구보험료도 꾸준히 증가하여 2018년에는 월 평균 326,175원을 지출하였다. 동기간 가구 소득이 월 382만원이고 의료비지출은 월 23만원임을 고려하면 우리나라 가구는 소득의 약 8.5%에 해당하는 금액을 민간의료보험료로 지출하고 있으며 역설적이게도 실제 의료비지출보다 1.4배 이상 많은 금액을 보험료로 지출하고 있는 것이다. 여기에 여러 개의 보험에 동시에 가입한 가구들의 비율이 늘어나고 있다는 것은 그만큼 민간의료보험이 가계 지출에 큰 비중을 차지한다는 것을 시사한다. 가구원당 보험수가 3개를 초과한 가구의 비율은 분석 기간동안 5.2%에서 10.8%로 2배 이상 늘었으며, 가구원당 보험수가 2개를 초과한 가구의 비율은 18.4%에서 27.9%로 1.5배 이상 증가하였다. 이에 비해 가구보험료는 약 30만원에서 33만원으로 소폭 증가한 것을 볼 때 보험 상품의 보장 내용이 분절화되고 다양해진 것을 추측해볼 수 있다.

우리나라 가구 중 약 20%는 민간의료보험에 가입이 안되어 있었지만 약 58%는 가구원 1명당 1개 이상의 민간의료보험에 가입하고 있어 가구별로 보험의 빈부차가 크다는 것을 확인하였다. 여성 가구주이거나 이혼사별별거 가정인 경우 무보험가구의 비율이 높았고 직업군도 기능기계 직종이거나 무직인 경우에 무보험가구의 비율이 높았다. 가구원당 보험수에 따라 4개의 그룹으로 나누어 가구의 소득과 의료비지출을 살펴본 결과에 의하면 소득수준과 보험료 납입액은 과다보험가구로 갈수록 올라갔지만 의료비지출은 다보험가구와 과다보험가구 간에 큰 차이가 없었으며 비급여진료비 또한 큰 차이가 나타나지 않았다. 의료비지출은 가구의 건강상태와 밀접한 관련이 있는 바, 가구주나 가구원의 만성질환수는 오히려 1인당 보험수가 많은 집단으로 갈수록 감소하는 것으로 나타나 비교적 건강상태가 양호한 가구에서 민간의료보험으로써 질병에 대비하는 것으로 추정된다.

위 결과는 과다가입 여부를 종속변수로 한 로짓모형 분석 결과에서도 일관되게 나타났다. 가구의 의료비나 비급여의료비 지출 규모는 보험 과다가입과는 무관하였고 이는 여러 개의 보험에 가입하고 있다고 해서 의료이용이 크게 증가하지 않는다는 것을 보여준다. 그보다는 가구 만성질환수가 많아지면 과다가입 가능성은 유의하게 감소하였는데 만성질환자는 보험 가입 동기가 강함에도 불구하고 위험군 선택 (cream skimming)에 의해 가입이 거절되거나 자격이 제한되는 민간보험의 특성을 반영한다고 할 수 있다. 이에 따라 가구원의 건강수준이 비교적 양호한 가구 위주로 보험에 신규가입함으로써 가구당 보험가입수가 증가하는 것을 추측할 수 있다.

결국, 본 연구의 분석 결과에 의하면 민간의료보험의 과다가입 가능성은 고소득, 고학력의 사무·서비스·판매 직종에 종사하는 가구에서 높아졌지만 의료보호 가구이거나 만성질환수가 많은 가구에서는 낮아졌다. 공적보험과 달리 민간보험은 의료 필요(need)보다는 지불능력에 의해 가입 여부가 결정됨을 확인한 결과로 볼 수 있다. 가구주가 사무·서비스·판매 직종에 종사하는 경우 보험 상품에 대한 정보의 노출이 다른 직종보다 많아 과다가입 가능성이 높은 것으로 추측된다. 또한 가구주가 여성인 경우 남성인 경우에 비해 과다가입 가능성이 유의하게 높았는데, 가구주가 가계의 중요한 의사결정을 내리는 위치임을 고려하면 여성이 질병에 대해 대비하는 성향이 강하고, 보험에 대한 정보가 남성보다 더 많이 노출되고 관심을 갖기 때문으로 보인다.



본 연구 결과에서는 가구가 실제 지출한 의료비보다 더 많은 비용을 민간의료보험료로 납부하고 있음을 확인하였다. 국민건강보험의 보장성을 확대하려는 정부의 노력과 예산 투입에도 불구하고 국민들은 민간의료보험으로 질병 비용을 대비하고 있는 것이다. 그러나 실제 건강보험의 수입과 지출 구조는 민간의료보험보다 효율성이 높다. 건강보험통계에 의하면 2018년 국민 1인당 건강보험료는 약 119만원이고 급여비는 124만원으로 보험료대급여비가 103.6에 달한다(건강보험통계, 2020). 이는 국가 단일보험으로서의 관리운영의 효율성과 수익을 목적으로 하지 않는 공익성, 추가적인 국고보조 등 재정지원에 따른 것으로 민간의료보험의 급여비율에 비해 우수하다. 국민건강보험 하나로도 부족하지 않은 보장성을 확보하는 것과 함께 보험료대급여비의 효율성에 대해 국민에게 충분히 알린다면 국민들의 질병 부담에 대한 불안은 줄어들 것으로 기대한다.

본 연구는 다음과 같은 제한점을 갖는다. 첫째, 회귀분석에서 단면 자료를 사용함으로써 최근의 현상만을 반영하였을 뿐 아니라 인과관계를 논하기는 어렵다는 점이다. 본 분석 결과에서 보험 과다가입 가구의 특성으로 나타난 요인들은 관련성을 확인했다는 점에서 의미가 있으며 보험 가입의 역선택이나 위험군선택에 대한 인과관계를 확인했다고 보기는 어렵다. 둘째, 가구가 가입한 다양한 보험 상품에 대한 정보가 부족하여 본 결과만으로는 보장범위 중복, 불필요한 보험 가입 등에 대해 논하기는 어렵다. 과다가입을 가구원당 3개 초과인 보험가입이라고 정의하였으나, 보험상품이 다양해지고 보장내용이 분절화되고 있으므로 가구에 따라서 필요한 보험일 수 있는데 이에 대한 구체적인 내용을 들여다보기는 어려웠다. 셋째, 가구가 질병으로 인해 보장받은 보험 상환금액을 분석에 반영하지 않아 이렇게 많이 가입하고 있는 보험이 실제로 가구 의료비 부담에 도움이 되고 있는지를 파악할 수 없었다. 이상의 제한점들은 향후 연구에서 동일한 자료원을 이용하여 보다 다양한 변수와 분석 모형을 적용함으로써 보완하거나, 한국의료패널 이외의 추가적인 조사와 정보를 획득함으로써 해결할 수 있을 것이다.

지난 10여년 간의 정부의 건강보험 보장성 강화 노력에도 불구하고 우리나라 가구는 민간의료보험으로써 질병 부담을 대비하는 경향이 강해졌다. 한국의료패널을 이용한 본 연구의 기초분석에서 가구의 민간의료보험 가입이 많아지고 있으며 다수의 보험을 보유하는 과다가입도 꾸준히 증가했음을 확인하였다. 이러한 과다가입 가구는 의료적 필요보다는 가구주의 교육수준, 직업, 지불능력에 더 큰 관련성을 보여 의료 취약가구는 민간보험의 혜택으로부터 소외됨을 시사하였다. 향후 과다보험 가구의 민간보험에 의한 보장성에 대한 후속연구가 필요하다.

## 참고문헌

- 건강보험통계연보 2019, 국민건강보험, accessed on 26th Nov. 2020., <https://www.nhis.or.kr/nhis/together/wbhaec06300m01.do>
- 보건복지부, 건강보험 보장률 추이, e-나라지표, accessed on 26th Nov. 2020., [https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx\\_cd=2763](https://www.index.go.kr/potal/main/EachDtlPageDetail.do?idx_cd=2763)
- 윤희숙, 민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향, 2008, 한국개발연구
- 허순임, 가구단위의 공적사적 의료보험료 지출 동향 분석, 보건경제와 정책연구, 2018, 24권1호.
- 건강보험통계: 연도별 건강보험 재정현황, 국가통계포털 kosis.kr, Accessed on 25th Nov. 2020.

세션 2-2

# 대학원생 세션





발표 1

사적 간병비 규모 추계와  
간호·간병 통합서비스 확대를 위한  
정책적 시사점

이진선 | 서울대학교



# 사적 간병비 규모 추계와 간호·간병 통합서비스 확대를 위한 정책적 시사점

이진선 | 서울대학교

## 요약

인구 고령화와 질병 구조 변화로 입원환자의 간호 및 간병 수요가 증가하면서 사적 간병으로 인한 경제적·사회적 부담이 보편적인 문제로 떠올랐다. 사적 간병서비스의 제도화를 위하여 도입된 국민건강보험 간호·간병통합서비스 시범사업은 국민의 간병부담 경감, 환자와 간호인력의 만족도 향상 효과가 입증되면서 본 사업으로의 전환을 앞두고 있다. 간호·간병통합서비스를 우리나라의 새로운 입원서비스 모형으로 확립하기 위하여 입원환자의 간병수요와 비용 규모에 기반한 단계적 확대 전략 수립이 필요한 시점이다. 본 연구는 한국의료패널 자료와 건강보험통계 자료를 바탕으로 2008년~2018년 사적 간병률 추이를 파악하고 연간 사적 간병수요와 이에 따른 사적 간병비용을 사회적 관점에서 추계하였다. 추계 결과 입원환자의 사적 간병률은 2008년에는 68.8%이었으나 지속적으로 감소하면서 2018년에는 61.2%로 나타났다. 2008년~2015년간 사적 간병률의 감소 추이에 비하여 간호·간병통합서비스가 시행된 2016년 이후 사적 간병률이 큰 폭으로 감소했는데, 이는 사적 간병의 비중이 높은 가족 간병률의 감소가 영향을 미친 것으로 분석되었다. 연간 사적 간병서비스 이용량으로 추계한 사적 간병수요는 2008년 8천 3백만명(연인원)에서 2018년 1억 4천 6백만명(연인원)으로 증가하였으나 연간 증가폭이 감소하면서 포화되는 경향을 보였다. 유급 간병비용과 가족 간병비용의 합으로 추계된 사적 간병비용은 2008년 2조 9천억원~3조 8천억원에서 2018년 6조 9천억원~8조 1천억원으로 추계되었다. 향후 우리나라 간병수요와 이로 인한 간병비용의 지속적인 증가가 예상되는 바, 국민건강보험의 간호·간병통합서비스를 통하여 개인의 간병비 부담이 사회적 연대로 전환될 수 있는 기전이 필요하다. 건강보험 재정의 건전성을 유지하고 제도의 성공적인 확대를 위하여 적정 간호인력 확보와 가족 간병에 대한 사회적 인식 전환이 필요하며, 사회적 입원 예방을 위한 가정간호서비스 및 재가 간병서비스의 활성화와 제도적 연계방안 마련, 이용자의 도덕적 해이 방지를 위한 보완책이 필요할 것이다.

**Key words** : 사적 간병비, 간병비, 간호간병, 건강보험

## I. 서론

우리나라의 대부분 의료기관에서는 간병인이나 보호자가 병실에 상주하면서 입원환자를 간병하고 있다. 2010년 조사된 급성기 병원 입원환자 중 간병인을 이용하는 비율은 약 19%로 가족 간병까지 포함할 경우 약 53%에 달하는 환자가 사적 간병을 이용하는 것으로 나타났다(곽찬영, 2010; 황나미, 2015에서 재인용). 입원환자를 가족이 돌보아야 한다는 전통적인 인식으로 인하여 주로 여성이 간병을 담당해왔으나 핵가족화와 여성의 활발한 사회진출로 그 역할은 점차 유급 간병인에게로 넘어가고 있다. 간병인을 고용하면서 가족들은 간병으로 인한 신체적·정신적 부담감을 경감할 수 있게 되었으나 과도한 간병비 지출이 가계에 부담을 초래하고 소득수준이 낮은 경우 간병비를 감당할 수 없어 간병을 포기하는 문제가 남아있다(황나미, 2006a; 황나미, 2010).

한편, 국가 면허를 취득하거나 자격을 인정받지 않으면 의료기관에서 간병서비스를 제공할 수 없도록 법적으로 제한되어 있음에도 불구하고 자격없이 활동하는 간병인은 17.6%에 달하는 것으로 파악된다(안형식 외, 2012). 사적 간병인은 개인과 일시적·임시적 고용계약을 맺는 형태로 서비스를 제공하기 때문에 제도 내에서 관리 감독이 어려운 것으로 알려져 있다(신영석 외, 2010). 메르스 유행 당시 40%의 감염이 환자의 가족과 간병인에게 발생하였고(김윤, 2015), 간호사가 간병하는 경우에 비해 간병인이나 보호자가 환자를 간병한 경우 병원 내 감염의 위험이 2.9배 높아지는 것으로 나타났다(안형식 & 김현정, 2015; 김양중, 2015에서 재인용). 비전문인에 의한 간병서비스 제공은 환자의 안전사고와 병원 내 감염 전파 위험을 높일 수 있으므로 지양되어야 한다.

그럼에도 불구하고 간병인 없이 현재 배치된 간호인력으로는 입원환자의 간호 요구와 간병 수요를 모두 충족시키기 어려운 실정이다. 현실적으로 간호사는 과다한 업무량과 시간적 압박으로 환자의 상태 확인이나 약물투여, 간호기록과 같은 필수적인 업무만을 수행하기 바쁘고 환자의 기본간호나 일상생활 보조, 정서적 돌봄은 보호자나 간병인에게 전가되고 있다(Cho 외, 2015). 심지어 간병인이 간병 업무 외에 간호사 업무를 대신 수행한 적이 있다는 비율이 58%로 나타나 입원환자에게 제공되는 간호서비스의 질 저하가 심각하게 우려되는 상황이다(신동수 외, 2012). 간병서비스는 민간시장에 의존하고 있어 간병비 청구나 유통 과정이 불투명한 문제가 있다. 이러한 문제를 해결하기 위하여 사적 간병서비스를 제도권 내로 통합하여 공적인 거래와 공급의 형태로 제공해야 할 필요성이 제기되었다(안형식, 2013).

국민의 사적 간병 부담을 줄이고 입원환자에게 질 높은 간병서비스를 제공하는 모형을 개발하기 위하여 정부 차원의 다양한 시범사업과 연구가 진행되었다. 2007년 출범한 보호자 없는 병원 시범사업은 2010년 다인실 공동간병 모형을 적용한 간병서비스 제도화 시범사업으로 확대 운영되었으나(유선주 & 최윤경, 2013), 입원서비스 질 저하, 간호 인력 부족, 환자의 경제적 부담이 여전히 문제로 지적되었다(김진현 외, 2017a). 2013년~2014년 동안에는 간호사와 간호조무사를 추가 투입하여 팀간호를 제공하는 새로운 모형의 포괄간호서비스 시범사업이 28개 의료기관에서 실시되었다(보건복지부, 2015). 2015년 의료법 개정으로 포괄간호서비스는 간호·간병통합서비스로 명칭이 변경되



었고 건강보험 급여화가 시작되었다. 입원환자를 대상으로 보호자 등이 상주하지 않고 간호사, 간호조무사 및 간병지원인력이 포괄적으로 입원서비스를 제공하는 간호·간병통합서비스 시범사업의 참여 기관은 2015년 112개에서 2019년 534개로 크게 확대되었고, 간호·간병통합서비스 도입 이후 구조적 측면에서 간호인력 증가와 병동환경의 개선, 과정적 측면에서 간호시간의 증가, 누락된 간호의 감소, 간호서비스의 질 개선이 입증되었다. 결과 측면에서는 간호사의 만족도 증가, 스트레스와 이직률 감소, 환자의 만족도 및 재이용 의도 증가, 환자안전지표(욕창, 낙상, 감염)의 개선 등 제도의 긍정적인 성과가 나타나면서(김진현 외, 2017a) 정부는 2023년까지 250만 입원환자가 간호간병통합서비스를 이용할 수 있도록 사업 참여기관과 제공 병상수를 늘리는 것을 목표로 제시하였다(보건복지부, 2019).

최근 코로나19의 유행을 계기로 의료기관 내 감염관리의 중요성이 국민에게 인식되면서 간호·간병통합서비스가 우리나라의 새로운 입원서비스 모델로 정착할 수 있는 정책적 기회의 창이 열렸다. 제도의 성공적인 확대를 위하여 국민의 사적 간병수요를 파악하고 이를 바탕으로 사적 간병을 사회적 지원으로 전환할 수 있는 전략이 필요한 시점이다. 병상수 확대에 따른 필요 인력 수급과 잔류 정책을 보완하고 예상되는 건강보험재정의 지출 규모를 추계하기 위해서는 사적 간병으로 인한 사회적 비용 지출 규모를 정확히 파악하는 것이 중요하다. 간병서비스의 제도화 논의가 시작되던 초기에 사적 간병의 수요와 제도화 비용을 추계한 연구가 수행되었으나(황나미 외, 2006b; 유선주 외, 2008; 신영석 외, 2010), 당시 논의된 제도화 방안은 간병수요 충족을 위해 병원에서 직접 간병인을 고용하는 것이었기 때문에 팀간호로 운영되는 간호·간병통합서비스 상황에 적용하기에는 한계가 있다.

따라서 본 연구에서는 전국민의 사적 간병수요와 사적 간병비용을 추계함으로써 우리나라 사적 간병시장의 규모를 파악하고 향후 간호·간병통합서비스 확대를 위한 정책적 전략 수립에 필요한 기초 자료를 제공하고자 한다. 구체적인 연구 목표는 다음과 같다. 첫째, 2008년~2018년 기간동안 사적 간병률의 추이를 파악한다. 둘째, 2008~2018년 기간동안 국민의 사적 간병 수요를 추계하고 이를 바탕으로 향후 추세를 예측한다. 셋째, 2008~2018년 기간동안 사적 간병으로 지출된 사회적 비용의 규모를 추계한다.

## II. 사적 간병비용의 추계 방법

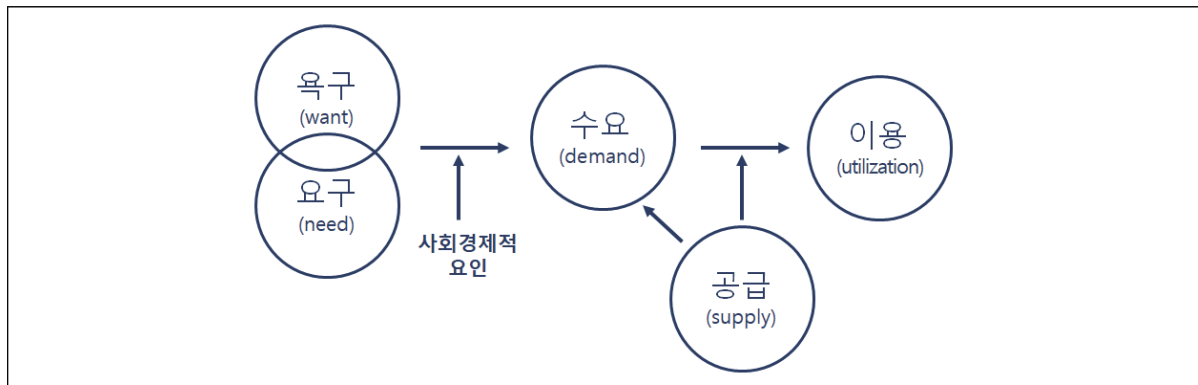
### 1. 사적 간병비용의 추정 모형

#### 가. 사적 간병수요의 정의

의료서비스에 대한 개인의 욕구(want)는 사회경제적 요인을 통해 수요(demand)로 전환되며, 수요는 공급을 만나 의료이용(utilization)으로 이어진다[그림 1] (양봉민 외, 2015). 이 개념을 사적 간병서비스에 적용하면 환자의 사회경제적 요인이 반영되어 나타난 사적 간병수요(demand for

informal nursing care service)가 전부 서비스 이용으로 이어지지 않는지만, 적극적인 수요가 유급 간병인을 고용하거나 자신을 간병해 줄 가족이나 친척, 그 외의 인력을 구하는 행태를 통하여 간병 서비스 이용으로 나타났다고 볼 수 있다.

[그림 1] 의료욕구, 의료수요, 의료이용의 관계



이러한 가정을 바탕으로 본 연구에서는 우리나라의 사적 간병서비스 이용량을 입원환자에 대한 사적 간병수요의 대리 지표로 선정하고, 다음과 같이 연간 사적 간병 수요량(D)을 연간 입원 이용량(I)에 입원환자의 연평균 사적 간병률(P)을 곱하여 산출하였다.

$$D = I \times P$$

단, D = 연간 입원환자 사적 간병 수요

I = 연간 입원 이용량

P = 연평균 사적 간병률

연평균 사적 간병률은 한국의료패널 자료에서 입원서비스 이용자 중에서 입원기간 동안 간병한 사람이 있었다고 응답한 비율로 정의하고, 이를 다시 간병 제공자에 따라 세분화하여 주로 간병한 사람이 유급 간병인이었던 경우를 ‘유급 간병률’, 동거/비동거 가족과 친척/이웃 또는 친구가 간병한 경우를 ‘가족 간병률’, 주된 간병 제공자가 무급 간병인이었거나 기타라고 응답한 경우는 ‘기타 간병률’로 분류하였다.

## 나. 사적 간병비용의 추정 모형

사적 간병비용(informal nursing care cost)은 의료기관에 직접 고용된 간호인력으로 충족할 수 없는 간병수요를 충족하기 위하여 유급 간병인을 고용하여 발생한 비용이나 가족이나 친지 등이 환자를 간병함으로써 소요한 시간의 기회비용으로 정의할 수 있다. 본 연구에서는 연간 입원환자가 지출한 사적 간병비용(C)을 연간 유급 간병비용(C<sub>1</sub>)과 연간 가족 간병비용(C<sub>2</sub>)의 합으로 정의하였다. 여기서 유급 간병비용(C<sub>1</sub>)과 가족 간병비용(C<sub>2</sub>)은 간병에 따른 자원소모량에 단위비용을 곱하여 산

출하였으며, 각 비용의 자원소모량은 연간 입원이용량에 간병률을 곱하여 산출하였다.

$$C = C_1 + C_2$$

$$C_1 = I \times P_1 \times W_1$$

$$C_2 = I \times P_2 \times W_1 \text{ or } I \times P_2 \times W_2$$

단, C = 사적 간병비용

C<sub>1</sub> = 유급 간병비용

C<sub>2</sub> = 가족 간병비용

I = 입원 이용량

P<sub>1</sub> = 유급 간병률

P<sub>2</sub> = 가족 간병률

W<sub>1</sub> = 유급 간병인의 일평균 임금

W<sub>2</sub> = 가족 간병인의 일평균 임금

가족 간병비용의 추정은 비공식 돌봄의 화폐가치 평가에 주로 사용되는 두 가지 방법인 대체비용 접근법(proxy good method)과 기회비용 접근법(opportunity cost method)을 사용하였다(Van den Berg, 2006). 대체비용 접근법은 환자 간병에 소요된 보호자의 시간을 시장을 통해 거래되는 대체재로 전환할 경우의 화폐가치를 평가하는 방법으로서 일반적인 가족 간병의 대체재는 유급 간병인의 고용이다. 기회비용 접근법은 가족이 간병을 하지 않고 정상적인 경제활동을 하였을 때 예상되는 소득으로서 생산성 손실(productivity loss)을 측정하는 방법이다.

**[표 1] 사적 간병비용의 구성요소와 측정방법**

항목	접근법	자원소모량	단위비용
유급 간병비용(C <sub>1</sub> )	한국의료패널 자료 측정치	입원 이용량(I) × 유급 간병률(P <sub>1</sub> )	유급간병인 일평균 임금(W <sub>1</sub> )
가족 간병비용(C <sub>2</sub> )	대체비용접근법	입원 이용량(I) × 가족 간병률(P <sub>2</sub> )	유급간병인 일평균 임금(W <sub>1</sub> )
	기회비용접근법		가족간병인 일평균 임금(W <sub>2</sub> ) = (전산업 근로자 시간당 임금) × (경제활동참가율) × (24시간)

주: 입원 이용량은 입원일수(연인원)를 의미함

단위비용은 접근법에 따라 [표 1]과 같이 분류하여 적용하였다. 유급 간병비용의 단위비용인 유급 간병인 일평균 임금(W<sub>1</sub>)은 한국의료패널 자료에서 조사된 1일 유급 간병비의 평균 금액을 적용하였다. 또한, 대체비용 접근법에 따른 가족 간병비용의 단위비용 역시 유급 간병인의 일평균 임금(W<sub>1</sub>)을 그대로 적용하였다. 기회비용 접근법의 단위비용은 가족 간병인의 간병 소요시간을 시간당 임금으로 환산하여 추정하였다. 일반적으로 가족 간병시간은 재원기간 동안 보호자가 돌봄에 참여한 것으로

가정하여 24시간을 적용한다(김윤희 외, 2013). 가족 간병인의 기회비용을 정확히 추정하려면 가족 간병인의 인구사회적 특성과 경제적 특성을 반영해야 하지만 한국의료패널 자료에서는 가족 간병인의 개인적 특성이 조사되어 있지 않기 때문에 일반적인 상황을 가정하여 임금근로자와 자영자를 포함한 전산업 근로자의 시간당 임금에 경제활동참가율을 반영하고, 1일 간병시간 24시간을 적용하여 가족 간병인의 일평균 임금( $W_2$ )을 추정하였다.

## 2. 자료

전국 입원환자의 연간 사적 간병률과 입원 1일당 평균 간병비용을 구하기 위해 2008년~2018년 한국의료패널 연간 자료(베타버전 1.7)를 사용하였다. 한국의료패널은 2005년 인구주택총조사 90% 전수 자료를 추출 틀로 하고 2단계 확률비례층화집락추출 방법으로 표본을 추출하고 있어 조사된 표본자료가 대한민국 전체 인구의 특성을 대표한다고 볼 수 있다. 본 연구에 사용된 자료는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하는 제12차 의료패널학술대회 참가자에게 연구 목적으로 제공되었다. 연간 입원이용량은 국민건강보험공단에서 매년 발간하는 「건강보험통계연보」의 건강보험 급여실적 중 입내원일수로 측정하였다. 가족 간병비용 산출에 사용된 전 산업 근로자의 근로시간과 임금은 고용노동부의 「고용형태별 근로실태조사」<sup>1)</sup>를 참조하였고, 경제활동참가율은 통계청의 「경제활동인구조사」<sup>2)</sup>를 활용하였다.

## 3. 분석 방법

연도별·의료기관종별 사적 간병률을 기술통계로 산출하였고, 간호·간병통합서비스 시행 전후 사적 간병률의 변화를 분석하기 위하여 시계열이 짧은 단점에도 불구하고 가변수 회귀모형을 설정하여 추정하였다. 연간 입원이용량에 사적 간병률을 곱하여 연도별 사적 간병 수요를 산출하고, 추이를 예측하기 위하여 연도를 설명변수로 설정한 추세모형을 회귀분석으로 추정하였다. 연간 사적 간병비용은 유급 간병수요와 가족 간병수요에 각각의 단위비용을 곱하여 유급 간병비용과 가족 간병비용을 산출한 뒤 그 합으로 추계하였다.

1) 고용형태별근로실태조사는 근로자 1인 이상 사업체에 종사하고 있는 자영업주를 제외한 정규직 근로자, 비정규직 근로자의 임금, 근로시간, 고용형태, 사회보험 등 각종 근로 조건에 관한 사항을 사업체 특성 및 인적 속성별로 파악한 조사로, 통계법(법률 제14843호) 제18조에 근거하여 2000년부터 매년 조사되고 있다.

2) 경제활동인구조사는 만15세 이상의 생산가능 연령 인구 중 일할 능력이 있어 취업한 자와 취업할 의사가 있으면서 취업이 가능한 인구를 대상으로 인적사항, 취업자, 실업자, 비경제활동인구와 관련된 48개 항목을 조사한다. 1963년 최초 작성을 시작한 후 통계청이 매월 조사하여 그 결과를 홈페이지에 발표하고 있다.

### Ⅲ. 사적 간병수요와 사적 간병비용의 추계 결과

#### 1. 사적 간병률

##### 가. 연도별 사적 간병률의 추이

2008년부터 2018년까지 한국의료패널 연간 자료에서 조사된 입원환자의 사적 간병률은 61.2~70.1% 수준으로 입원환자의 절반 이상이 입원기간 동안 사적 간병에 의존했던 것으로 나타났다. 간병 제공자에 따라 구분하면 간병인을 고용한 유급 간병률은 2.9~5.0%, 가족 간병률은 53.9~64.8%, 기타 간병률은 0.6~4.6% 범위에 분포하였고, 가족 간병이 사적 간병의 대부분을 차지하였다[표 2].

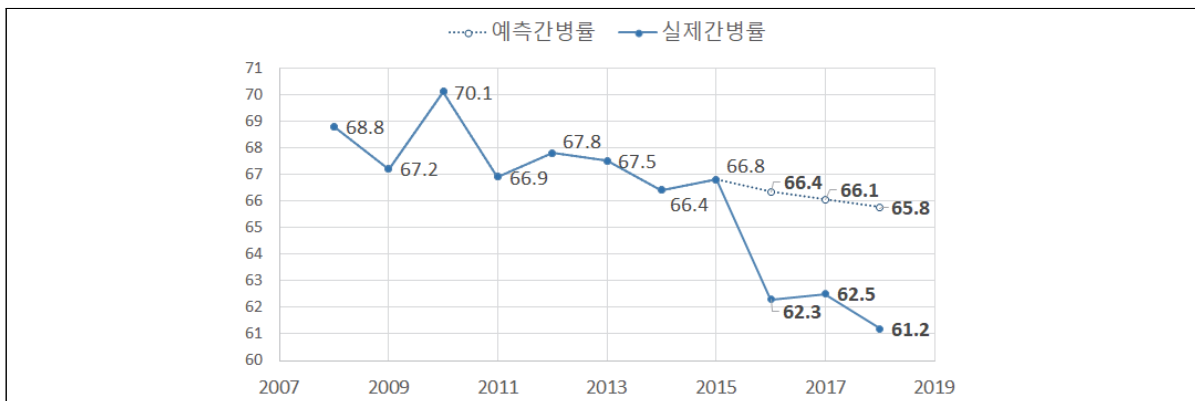
[표 2] 연도별 입원환자의 사적 간병률 추이

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
사적 간병률	68.8	67.2	70.1	66.9	67.8	67.5	66.4	66.8	62.3	62.5	61.2
유급 간병률	4.4	4.0	4.4	5.0	4.6	3.5	2.9	3.3	3.0	3.4	2.9
가족 간병률	63.7	62.8	64.8	60.6	61.7	61.8	60.1	58.9	55.2	54.8	53.9
기타 간병률	0.6	0.5	1.0	1.3	1.5	2.2	3.4	4.6	4.0	4.4	4.4

자료: 국민건강보험공단, 한국의료패널, 각연도

연도별 사적 간병률의 추이를 살펴보면 매년 사적 간병률이 증감을 반복하였으나 전반적으로 시간이 지남에 따라 감소하는 추세를 보였다. 특히 간호·간병통합서비스 사업이 건강보험 재정으로 시작된 2015년 다음 해인 2016년부터 사적 간병률이 급격하게 감소하여 이후로도 감소 추세를 유지하고 있었다. 이는 2008년부터 2015년까지의 사적 간병률 추이를 바탕으로 예측되는 값에 비하여 크게 낮은 수준이었다[그림 2].

[그림 2] 연도별 입원환자의 사적 간병률 추이



2016년 이후 관찰되는 사적 간병률의 급격한 감소가 간호·간병통합서비스의 시행과 관련이 있는지 확인하고자 가변수를 포함한 간단한 회귀모형을 추정하였다. 회귀모형에서 가변수 Policy는 간호·간병통합서비스 시행 이전인 2008년~2015년일 때 0의 값을 갖고, 2016년~2018년 기간에는 1의 값을 갖는다.

$$Y = \beta_1 + \beta_2(\text{Year}) + \beta_3(\text{Policy}) + \varepsilon$$

회귀분석 결과 사적 간병률은 2016년부터 1년이 지날 때마다 0.31% 포인트씩 감소하며, 2015년 이전에 비해 2016년~2018년 3개년 동안 3.99% 포인트 감소한 것으로 나타났다(p=0.004). 사적 간병률에서 비중이 높은 가족 간병률을 종속변수로 동일한 회귀모형을 추정한 결과, 2016년 이후 가족 간병률이 3.57%로 크게 감소하는 등 사적 간병률과 유사한 경향을 보여주었다(p=0.012). 시간이 지남에 따라 감소하는 간병률의 크기는 전체 간병률(0.31%)에 비해 가족 간병률(0.65%)이 더 큰 것으로 나타났다[표 3]. 그러나 유급 간병률과 기타 간병률의 추이는 간호·간병통합서비스 제도 전후 통계적으로 유의미한 변화를 나타내지 않았다.

[표 3] 입원환자의 사적 간병률에 대한 회귀분석 결과

	사적 간병률		가족 간병률	
	$\beta$	p-value	$\beta$	p-value
constant	69.07	0.000	64.75	0.000
Year	-0.31	0.064	-0.65	0.003
Policy (ref.=no)	-3.99	0.004	-3.57	0.012
F (p)	41.44 (0.000)		62.37 (0.000)	
adj. R <sup>2</sup>	0.8900		0.9247	

## 나. 의료기관 종별 사적 간병률의 추이

의료기관 종별에 따른 사적 간병률의 추이를 살펴보면, 상대적으로 환자의 중증도가 높은 상급종합병원의 간병률이 높고, 종합병원, 병원, 의원으로 중증도가 낮아질수록 간병률이 낮았다. 한편, 요양병원은 매년 입원환자의 70~80%가 사적 간병 서비스를 이용한 것으로 나타나 상급종합병원과 유사하게 높은 수준이었다. 표본의 입원 이용량이 적었던 치과병원, 치과의원, 한의원, 기타의 경우 연도별 사적 간병률이 상이하게 산출되었다.

[표 4] 의료기관 종별 사적 간병률의 분포 추이

(단위: %)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
상급종합병원	80.1	82.9	86.7	81.2	81.4	79.7	79.1	81.6	74.9	75.3	75.3
종합병원	76.6	75.6	74.9	71.0	73.6	68.7	70.1	68.0	69.3	65.7	63.1
병원	65.2	60.0	66.6	68.2	62.5	67.8	65.0	66.2	55.6	56.5	59.0
치과병원	66.7	50.0	33.3	33.3	0.0	50.0	50.0	100.0	50.0	0.0	100.0
한방병원	60.0	47.8	53.8	48.8	47.4	48.0	40.7	51.4	30.8	39.1	38.0
요양병원	77.3	72.9	72.5	66.9	76.3	74.8	83.3	84.1	78.5	75.6	74.8
의원	48.4	49.6	53.1	45.1	48.4	48.3	42.6	41.4	39.1	46.1	40.0
치과의원	0.0	100.0	100.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	100.0	0.0	100.0
한의원	0.0	0.0	14.3	33.3	0.0	0.0	0.0	0.0	14.3	66.7	0.0
기타	50.0	0.0	100.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
평균	68.6	67.2	70.1	66.9	67.8	67.5	66.4	66.7	62.3	62.5	61.2
가중평균	70.3	68.1	70.9	67.3	69.4	69.6	71.8	73.1	68.0	67.4	66.9

주: 가중평균은 건강보험통계연보의 의료기관종별 입원환자의 내원일수를 가중치로 적용하여 산출함  
자료: 국민건강보험공단, 한국의료패널, 각연도

간호·간병통합서비스 참여 대상인 상급종합병원, 종합병원, 병원만으로 한정하여 정책 시행에 따른 사적 간병률의 변화를 분석한 결과, 병원에서 간호·간병통합서비스 시행 이후 사적 간병률이 10.45% 포인트 감소한 것으로 나타났다(p=0.005). 종합병원은 연간 1.32% 포인트씩 사적 간병률이 감소하는 경향을 보였으나 정책 시행이 변화에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났고, 상급종합병원은 정책 시행 이후 사적 간병률이 4.64% 포인트 감소하였으며 유의수준 10%에서 통계적으로 유의하였다(p=0.074).

[표 5] 간호·간병통합서비스 참여 대상 의료기관의 사적 간병률 변화

	상급종합병원		종합병원		병원	
	$\beta$	p-value	$\beta$	p-value	$\beta$	p-value
constant	83.04	0.000	78.25	0.000	63.31	0.000
Year	-0.32	0.338	-1.32	0.000	0.42	0.308
Policy (ref.=no)	-4.64	0.074	0.98	0.566	-10.45	0.005
F (p)	10.66 (0.006)		34.95 (0.000)		11.76 (0.004)	
adj. R <sup>2</sup>	0.6588		0.8716		0.6841	

## 2. 사적 간병수요

전국의 입원이용량은 지난 11년간 꾸준히 증가하여 2018년에는 1억 4천 6백만명의 연환자가 입원한 것으로 집계되었다. 연도별 사적 간병수요를 추계한 결과에 따르면 2018년에 8천 9백만명(연인원)의 입원환자가 병원에서 제공하는 간호서비스 외에 사적 간병 서비스를 이용하였고, 그 중 417만명(연인원)이 유급 간병인의 도움을 받은 것으로 나타났다[표 6].

[표 6] 건강보험 연입원일수와 사적 간병수요의 추이

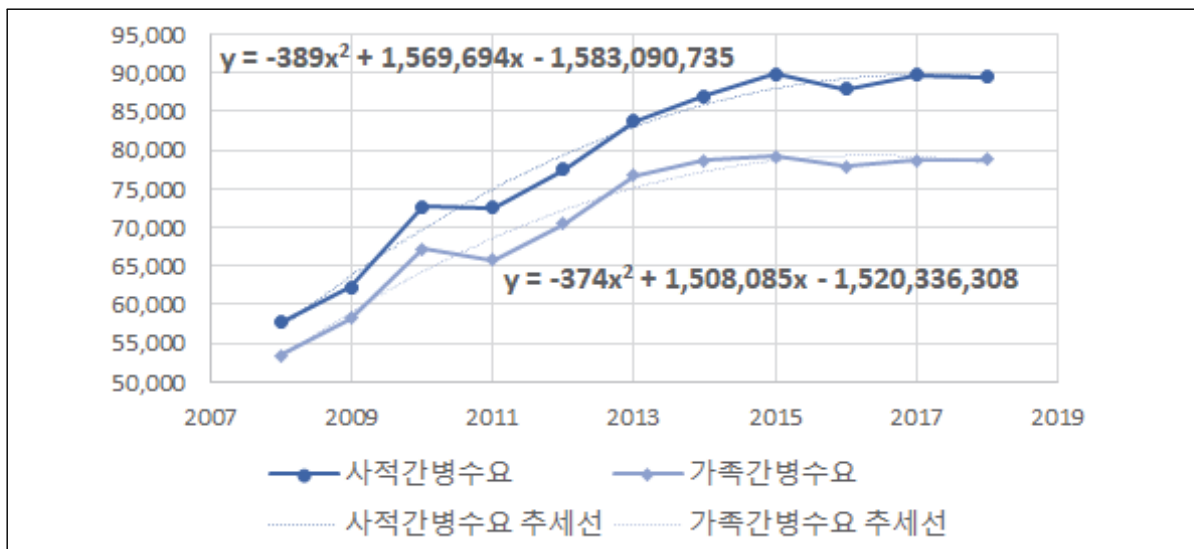
(단위: 천명)

	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
연입원일수	83,920	92,626	103,638	108,487	114,281	124,116	130,961	134,554	141,142	143,480	146,084
사적간병수요	57,737	62,263	72,650	72,578	77,482	83,778	86,958	89,882	87,932	89,675	89,438
유급간병수요	3,709	3,687	4,560	5,424	5,257	4,344	3,798	4,440	4,234	4,878	4,173
가족간병수요	53,457	58,169	67,158	65,743	70,511	76,704	78,707	79,253	77,911	78,627	78,770
기타간병수요	504	463	1,023	1,391	1,748	2,753	4,465	6,156	5,710	6,357	6,495

자료: 국민건강보험공단, 한국의료패널, 각연도

연도별 사적 간병수요는 증가하는 추세이나 증가폭은 체감하면서 기울기가 점차 완만해지는 형태로 확인되었다. 사적 간병수요의 추이를 예측하기 위하여 연도를 설명변수로 설정하여 간단한 회귀모형을 추정하였고, 선형모형(R<sup>2</sup>=0.8809)이나 로그모형(R<sup>2</sup>=0.8814)에 비해 다항모형(R<sup>2</sup>=0.9791)의 설명력이 높았다[그림 3]. 2차함수모형의 추정 결과에 의하면 가족 간병수요는 2016년, 사적 간병수요는 2017년에 포화 상태로 근접하고 있음을 보여주었다.

[그림 3] 입원환자 사적 간병수요 추이 및 추정식





### 3. 사적 간병비용

#### 가. 단위비용

한국의료패널 자료에서 유급 간병인의 일평균 임금( $W_1$ )은 2008년 51,728원이었고 2018년에는 73,334원으로 상승하였다. 유급 간병인의 일평균 임금은 1일 간병시간에 따라 최소 4,000원에서 최대 160,000원까지 다양하게 분포하였다. 간병기간동안 간병비 총액을 기입한 경우에는 유급 간병인 고용일수와 간병시간을 비교하여 1일 간병비용을 다시 계산하여 평균비용 산출에 적용하였다.

가족 간병인의 일평균 임금( $W_2$ )은 시간당 임금과 경제활동참가율을 곱한 값에 간병시간 24시간을 적용하여 [표 7]과 같이 산출하였다. 가족 간병인의 일평균 임금 역시 2008년 67,118원에서 2018년 98,799원으로 시간이 지남에 따라 꾸준히 상승하였고 동일 연도의 유급 간병인 임금에 비해 높은 수준이었다.

[표 7] 연도별 유급 간병인 및 가족 간병인의 일평균 임금 추계

(단위: 원, %)

연도	유급간병인 일평균 임금( $W_1$ )				가족간병인 일평균 임금( $W_2$ )		
	평균	표준편차	최소	최대	시간당 임금	경제활동 참가율	평균
2008	51,728	15,401	12,400	95,000	4,577	61.0	67,118
2009	51,856	14,882	10,000	70,000	4,334	61.7	63,757
2010	54,361	19,542	4,000	100,000	4,520	61.1	66,279
2011	48,782	23,543	10,000	122,000	4,802	61.3	70,649
2012	51,551	22,417	10,000	105,000	5,183	61.6	76,625
2013	51,418	23,304	10,000	80,000	5,537	61.7	81,992
2014	60,717	21,830	11,000	100,000	5,730	62.7	86,225
2015	59,177	24,355	8,000	100,000	5,348	62.8	80,605
2016	66,338	29,841	10,000	160,000	5,672	62.9	85,625
2017	68,800	29,137	10,000	160,000	5,867	63.2	88,991
2018	73,334	29,141	10,000	130,000	6,524	63.1	98,799

자료: 한국의료패널 각연도, 고용형태별 근로실태조사 각연도, 경제활동 인구조사 각연도

#### 나. 연도별 사적 간병비용

사적 간병비용은 시간이 지남에 따라 전반적으로 증가하는 추세였다. 항목별로 나누어 살펴보면 유급 간병비용은 2008년 1천 9백억원에서 2018년 3천 1백억으로 지난 10년간 1천 2백억 가량 늘어났고, 가족 간병비용은 대체비용 접근법으로 추정했을 때 2008년 2조 8천억에서 2018년 6조 6천억, 기회비용 접근법으로 추정했을 때 2008년 3조 6천억원에서 2018년 7조 8천억원으로 증가한 것으로 나타났다. 결론적으로 유급 간병비용과 가족 간병비용을 합한 총 사적 간병비용은 추정 방법에 따라 2018년 기준으로 6조 9천억원에서 8조 1천억원 규모로 추계되었다.

[표 8] 연도별 사적 간병비용의 추계

(단위: 10억원)

		2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
유급 간병비용(A)		191	192	251	265	271	223	231	263	281	326	306
가족 간병 비용	대체비용(B)	2,765	3,016	3,692	3,208	3,632	3,945	4,775	4,691	5,173	5,405	6,559
	기회비용(C)	3,588	3,709	4,448	4,646	5,399	6,291	6,781	6,388	6,677	6,991	7,782
사적 간병 비용	대체비용(A+B)	2,956	3,209	3,943	3,472	3,903	4,169	5,006	4,953	5,454	5,731	6,865
	기회비용(A+C)	3,779	3,901	4,699	4,910	5,670	6,515	7,011	6,651	6,958	7,317	8,088

## IV. 고찰 및 결론

사적 간병 시장은 민간에서 주로 운영되어 왔기 때문에 정확한 규모의 파악과 가격의 통제가 어려운 특성을 보인다. 인구구조의 변화로 간병수요가 지속적으로 늘어남에도 불구하고 간병인 공급이 불충분하고, 장기간 입원하는 경우 간병비가 과도하게 발생하기도 하며, 과부담 간병비 지출을 대비하여 민간 간병보험시장이 확대되는 등 다양한 문제가 발생하고 있다. 대표적 비급여 항목인 간병비는 선택진료비, 상급병실료와 함께 재난적 의료비 발생을 초래할 수 있는 원인으로 지목되어 건강보험 보장성 강화를 위한 주요 정책 대상으로 추진되어왔으나 지난 10년 동안 구체적인 사적 간병의 현황과 규모는 파악되어 있지 않은 실정이다.

이에 본 연구에서는 전 국민을 대표할 수 있는 표본인 한국의료패널 자료를 이용하여 2008년부터 2018년까지 우리나라 사적 간병비의 규모와 추이를 살펴보았다. 입원환자의 60~70%는 입원기간 동안 의료기관에 고용된 간호인력 외에 다른 사람에게 간병을 받은 적이 있는 것으로 나타났고, 전통적인 가족 중심 문화를 반영하듯 대부분 가족이나 친척에게 도움을 받고 있었다. 시간이 지나면서 사적 간병률은 감소하는 추이를 보였고 가족 간병의 비중도 함께 감소하였다. 2015년 이전의 간병률 추이와 비교했을 때 2016년 이후 가족이 간병하는 비율은 3.6% 포인트 감소한 것으로 나타났는데, 이는 메르스 유행을 계기로 강화된 의료기관의 보호자 출입규정 및 입원환자 면회 제한과 보호자 상주를 원칙적으로 제한하는 간호·간병통합서비스 확대의 영향으로 해석된다(윤영채 & 한해진, 2016; 박병규 외, 2016).

사적 간병수요를 대체하기 위하여 국민건강보험제도의 시범사업으로 2015년 도입된 간호·간병통합서비스 사업은 도입 첫해인 2015년에 7,443개였던 간호·간병통합서비스 병상이 2016년 18,646개, 2017년 26,381개, 2018년 37,288개, 2019년 49,067개로 매년 늘어나 2019년에는 125만명의 환자가 간호·간병통합서비스를 이용하였다(정윤식, 2020). 간호·간병통합서비스를 이용한 환자는 가족에게 간병을 부탁하지 않아도 되어 마음이 편안하고 가족은 간병으로 인한 신체적·심리사회적 부담이 줄고 일상생활을 충분히 영위할 수 있어 제도를 긍정적으로 평가하고 있었다(최현주 외,

2018). 그러나 여전히 입원 생활에서 보호자의 도움이 필요하다고 여겨 일반병동 입원을 선호하거나 간호·간병통합서비스를 이용하더라도 환자의 외로움이나 불안감 완화를 위해 보호자가 상주해야 한다고 생각하는 사람이 절반에 가까운 것으로 나타나(김진현 외, 2017b) 간호·간병통합서비스가 보편적인 입원서비스 모델로 자리잡기 위해서는 제도에 대한 국민의 이해를 높이고 가족 간병에 대한 사회적 관념이 변화해야 함을 시사한다.

의료기관 종별로 사적 간병률을 분석한 결과, 상급종합병원의 사적 간병률이 가장 높고 종합병원, 병원 순으로 나타났는데 선행연구에서 상급종합병원에 비하여 종합병원과 병원급 의료기관의 가족 간병 위험도가 낮고, 상급종합병원보다 병원급 의료기관의 유급 간병 위험도가 낮았던 것과 맥락적으로 일치하는 결과였다(안형식 외, 2012). 선행연구에서는 상급 병원일수록 환자의 중증도가 높아 지기 때문에 사적 간병이 더 많이 필요할 수 있다고 연구 결과를 해석하였으나, 이를 뒷받침하기 위해서는 환자의 중증도 및 의료기관의 간호인력 배치수준을 보정한 정교한 분석이 필요하다.

본 연구의 분석 결과에 의하면 상급종합병원과 중소병원에서 간호·간병통합서비스의 시행 이후 사적 간병률의 유의미한 감소가 관찰되었으며, 종합병원에서는 간호·간병통합서비스의 시행 이후에도 사적 간병률의 유의미한 감소가 나타나지 않은 것으로 추정되었다. 요양병원의 사적 간병률은 상급종합병원과 유사한 수준이었으나 가족 간병에 비해 유급 간병의 비중이 더 높은 특징을 보였다. 선행연구에서도 요양병원의 유급 간병률은 85.5%로 가족 간병률 3.4%에 비해 매우 높았는데, 요양병원은 그 특성상 장기요양을 필요로 하는 입원환자가 대부분이고, 또한 입원환자가 개인적으로 간병인을 고용하는 급성기 병원과는 달리 요양병원에서는 용역회사나 병원에서 간병인을 고용하는 비율이 높아 상대적으로 간병인 고용이 용이하고 보편적이기 때문인 것으로 해석된다(안형식 외, 2012). 한편, 대다수의 요양병원에서 간병인을 고용하고 있는 현실은 요양병원의 간호인력 배치수준이 매우 낮다는 것을 반증한다고 볼 수 있다. 그러므로 상대적으로 연령과 일상생활제한이 높고 입원기간이 긴 요양병원 입원환자의 특성을 고려하여 현행 요양병원 간호인력 배치기준을 재검토할 필요가 있다. 일부에서는 높은 간병수요를 근거로 요양병원에 대해서도 간호·간병통합서비스의 도입이 시급하다고 주장하고 있으나 재가서비스로 돌봄이 가능함에도 불구하고 입원해있는 환자, 이른바 사회적 입원환자를 분리하여 수요를 정확하게 측정하려는 노력이 선행되어야만 불필요한 건강보험 재정지출을 막을 수 있을 것이다.

사적 간병수요는 매년 꾸준히 증가하다 2016~2017년을 기점으로 증가율이 둔화되었다. 이러한 추이는 질적 수준을 보장할 수 없던 사적 간병서비스를 대신하여 의료기관에서 제공하는 간호서비스가 간병수요를 만족시키고 있음을 시사한다. 향후 간호·간병통합서비스 제공 병상이 지속적으로 확대될 경우 사적 간병수요는 감소하거나 현행 수준을 유지할 것으로 예상된다. 그러나 서비스 제공 병상 확대가 계획대로 빠르게 진행되고 있지 않은 실정이다. 국민의 간병수요를 제도권에서 만족시키기 위해서는 간호·간병통합서비스 제공 병상 확대에 따른 양질의 간호사 인력 확보가 필수적이다. 포괄간호서비스제도 시범사업 당시에도 종합병원급에서는 간호수가의 수준이, 병원급에서는 간호사 인력의 확보가 제도 도입의 장애물인 것으로 조사되어(황나미, 2015) 간호사 확보를 위한 적절한 보

상과 처우 개선으로 이직률을 낮추는 것이 제도 확대의 핵심적인 과제임을 알 수 있다.

일반병동에 비해 간호·간병통합서비스 병동에 근무하는 간호사에게는 보호자나 간병인이 맡고 있던 일상생활 관련 환자의 요구가 가중되고, 요구에 즉각 응대가 필요하여 직종 간 업무 구분이 불분명해지며, 보호자와 환자 상태에 대한 의사소통시 발생하는 문제가 스트레스 요인이 되어(박광옥, 유미, & 김종경, 2017; 이민경 & 정덕유, 2015) 일반병동 간호사에 비해 직무스트레스가 높은 것으로 나타났다(Koh, Lee, & Jeong, 2016). 간호인력의 직무 스트레스나 불만족은 이직으로 이어지기 때문에 제도의 확대를 위해서는 간호인력의 처우와 근무환경 개선 노력이 뒷받침되어야 한다(Koh, Lee, & Jeong, 2016; 김진현 외, 2017a). 간호·간병통합서비스 제도에서는 간호인력 배치수준에 따라 간호·간병료에 정책가산을 지급하고 야간전담인력을 고용할 경우 가산을 지급하여 의료기관의 인력확보를 지원하고 있으나 지급된 가산금이 실제 간호인력의 고용과 처우개선에 사용되고 있는지 현행법에서는 확인할 방법이 없어 정책의 효과를 가늠하기 어렵다. 국민건강보험공단에서는 성과 평가를 통한 인센티브 제도를 도입하여 의료기관의 참여 확대와 간호인력의 고용 및 처우개선을 꾀하고 있으나, 현재 모니터링과 명확한 가이드라인 부재로 간호·간병통합서비스 병동에 근무하는 인력에게 적절한 인센티브 지급이 이루어지지 않거나 직종 간 갈등이 발생하는 등의 문제가 발생하고 있어 적절한 관리와 모니터링이 필요하다.

사적 간병으로 소요된 연간 사회적 비용은 2008년 2조 9천억원~ 3조 8천억원이었으나 매년 꾸준히 증가하여 2018년에는 6조 9천억원~8조 1천억원 규모로 추계되었다. 선행연구에서는 2010년의 연간 총 간병비용이 2조 8천억원~4조 3천억원으로 추계되어 본 연구에 비하여 약간 낮은 수준이었다(신영석 외, 2010). 선행연구에서 연간 간병비 산출을 위한 방법으로 간병수요 충족에 필요한 간병인 수를 추정하고 여기에 관리비를 포함한 일당 단가에 365일을 곱하였는데, 비용 추계 시 채택하는 관점에 따라 추정에 포함되는 비용 항목이 달라지고 추정 방법에 따라 결과값이 다르게 나타날 수 있다(Drummond 외, 2015).

본 연구에서는 사회적 관점에서 유급 간병인 고용으로 소요된 직접비용뿐 아니라 가족이 간병으로 소요한 생산성 손실 비용까지 총 간병비용에 포함함으로써 간병으로 인한 사회적 비용의 규모를 추계하였다. 환자의 가족이 간병으로 소요한 시간을 경제적 비용으로 환산하기 위하여 대체비용 접근법과 기회비용 접근법을 함께 적용하였는데, 일반적으로 비공식 돌봄을 경제적 가치로 환산할 때 두 방법을 함께 사용하는 것이 권장된다(Drummond 외, 2015; Posnett & Jan, 1996). 이 외에도 비공식 돌봄의 가치를 경제적으로 환산하기 위한 대체적인 방법으로 가상가치측정법(contingent valuation method)이나 결합측정법(conjoint measurement method)을 사용할 수 있으나 상대적으로 직관성이 낮아 흔히 사용되지 않는다(Van der Berg 외, 2005).

연간 사적 간병비용의 규모는 간병인에게 지급하는 추가비용을 고려할 경우 더 크게 추정될 수 있다. 간병인은 일반적으로 24시간 동안 근무하므로 최저 시급 이하의 대우를 받고 있어 간병비 외에 간식비나 식비, 교통비 등을 추가로 요구하는 경우가 많다. 또한, 통상적으로 장기 입원 시 2주마다 하루의 유급 휴가를 주고 있어 휴가를 대체할 간병인을 고용하는 경우 간병비가 두 배로 지출되고, 휴

일이나 명절에는 간병인을 구하기 힘들어 웃돈을 주고 고용하는 경우가 발생한다(최성근, 2019). 본 연구에서 가족 간병률을 입원기간 동안 환자를 간병했던 사람이 가족이나 친척이었던 비율로 측정하였으나 2차 자료를 활용한 연구의 한계상 반드시 간병이 필요했던 경우 외에도 환자의 정서적 지지를 위하여 보호자가 상주했던 경우를 구분할 수 없어 가족 간병비용이 과대 추계되었을 가능성이 있다.

본 연구는 우리나라 국민의 특성을 대표할 수 있는 표본을 사용하기 위해 한국의료패널 자료를 이용하였으나 패널조사의 특성상 표본의 탈락이 발생하므로 모집단의 특성이 완전히 반영된 결과는 아니라는 제한점이 있다. 또한, 사적 간병수요의 대리지표로 사적 간병서비스 이용량을 사용하였으나, 이 방식으로 측정된 수요는 실현된 수요에 해당하므로 잠재되어 있는 수요를 반영할 수 없다는 점에서 한계가 있다. 그럼에도 불구하고 전국민의 사적 간병수요와 사적 간병비용을 추계함으로써 간호·간병통합서비스 확대에 따른 자원배분의 기초 자료를 마련하였다는데 연구의 의의가 있다.

추계된 간병수요는 간병시장에 대한 정확한 진단과 장래를 예측하는데 유용하게 사용될 수 있다(양봉민 외, 2015). 간호·간병통합서비스 제도에서는 환자의 중증도와 간호필요도에 따라 간호인력을 배치하고 있으나 현장에서 환자가 체감하는 인력은 여전히 부족한 상황에서 수요가 아닌 요구에 의해 보건계획을 수립할 경우 자원의 과소 배분과 이로 인한 분배적 비효율이 초래될 가능성이 있으므로 주의를 기울여야 한다(Feldstein, 2012).

간병서비스를 입원환자의 보편적인 서비스로 볼 것이냐 혹은 형평적 서비스로 볼 것이냐에 따라 간병수요를 충족하는데 소요될 건강보험 재정 규모의 추계는 달라질 수 있다. 현재의 제도는 간병 부담이 일부 계층에만 해당하는 문제가 아닌 우리 사회의 모든 사람이 경험할 수 있는 문제로 인식하여 입원환자가 일당 일정률의 본인부담금을 내도록 설계되어 있다. 간병수요를 건강보험에서 보장할 경우 소비자 입장에서는 개인 간병인 고용에 비해 가격이 하락하여 간호·간병통합서비스의 수요가 더 증가하므로 도덕적 해이를 억제할 수 있는 대안 모색이 필요하다. 그렇지 않으면 재원일수 증가와 이에 따른 의료자원의 낭비로 건강보험 재정의 건전성이 크게 위협받게 될 것이다.

또한, 간병으로 인한 사회적 입원을 예방하기 위하여 간호·간병통합서비스 확대 전략과 더불어 입원서비스를 대체할 수 있는 가정간호서비스와 재가 간병서비스 제공과의 제도적 연계 안을 함께 마련해야 한다. 만약 사적 간병 서비스가 완전히 제도 내로 통합되지 못한다면 사적 간병비와 간호·간병료의 이중 지출로 인한 의료비 증가를 막을 수 없을 것이다. 따라서 환자의 간호·간병 필요도에 맞는 서비스를 충분히 제공함으로써 만족도를 높이는 동시에 제도의 취지에 맞는 적절한 이용이 이루어지도록 인식 개선이 뒷받침되어야 할 것이다.

## 참고문헌

- 곽찬영, & 성명숙 (2010). *급성기병원의 간병서비스 실태조사*. 간병서비스 제도화방안에 대한 공청회 자료집. 보건복지부, 10.
- 국민건강보험공단, 건강보험심사평가원 (각 연도). *2008~2018 건강보험통계연보*. 원주: 동 기관.
- 김양중 (2015). “보호자 간병 환자, 병원내 폐렴 감염률 7배 높아”, <한겨레> 2015.07.20. URL: <http://www.hani.co.kr/arti/PRINT/700950.html>
- 김윤 (2015). 중등호흡기증후군 사태 이후 병원감염관리를 강화하기 위한 의료정책과 의료이용문화 개선. *Journal of the Korean Medical Association*, 58(7), 598-605.
- 김윤희, 신상진, 박주연, 정예지, 김지민, 이태진, 배은영, 송현진, & 이선희 (2013). 보건의료분야에서 비용 산출방법. *NECA 연구방법 시리즈*, 1-181.
- 김진현, 김성재, 박은태, 정수용, & 이은희 (2017a). 간호·간병통합서비스 운영성과 및 향후 정책방향. *간호행정학회지*, 23(3), 312-322.
- 김진현, 김성재, 박영우, 박미미, 윤호순, 이은희, 이경아, 이해정, 장금성, 정은영, 최선임, 김문숙, 김인경, 박진희, 방은경, & 정수용 (2017b). *간호·간병통합서비스 사업 모니터링 및 평가*. 서울대학교산학협력단.
- 박광옥, 유미, & 김종경 (2017). 간호·간병통합서비스를 적용한 병동 간호사의 환자간호 경험. *간호행정학회지*, 23(1), 76-89.
- 박병규, 부은희, 이찬희, 안금희, 윤호숙, 홍나숙, 최은영, 손재이, 박민현, 김정남, 홍정화, & 강민진 (2016). *2016년도 간호·간병통합서비스 사업 영향분석 및 제도발전 방안*. 국민건강보험 일산병원연구소.
- 보건복지부 (2015). 포괄간호서비스 건강보험 적용 첫해에 제공기관 102개로 대폭 늘어. 보건복지부 보도자료(2015.11.05.).
- 보건복지부 (2019). *제1차 국민건강보험 종합계획(2019~2023)*. 세종: 동 기관.
- 신동수, 성명숙, 박상연, & 함옥경 (2012). 간병인의 업무수행과 관리현황에 대한 급성기 병원 간호사의 인식. *한국자료분석학회지*, 14(1), 247-258.
- 신영석, 황도경, 남궁은하, 민인순, 윤석준, & 정형선. (2010). *간병서비스 제도화방안 연구*. 한국보건사회연구원.
- 안형식, 김현경, 안혜영, 김광점, 황나미, 이세영, ... 안치현 (2012). *의료기관 간병서비스의 제도적 수용방안 연구용역*. 고려대학교 의과대학.
- 안형식 (2013). 사적고용 간병의 문제점과 입원 환자에 대한 새로운 간호간병체계 도입의 필요성. *의료정책포럼*, 11(1), 58-62.
- 양봉민, 김진현, 이태진, & 배은영 (2015). *보건경제학*. 서울: 나남출판.
- 유선주, 김진현, 조성현, 최윤경, & 김윤미 (2008). *간호간병 서비스 개선을 위한 시범사업*. 한국보건산업진흥원
- 유선주, & 최윤경 (2013). 보호자 없는 병원 제도화 방안. *한국콘텐츠학회논문지*, 13(6), 370-379.
- 윤영채, & 한해진 (2016). “메르스 발생 1년...면회 가능한가요?”, <데일리메디> 2016.07.12. URL: <http://www.dailymedi.com/detail.php?number=808175>
- 이민경, & 정덕유 (2015). 포괄간호서비스를 제공하는 간호사의 간호업무와 직무 스트레스, 직무만족에 관한 연구. *간호행정학회지*, 21(3), 287-296.
- 정윤식 (2020). “지난해 간호간병통합서비스 병상1만3250개 운영됐다”, <메디칼업저버> 2020.01.02. URL: <https://www.monews.co.kr/news/articleView.html?idxno=207362>
- 최성근 (2019). “명절엔 일당 15만원 줘도 간병인 구하기 힘들어요”, <머니투데이> 2019.02.04. URL: <https://news.mt.co.kr/mtview.php?no=2019020117474933100>
- 최현주, 한아름, 박영미, 이지현, & 태영숙 (2018). 중소종합병원 간호·간병통합서비스 병동 환자의 입원경험. *간호행정학회지*, 24(5), 396-409.

- 황나미, 박현태, & 박영택 (2006a). *의료기관 간병인 실태와 운영방안*. 한국보건사회연구원
- 황나미, 최병호, 박현태, & 김동진 (2006b). *의료기관 간병서비스 사회제도화 방안*. 여성가족부.
- 황나미 (2010). 의료기관 간병서비스 제도화 쟁점분석 과제. *보건복지포럼*, 제170호, 60-71.
- 황나미 (2015). 의료기관 입원서비스 질 보장을 위한 포괄간호서비스 확대 방안. *보건·복지 Issue & Focus*, 286, 1-8.
- Cho, S. H., Kim, Y. S., Yeon, K. N., You, S. J., & Lee, I. D. (2015). Effects of increasing nurse staffing on missed nursing care. *International nursing review*, 62(2), 267-274.
- Drummond, M. F., Sculpher, M. J., Claxton, K., Stoddart, G. L., & Torrance, G. W. (2015). *Methods for the economic evaluation of health care programmes*. Oxford university press.
- Feldstein, P.J. (2012). *Health Care Economics*. Cengage Learning.
- Koh, M. S., Lee, N. S., & Jeong, H. C. (2016). A comparison of the influence of work satisfaction and job stress on the turnover intention of nurses in the general ward and the comprehensive nursing service ward. *Int J Bio Sci Bio Technol*, 8(2), 133-142.
- Posnett, J., & Jan, S. (1996). Indirect cost in economic evaluation: The opportunity cost of unpaid inputs. *Health Economics*, 5(1), 13-23.
- Van den Berg, B., Brouwer, W., Exel, J. V., & Koopmanschap, M. (2005). Economic valuation of informal care: the contingent valuation method applied to informal caregiving. *Health economics*, 14(2), 169-183.
- Van den Berg, B., Brouwer, W., van Exel, J., Koopmanschap, M., van den Bos, G. A., & Rutten, F. (2006). Economic valuation of informal care: lessons from the application of the opportunity costs and proxy good methods. *Social science & medicine*, 62(4), 835-845.





발표 2

자기회귀교차지연모형을 이용한 고령자의  
건강관련 삶의 질과 건강위험행태 간의  
상호적 인과관계에 대한 종단분석  
-EuroQol 5-dimensions의 ceiling effects를 보정하여-

김경범 | 단국대학교



# 자기회귀교차지연모형을 이용한 고령자의 건강관련 삶의 질과 건강위험행태 간의 상호적 인과관계에 대한 종단분석 -EuroQol 5-dimensions의 ceiling effects를 보정하여-

김경범 | 단국대학교

## 요약

이 연구는 일반인구집단에서 건강관련 삶의 질을 측정함에 있어 흔히 발생하는 천장효과를 보정하여 우리나라 고령층의 건강위험행태와 건강관련 삶의 질의 상호인과적 관계를 규명하기 위하여 시도되었다. 이를 위하여 한국의료패널 의료패널조사의 2015년부터 2018년까지의 자료를 이용해 전체 연도에 응답한 3,220명을 선정하여 균형패널을 구축하였고, 건강관련 삶의 질 지표에 대한 로그변환을 포함한 two-part 자기회귀교차지연모형을 통해 분석하였다. 완전건강상태라고 응답한 고령자는 완전건강상태를 유지할 가능성이 높았다. 완전건강상태 및 불완전건강상태인 고령자 모두에서 두 종류의 건강위험행태를 갖는 고령자는 전년도 대비 다음 연도에도 건강위험행태의 개수를 유지하거나 증가시킬 가능성이 높았다. 세 종류 이상의 건강위험행태를 갖는 고령자는 다음 연도에서 건강관련 삶의 질을 더 높게 평가하는 경향이 있었다. 고령자의 건강위험행태와 건강관련 삶의 질 간에는 유의한 상호인과적 관계가 존재함을 확인하였으며, 향후 고령자를 대상으로 한 건강행태 개선을 위한 정책 수립 시 이를 고려할 필요가 있음을 시사한다.

## 1. 서론

한국의 생산연령인구는 2012년을 기점으로 급격히 감소되는 추세인 반면, 고령인구는 지속적으로 증가하는 추세를 보이며 우리나라는 전 세계에서 유례없이 빠른 속도로 고령화가 이루어지고 있다[1]. 급증한 노인인구로 인해 노인의 삶의 질이 한국 사회 전반의 삶의 질에도 큰 영향을 미치고 있으며, 이와 더불어 노인의 내부 다양성 확대에 의해 삶의 질과 관련된 세부적인 연구에 대한 수요도 급증하고 있다[2]. 삶의 질 중에서도 건강관련 삶의 질(health-related quality of life: HRQoL)은 개인의 인지수준과 경험 및 신념 등과 연관되며[3], 개인의 신체적 기능만을 측정하는 것이 아닌 정신적, 사회적 측면을 모두 포함한다[4]. 따라서 건강관련 삶의 질은 증가된 고령인구와 기대수명으로

저자: 김경범(단국대학교 보건학과 박사과정), 장하은(울지대학교 의료경영학과 학사과정), 허민희(단국대학교 보건행정학과 학부대학원연계과정), 송시은(단국대학교 보건행정학과 학부대학원연계과정), 노진원(교신저자, 단국대학교 보건행정학과 부교수)

인해 노년층의 주요 관심사로 부상하였다. 우리나라의 70세 이상 인구의 건강관련 삶의 질은 '08년 0.796, '13년 0.825, '18년 0.867로 지난 10년간 대체로 개선되는 추세를 나타냈다[5]. 이는 노인 복지정책의 추진과 전반적 사회 환경의 개선을 통한 결과인 것으로 사료되나, 최근 3개년도의 건강 관련 삶의 질 향상 추세는 개선이 아닌 대체로 현상을 유지하는 수준으로 보고되었다[6-7].

비만, 흡연, 음주, 과체중, 신체활동 부족과 같은 건강위험행태가 건강관련 삶의 질과 밀접하게 관련되어 있음이 선행 연구를 통해 밝혀진 바 있다. 건강위험행태는 비만, 흡연, 음주, 과체중, 신체활동 부족과 같은 요인을 의미하며 이는 건강관련 삶의 질에 부정적 영향을 미친다[8-12]. 이와 관련된 많은 연구는 생활습관을 건강관련 삶의 질의 영향요인으로 가정하고 노년층을 대상으로 건강위험행태에 따른 건강관련 삶의 질의 변화를 단방향적(unidirectional)으로 분석하였다. 흡연자는 건강관련 삶의 질이 낮게 나타났으며, 특히 타 연령층과 비교했을 때 노년층은 신체적 건강관련 삶의 질이 흡연행태에 따라 큰 차이를 보였다[13, 14]. 음주행태에 따라서는 오히려 음주를 절제하는 것보다 적당량을 소비할수록 건강관련 삶의 질이 높았거나, 월 5회 이상의 음주를 할수록 삶의 질이 높았다는 보고도 있었다[15-17]. 신체활동은 노인의 건강관련 삶의 질의 주요 예측인자인 것으로 나타났다[18]. 높은 체질량 지수는 다양한 만성질환에 위험요인으로 작용하여 노인의 낮은 건강관련 삶의 질과 연관되어 있었으나, 일부 선행연구에서는 정상 체질량지수 범주 집단에 비해 과체중 집단의 정신적 건강관련 삶의 질이 높게 나타나기도 하였다[13, 19]. 이처럼 국내외를 비롯하여 노인을 대상으로 한 건강위험행태와 건강관련 삶의 질 간의 관계에 대한 연구가 다수 이루어졌으나, 대부분이 인과관계를 파악하기 어려운 횡단면적 연구 설계를 채택하였으며, 도출된 근거의 방향 또한 혼재되고 있는 상황이다. 이에 본 연구에서는 국가적 대표성을 가지는 종단패널자료를 이용하여 우리나라 고령층의 건강위험행태와 건강관련 삶의 질 간의 상호인과적 관계를 탐색하고자 한다.

## II. 연구방법

### 1. 자료원

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단에서 제공하는 2015-2018년 한국의료패널 연간 데이터(학술대회용 beta version 1.7)를 활용하였다. 한국의료패널은 종단적 관찰을 통해 국가 보건의료체계의 접근성과 대응성 향상 및 효율화를 위한 기초자료를 제공함을 목표로 한다[20]. 표본의 대표성 유지를 위해 2005년 인구주택총조사 전수자료의 90%를 표본틀로 설정하여 지역별, 동부, 읍면부별 조사구 크기에 따라 계통 추출방식으로 표본 조사구를 추출한 후 표본 조사구 내 표본 가구를 추출하였다. 조사는 컴퓨터를 이용한 대면 면접법인 CAPI(computer-assisted personal interviewing)방식을 이용하였으며, 의료 이용 부문에서는 정보의 오류 및 누락 방지를 위해 가구, 의료기관, 약국으로부터 의료이용에 대한 영수증을 수집하여 자기기입시 발생할 수 있는

회상 비틀림(recall bias)을 보완하였다. 1차 조사인 2008년 응답자는 7,866가구의 24,616명이었으며, 13차 조사인 2018년에는 4,803가구의 12,952명이 응답하였다. 본 연구에서는 2015-2018년도 중 한 번 이상 조사에 참여한 15,521명 중, 조사에 응답하지 않은 연도가 있었던 3,559명, 연구 변수에 결측이 있었던 1,345명, 2015년도 기준 만 65세 미만이었던 7,397명을 제외한 3,220명을 최종 분석 대상으로 설정하였다.

## 2. 변수 정의

### 가. 연구변수

한국의료패널에서는 EuroQol-5 Dimension-3 Level(EQ-5D-3L)을 이용하여 건강관련 삶의 질을 측정하였다. EQ-5D-3L은 현재의 건강 상태를 질문하는 5개의 영역(운동능력, 자기 관리, 일상생활, 통증/불편감, 불안/우울)에 대하여 3개의 수준(문제없음, 다소 문제 있음, 심각한 문제 있음)으로 건강관련 삶의 질 수준을 측정한다. 즉 EQ-5D-3L은 건강관련 삶의 질을 11111(모든 영역에서 문제없음)에서 33333(모든 영역에서 심각한 문제 있음)까지의 5자리 숫자로 기술할 수 있다. 그러나 EQ-5D-3L은 측정가능한 건강상태가 243단계(35)로 한정되어 이를 일반인구집단에 적용했을 때 모든 영역에서 문제없음(full-health state)을 보고하는 천장효과(ceiling effect)로 인해 건강상태의 적절한 분류가 어렵다는 한계가 지적된 바 있다[21]. 이에 천장효과를 보정하기 위한 방안으로 ordinary least squares 회귀모형, 중도절단최소절대편차(censored least absolute deviations: CLAD) 모형, two-part 모형(two-part model: TPM), 로그변환을 포함한 two-part 모형(TPM with a log-transformed EQ-5D index: TPM-L) 등이 제안되었다[22]. 모형 간 성능평가를 수행한 선행 연구에 의하면 타 모형에 비해 TPM-L의 천장효과 보정이 비교적 우수한 것으로 보고되었으며[23], 본 연구에서도 천장효과를 보정하기 위하여 TPM-L을 분석모형에 활용하였다. 조사된 EQ-5D-3L은 남해성 등이 개발한 시간교환법(time trade-off)을 사용하여 한국인에 맞게 개발된 질 가중치 예측 공식을 통해 도출한 효용값(utility index)으로 변환하여 분석에 사용하였다[24].

건강위험행태는 흡연, 음주, 중등도 신체활동 실천여부, 정상범위 외의 체질량지수 여부의 합계를 이용하여 산출하였다[25]. 흡연은 ‘현재 매일 피움’, ‘가끔 피움’, ‘과거에는 피웠으나 현재 피우지 않음’, ‘피운 적 없음’으로 측정되었으며 흡연여부에 따라 ‘현재흡연’, ‘과거/비흡연’으로 구분하였다. 음주는 ‘평생 마시지 않음’, ‘최근 1년간 금주’, ‘월 1회 미만’, ‘월 1회’, ‘월 2~3회’, ‘주 1회’, ‘주 2~3회’, ‘거의 매일음주’로 측정되었으며 음주여부에 따라 ‘최소 월 1회 이상’, ‘그 외’로 범주화하였다. 신체활동의 유무는 ‘지난 일주일동안 평소보다 숨이 조금 가쁘고 심장박동이 조금 증가하는 중간 정도의 신체활동을 10분 이상 한 날은 며칠입니까?’의 질문에 대하여 일 단위로 측정되었으며, 주 1일 이상 여부로 구분하였다. 체질량 지수는 신장(cm)변수와 체중(kg)을 이용하여 산출하였으며 ‘정상 범위’ (18.5-24.9 kg/m<sup>2</sup>) 및 ‘정상 외 범위’로 구분하였다.

## 나. 통제변수

통제변수로 성별, 연령, 교육수준, 가구소득, 동반상병을 포함하였다. 연령은 연속형 변수로 출생 연도를 이용하여 산출하였다. 성별은 '남', '여'로 구분된다. 교육수준은 '초등학교 졸업 이하', '중학교 및 고등학교 졸업', '전문대 졸업 이상'으로 범주화 하였다. 가구소득은 가구원수에 따른 가중치가 적용된 총 가구소득을 5분위로 구분하였다. 동반질환의 보정을 위해 Charlson 동반질환지수(Charlson Comorbidity Index, CCI)를 사용하였다. 1984년에 개발된 CCI의 원형은 1년 내 사망률(1-year mortality)에 대한 상대적 위험도에 따라 선정된 19개 질환에 가중치를 부여하고, 이 합계를 통해 동반질환의 중증도를 측정한다[26]. 이후 Quan이 만성질환 관리 및 치료와 의술의 향상을 고려하여 대상 질환을 12개로 조정하고, 의무기록자료에 기반하여 개발된 초기의 CCI를 ICD-10(International Classification of Diseases, 10th Revision) 기반으로 전환한 가중치와 알고리즘을 제시하였다[27][표 1]. 본 연구에서는 과거 1년간 관리를 위해 병의원을 방문한 만성질환의 질병력을 대상으로 Quan의 ICD-10 전환 알고리즘에 따른 CCI를 산출하여 분석에 활용하였다.

[표 1] Charlson Comorbidity Index, ICD-10 codes

Comorbidity	ICD-10 Codes	Weights	
		Charlson	Updated
Myocardial infarction	I21.x, I22.x, I25.2	1	0
Congestive heart failure	I09.9, I11.0, I13.0, I13.2, I25.5, I42.0, I42.5 - I42.9, I43.x, I50.x, P29.0	1	2
Peripheral vascular disease	I70.x, I71.x, I73.1, I73.8, I73.9, I77.1, I79.0, I79.2, K55.1, K55.8, K55.9, Z95.8, Z95.9	1	0
Cerebrovascular disease	G45.x, G46.x, H34.0, I60.x - I69.x	1	0
Dementia	F00.x - F03.x, F05.1, G30.x, G31.1	1	2
Chronic pulmonary disease	I27.8, I27.9, J40.x - J47.x, J60.x - J67.x, J68.4, J70.1, J70.3	1	1
Rheumatic disease	M05.x, M06.x, M31.5, M32.x - M34.x, M35.1, M35.3, M36.0	1	1
Peptic ulcer disease	K25.x - K28.x	1	0
Mild liver disease	B18.x, K70.0 - K70.3, K70.9, K71.3 - K71.5, K71.7, K73.x, K74.x, K76.0, K76.2 - K76.4, K76.8, K76.9, Z94.4	1	2
Diabetes without chronic complication	E10.0, E10.1, E10.6, E10.8, E10.9, E11.0, E11.1, E11.6, E11.8, E11.9, E12.0, E12.1, E12.6, E12.8, E12.9, E13.0, E13.1, E13.6, E13.8, E13.9, E14.0, E14.1, E14.6, E14.8, E14.9	2	0
Diabetes with chronic complication	E10.2 - E10.5, E10.7, E11.2 - E11.5, E11.7, E12.2 - E12.5, E12.7, E13.2 - E13.5, E13.7, E14.2 - E14.5, E14.7	2	1
Hemiplegia or paraplegia	G04.1, G11.4, G80.1, G80.2, G81.x, G82.x,	2	2

Comorbidity	ICD-10 Codes	Weights	
		Charlson	Updated
	G83.0 - G83.4, G83.9		
Renal disease	I12.0, I13.1, N03.2 - N03.7, N05.2 - N05.7, N18.x, N19.x, N25.0, Z49.0 - Z49.2, Z94.0, Z99.2	2	1
Any malignancy, including lymphoma and leukaemia, except malignant neoplasm of skin	C00.x - C26.x, C30.x - C34.x, C37.x - C41.x, C43.x, C45.x - C58.x, C60.x - C76.x, C81.x - C85.x, C88.x, C90.x - C97.x	2	2
Moderate or severe liver disease	I85.0, I85.9, I86.4, I98.2, K70.4, K71.1, K72.1, K72.9, K76.5, K76.6, K76.7	3	4
Metastatic solid tumour	C77.x - C80.x	6	6
AIDS/HIV	B20.x - B22.x, B24.x	6	4

ICD-10: International Classification of Diseases, 10th Revision

### 3. 분석 방법

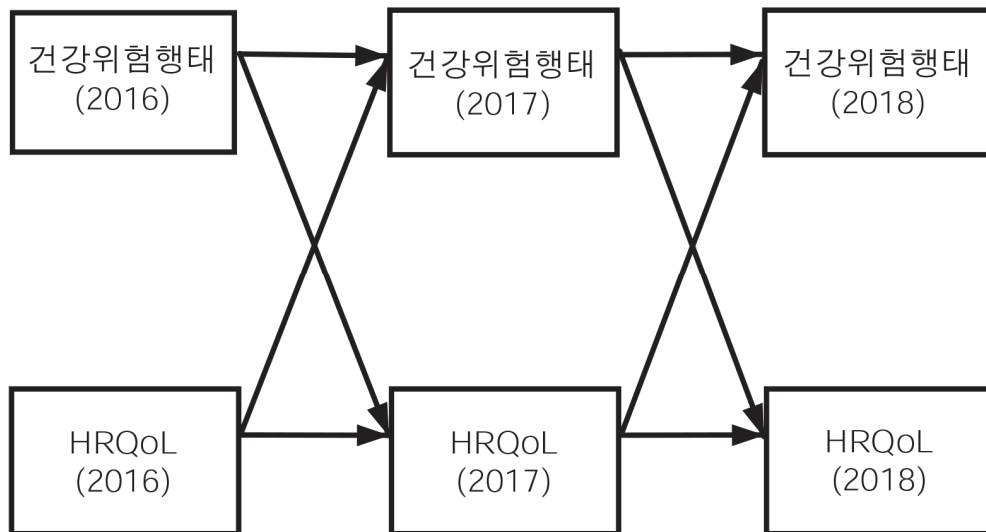
2015년을 기준으로 한 연구대상자의 기저특성을 건강위험행태 및 건강관련 삶의 질에 따라 기술하였다. 연속형 변수는 정규분포를 따르지 않아 중위수와 사분위범위를, 명목형 변수에 대하여 빈도와 백분율을 각각 기술통계량으로 제시하였다. 연구대상자의 건강위험행태 특성에 따른 기저특성의 분포에 차이가 있는지를 검정하기 위하여 연속형 변수에 대하여 Kruskal-Wallis equality-of-populations rank test를, 명목형 변수에 대하여 Pearson's chi-squared test를 각각 수행하였다.

건강관련 삶의 질 특성에 따른 기저특성의 분포에 차이가 있는지를 살펴봄에 있어 EQ-5D index의 천장효과를 고려하기 위하여 연구대상자를 완전건강상태(full-health state: EQ-5D index=1)와 불완전건강상태(non-full health state: EQ-5D index<1)로 구분하였다. 각 기저특성별 EQ-5D index의 천장효과 수준을 나타내기 위하여 완전건강상태를 보고한 대상자 수 및 비율을 제시하였다 [23]. 불완전건강상태를 보고한 연구대상자의 기저특성별로 EQ-5D index의 분포에 차이가 있는지를 검정하기 위하여 두 범주로 구분되는 변수에 대하여 Wilcoxon rank-sum test를, 세 범주 이상으로 구분되는 변수에 대하여 Kruskal-Wallis equality-of-populations rank test를 연속형 변수에 대하여 Spearman's rank correlation test를 각각 수행하였다. 완전건강상태를 보고한 연구대상자의 기저특성별로 완전건강상태 여부에 대한 분포의 차이를 Wilcoxon rank-sum test 및 Pearson's chi-squared test를 통해 검정하였다.

고령자의 건강관련 삶의 질과 건강위험행태 간의 상호적 인과관계를 검정하기 위하여 자기회귀교차지연모형(autoregressive cross-lagged model: ACLM)을 구축하였다(그림 1). TPM-L 방법에 따라, 건강위험행태의 수와 건강관련 삶의 질 간의 관계를 살펴보기 위한 모형을 two-part로 구성하

였다. 건강위험행위는 개수의 증가에 따른 proportional odds의 가정[28]을 할 수 없으므로 다항 로지스틱 회귀모형을, 완전건강상태 여부에 대해서는 이항 로지스틱 회귀모형을, 불완전건강상태인 대상자의 EQ-5D index에 대해서는 log-log 회귀모형을 각각 적합할 필요가 있다. 그러나 통상적인 SEM(Structural Equation Modeling)은 선형 모형만을 허용하므로 이러한 제한을 극복하기 위하여 GSEM(Generalized Structural Equation Modeling)을 이용하여 분석을 수행하였다. 모형 적합 시 cluster-robust standard error를 산출하여 표준오차가 이분산성에 대하여 강건하고 반복 측정이 이루어지는 패널자료의 특성을 반영할 수 있도록 하였다[29]. 모든 통계적 처리는 Stata/MP 16.1(StataCorp, College Station, TX, USA)을 사용하였으며, 유의수준은 양측 5%로 설정하였다.

[그림 1] Overall structure of the autoregressive cross-lagged panel model



### III. 연구결과

#### 1. 연구대상자의 기저특성

##### 가. 건강위험행태

연구대상자의 건강위험행태 수에 따른 기저특성은 [표 2]와 같다. 총 3,220명 중 남성에 비해 여성이 1,927명(59.8%)으로 보다 많았다. 가구소득은 1분위가 1,137명으로 가장 많았으며(40.9%), 교육수준에 따라서는 초졸이하 1,745명(54.2%), 중/고졸 1,204명(37.4%), 대졸이하 271명(8.4%) 순으로 나타났다. 동반상병에 따라서는 둘 이상에 비해 하나 이하인 사람(2,823명, 87.7%)이 더 많았다. 흡연자에 비해 비흡연자(2,905명, 90.2%)가 대부분이었고, 음주자에 비해 비음주자가(2,191명, 68.0%)가 더 많았다. 체질량지수에 따라서는 정상 외 범위에 비해 정상 범위에 해당하는(2,165명,



67.2%)경우가 더 많았다. 주 1회 이상 중등도 신체활동 실천 여부에 따라서는 실천하는 경우에 비해 실천하지 않는 응답자(2,302명, 71.5%)가 더 많았다. 건강관련 삶의 질에 따라서는 완전건강상태에 비해 불완전건강상태를 보고한 응답자(1,967명, 61.1%)가 더 많았다. 건강위험행태 수에 따라서는 살펴보면 1개 이하(1,754명, 54.5%), 2개(1,151명, 35.7%), 3개 이상(315명, 9.8%) 순으로 나타났다. 건강위험행태 수의 분포는 연령, 성별, 교육수준, 흡연, 음주, 체질량지수, 신체활동, 건강관련 삶의 질에 따라 유의한 차이를 나타냈다( $p < 0.05$ ).

**[표 2] Baseline characteristics of study participants by risky lifestyles**

Variable	Risky lifestyle						Total		p-value	test statistic
	≤1		2		≥3		(N=3,220)			
	(N=1,754)		(N=1,151)		(N=315)		(N=3,220)			
Age* (min=65; max=96)	73.0	8.0	74.0	9.0	72.0	8.0	73.0	9.0	0.007	10.0
Sex									<0.001	179.0
Male	552	31.5	523	45.4	218	69.2	1,293	40.2		
Female	1,202	68.5	628	54.6	97	30.8	1,927	59.8		
Household income									0.390	8.5
1 <sup>st</sup> quintile	734	41.8	469	40.7	114	36.2	1,317	40.9		
2 <sup>nd</sup> quintile	476	27.1	307	26.7	91	28.9	874	27.1		
3 <sup>rd</sup> quintile	245	14.0	169	14.7	54	17.1	468	14.5		
4 <sup>th</sup> quintile	197	11.2	120	10.4	32	10.2	349	10.8		
5 <sup>th</sup> quintile	102	5.8	86	7.5	24	7.6	212	6.6		
Education level									0.001	17.9
Elementary graduate or below	974	55.5	635	55.2	136	43.2	1,745	54.2		
(junior) high school graduate	639	36.4	416	36.1	149	47.3	1,204	37.4		
College graduate or above	141	8.0	100	8.7	30	9.5	271	8.4		
Comorbidity									0.575	1.1
≤1	1,544	88.0	1,000	86.9	279	88.6	2,823	87.7		
≥2	210	12.0	151	13.1	36	11.4	397	12.3		
Smoking									<0.001	620.8
No	1,727	98.5	1,009	87.7	169	53.7	2,905	90.2		
Yes	27	1.5	142	12.3	146	46.3	315	9.8		
Alcohol consumption									<0.001	959.1
No	1,543	88.0	626	54.4	22	7.0	2,191	68.0		
Yes	211	12.0	525	45.6	293	93.0	1,029	32.0		
BMI									<0.001	959.4
Normal range	1,582	90.2	503	43.7	80	25.4	2,165	67.2		
Non-normal range	172	9.8	648	56.3	235	74.6	1,055	32.8		
Physical activity									<0.001	372.9
Active	742	42.3	164	14.2	12	3.8	918	28.5		
Inactive	1,012	57.7	987	85.8	303	96.2	2,302	71.5		
HRQoL									0.004	10.9
Non-Full health	1,078	61.5	723	62.8	166	52.7	1,967	61.1		
Full health	676	38.5	428	37.2	149	47.3	1,253	38.9		

\*Presented as median and interquartile range

BMI: Body Mass Index, HRQoL: Health Related Quality of Life

## 나. 건강관련 삶의 질

연구대상자의 건강관련 삶의 질에 따른 기저특성은 [표 3]과 같다. 건강관련 삶의 질을 불완전건강 상태로 평가한 연구대상자의 EQ-5D index는 연령, 성별, 가구소득, 교육수준, 동반상병, 음주, 신체활동에 따라 통계적으로 유의한 차이를 나타냈다( $p < 0.01$ ). 남성( $0.870 \pm 0.147$ ), 가구소득 3분위( $0.870 \pm 0.147$ ), 대졸 이상의 교육수준( $0.885 \pm 0.108$ ), 음주자( $0.870 \pm 0.147$ ), 주 1회 이상 중등도 신체활동을 실천하는 경우( $0.870 \pm 0.139$ ) 다른 범주에 비해 EQ-5D index가 가장 높았으며, 동반상병에 따라서는 EQ-5D index 중위수는 동일하였으나 하나 이하를 보유하는 경우의 사분위범위가 보다 좁았다. 연구대상자의 건강관련 삶의 질의 완전건강상태 여부는 연령, 성별, 가구소득, 교육수준, 동반상병, 흡연, 음주, 체질량지수, 신체활동, 건강위험행태에 따라 유의한 분포 차이를 보였다( $p < 0.01$ ). 천장효과는 비교적 높은 사회경제적 수준 특성 나타내는 가구소득 5분위(62.3%), 대졸 이상의 교육수준(67.5%)에서 특히 높았으며, 연구대상자 전반에 대하여 약 38.9% 수준으로 나타났다.

[표 3] Baseline characteristics of study participants by health related quality of life

Variable	HRQoL (EQ-5D-3L utility index)							
	Non-Full health state				Full-health state/Ceiling effect			
	Median	IQR	p-value	test statistic	N	%	p-value	test statistic
Age* (min=65; max=96)	74	9	<0.001	-0.2	71	7	<0.001	11.4
Sex								
Male	0.870	0.147	<0.001	6.4	698	54.0	<0.001	206.4
Female	0.817	0.190			555	28.8		
Household income								
1 <sup>st</sup> quintile	0.817	0.190	<0.001	43.1	391	29.7	<0.001	116.9
2 <sup>nd</sup> quintile	0.854	0.147			349	39.9		
3 <sup>rd</sup> quintile	0.870	0.147			215	45.9		
4 <sup>th</sup> quintile	0.854	0.139			166	47.6		
5 <sup>th</sup> quintile	0.862	0.147			132	62.3		
Education level								
Elementary graduate or below	0.817	0.190	<0.001	48.4	487	27.9	<0.001	228.0
(junior) high school graduate	0.870	0.140			583	48.4		
College graduate or above	0.885	0.108			183	67.5		
Comorbidity								
≤1	0.817	0.147	0.001	3.4	1,129	40.0	0.001	11.2
≥2	0.817	0.187			124	31.2		
Smoking								
No	0.817	0.164	0.072	-1.8	1,099	37.8	<0.001	14.6
Yes	0.870	0.147			154	48.9		
Alcohol Consumption								
No	0.817	0.190	<0.001	-5.0	744	34.0	<0.001	70.8
Yes	0.870	0.147			509	49.5		
BMI								
Normal range	0.819	0.156	0.223	1.2	887	41.0	0.001	11.8
Non-normal range	0.817	0.190			366	34.7		

Variable	HRQoL (EQ-5D-3L utility index)							
	Non-Full health state				Full-health state/Ceiling effect			
	Median	IQR	p-value	test statistic	N	%	p-value	test statistic
Physical Activity								
Active	0.870	0.139	<0.001	7.0	428	46.6	<0.001	32.1
Inactive	0.817	0.190			825	35.8		
Risky lifestyle								
≤1	0.817	0.147	0.574	1.1	676	54.0	0.004	10.9
2	0.817	0.190			428	34.2		
≥3	0.839	0.147			149	11.9		
Total	0.817	0.164	N/A		1,253	38.9	N/A	

\*Presented as median and interquartile range of age

HRQoL: Health Related Quality of Life, BMI: Body Mass Index, EQ-5D-3L: EuroQol-5 Dimension-3 Level, IQR: interquartile range, N/A: not applicable

## 2. 고령자의 건강위험행태와 건강관련 삶의 질 간의 상호적 인과관계

### 가. 건강위험행태

완전건강상태였던 응답자 중 2016년에 한 가지 이하의 건강위험행태를 가졌던 응답자에 비해 두 가지를 가졌던 응답자는 2017년에도 두 가지 건강위험행태를 유지할 가능성이 높았으며 (RRR=5.460, 95% CI=4.620 to 6.454), 세 가지 이상의 건강위험행태를 가질 가능성은 더 높았다 (RRR=11.096, 95% CI=7.519 to 16.377). 한편 세 가지 이상의 건강위험행태를 가졌던 응답자는 2017년에 두 가지 건강위험행태를 가질 가능성도 높았으며(RRR=11.705, 95% CI=7.703 to 17.784), 세 가지 이상의 건강위험행태를 유지할 가능성은 더 높게 나타났다(RRR=188.497, 95% CI=112.979 to 314.493). 2017년에 한 가지 이하의 건강위험행태를 가졌던 응답자에 비해 두 가지를 가졌던 응답자는 2018년에도 두 가지 건강위험행태를 유지할 가능성이 높았으며(RRR=6.708, 95% CI=4.481 to 6.925), 세 가지 이상의 건강위험행태를 가질 가능성은 더 높은 것으로 나타났다 (RRR=13.234, 95% CI=5.081 to 14.678). 한편 세 가지 이상의 건강위험행태를 가졌던 응답자는 2018년에 두 가지 건강위험행태를 가질 가능성도 높았으며(RRR=10.969, 95% CI=5.586 to 15.959), 세 가지 이상의 건강위험행태를 유지할 가능성은 더 높게 나타났다(RRR=183.465, 95% CI=90.277 to 334.880).

완전건강상태가 아니었던 응답자 중 2016년에 한 가지 이하의 건강위험행태를 가졌던 응답자에 비해 두 가지를 가졌던 응답자는 2017년에도 두 가지 건강위험행태를 유지할 가능성이 높았으며 (RRR=5.571, 95% CI=5.654 to 7.959), 세 가지 이상의 건강위험행태를 가질 가능성은 더 높았다 (RRR=8.636, 95% CI=9.068 to 19.315). 한편 세 가지 이상의 건강위험행태를 가졌던 응답자는 2017년에 두 가지 건강위험행태를 가질 가능성도 높았으며(RRR=9.442, 95% CI=7.093 to 16.963), 세 가지 이상의 건강위험행태를 유지할 가능성은 더 높게 나타났다(RRR=173.873, 95%

CI=109.569 to 307.198). 2016년 EQ-5D index가 증가하는 경우 2017년에 한 가지 이하의 건강 위험행태를 가졌던 경우에 비해 세 가지 이상의 건강위험행태를 가질 가능성이 더 높은 것으로 나타났다(매 2.72배의 EQ-5D index 증가 당 RRR=5.459, 95% CI=1.112 to 26.793). 2017년에 한 가지 이하의 건강위험행태를 가졌던 응답자에 비해 두 가지를 가졌던 응답자는 2018년에도 두 가지 건강위험행태를 유지할 가능성이 높았으며(RRR=7.015, 95% CI=5.625 to 8.747), 세 가지 이상의 건강위험행태를 가질 가능성은 더 높았다(RRR=14.249, 95% CI=8.149 to 24.912). 한편 세 가지 이상의 건강위험행태를 가졌던 응답자는 2018년에 두 가지 건강위험행태를 가질 가능성도 높았으며(RRR=9.648, 95% CI=5.523 to 16.852), 세 가지 이상의 건강위험행태를 유지할 가능성은 더 높게 나타났다(RRR=225.758, 95% CI=112.105 454.633)[표 4].

**[표 4] Summary of two-part autoregressive cross-lagged panel model: risky lifestyles**

Variable	Part I: Likelihood of reporting full health state					Part II: utility index of reporting non-full health state				
	RRR	Robust SE	p-value	95% CI		RRR	Robust SE	p-value	95% CI	
<b>Risky lifestyle (2017)</b>										
2 vs. ≤1 risky lifestyle										
≤1	ref									
2	5.460	0.085	<0.001	4.620	6.454	5.571	0.111	<0.001	5.654	7.959
≥3	11.705	0.213	<0.001	7.703	17.784	8.636	0.271	<0.001	9.068	19.315
HRQoL*	0.962	0.084	0.644	0.817	1.134	1.446	0.449	0.411	0.788	1.104
≥3 vs. ≤1 risky lifestyle										
≤1	ref									
2	11.096	0.199	<0.001	7.519	16.377	9.442	0.268	<0.001	7.093	16.963
≥3	188.497	0.261	<0.001	112.979	314.493	173.873	0.334	<0.001	109.569	307.198
HRQoL*	1.152	0.147	0.334	0.864	1.536	5.459	0.812	0.037	1.112	26.793
<b>Risky lifestyle (2018)</b>										
2 vs. ≤1 risky lifestyle										
≤1	ref									
2	6.708	0.087	<0.001	4.481	6.925	7.015	0.113	<0.001	5.625	8.747
≥3	13.234	0.193	<0.001	5.081	14.678	14.249	0.285	<0.001	8.149	24.912
HRQoL*	0.933	0.086	0.418	0.600	3.487	1.696	0.392	0.178	0.787	3.654
≥3 vs. ≤1 risky lifestyle										
≤1	ref									
2	10.969	0.222	<0.001	5.586	15.959	9.648	0.285	<0.001	5.523	16.852
≥3	183.465	0.263	<0.001	90.277	334.880	225.758	0.357	<0.001	112.105	454.633
HRQoL*	0.885	0.158	0.440	1.112	26.793	1.320	0.817	0.734	0.266	6.543

Note: Model parameters were adjusted for age, sex, education level, comorbidity, and household income at baseline.

RRR: relative risk ratio, SE: standard error, CI: confidence interval, EQ-5D-3L: EuroQol-5 Dimension-3 Level, HRQoL: health-related quality of life, ref: reference

\* Part I: binary variable indicating whether or not the respondent in full health state, Part II: log-transformed EQ-5D-3L utility index

### 나. 건강관련 삶의 질

2016년에 완전건강상태가 아니라고 응답했던 사람에 비해 완전건강상태였던 응답자가, 2017년에도 완전건강상태일 교차비가 5.094배( $p < 0.001$ , 95% CI=4.373 to 5.933)로 나타났다. 2017년에 완전건강상태가 아니라고 응답했던 사람에 비해 완전건강상태였던 응답자가, 2018년에도 완전건강상태일 교차비가 5.278배( $p < 0.001$ , 95% CI=1.670 to 2.120)로 나타났다. 2016년에 완전건강상태가 아니었던 응답자의 건강위험행태 수가 1개 이하 대비 3개 이상 변화하면, 2017년 EQ-5D index가 2.5%( $p = 0.025$ , 95% CI=0.003 to 0.046) 높아지는 것으로 나타났다. 2016년에 완전건강상태가 아니었던 응답자의 EQ-5D index가 1% 높아질 때마다 2017년 EQ-5D index가 0.632%( $p < 0.001$ , 95% CI=0.513 to 0.752) 증가하였다. 2017년에 완전건강상태가 아니었던 응답자의 EQ-5D index가 1% 높아질 때마다 2018년 EQ-5D index가 0.651%( $p < 0.001$ , 95% CI=0.548 to 0.755) 높아지는 것으로 나타났다[표 5].

**[표 5] Summary of two-part autoregressive cross-lagged panel model: health related quality of life**

Variable	Part I: Likelihood of reporting full health state					Part II: utility index of reporting non-full health state				
	OR	Robust SE	p-value	95% CI		Coefficient	Robust SE	p-value	95% CI	
<b>HRQoL (2017)</b>										
Risky lifestyle										
≤1	ref					ref				
2	1.004	0.083	0.966	0.853	1.180	-0.007	0.009	0.404	-0.024	0.010
≥3	0.914	0.139	0.521	0.696	1.202	0.025	0.011	0.025	0.003	0.046
HRQoL*	5.094	0.078	<0.001	4.373	5.933	0.632	0.061	<0.001	0.513	0.752
<b>HRQoL (2018)</b>										
Risky lifestyle										
≤1	ref					ref				
2	0.932	0.084	0.403	0.976	1.010	-0.017	0.009	0.067	-0.036	0.001
≥3	1.109	0.137	0.452	1.003	1.047	-0.006	0.017	0.733	-0.039	0.027
HRQoL*	5.278	0.079	<0.001	1.670	2.120	0.651	0.053	<0.001	0.548	0.755

Note: Model parameters were adjusted for age, sex, education level, comorbidity, and household income at baseline.

OR: odds ratio, SE: standard error, CI: confidence interval, EQ-5D-3L: EuroQol-5 Dimension-3 Level, HRQoL: health-related quality of life, ref: reference

\* Part I: binary variable indicating whether or not the respondent in full health state, Part II: log-transformed EQ-5D-3L utility index

## IV. 결론 및 고찰

본 연구는 2015-2018년 한국의료패널 연간 데이터를 이용하여 건강관련 삶의 질과 건강위험행태 간의 상호적 인과관계에 관해 분석하였다. 특히 건강관련 삶의 질 수준의 유지 여부와 건강위험행태의 수가 어떠한 양상으로 변화되는지를 중점적으로 분석하고자 하였다. 분석 결과, 완전건강상태라고 응답한 고령자는 3개년도 모두에서 완전건강상태를 유지할 가능성이 높았다. 완전건강상태 및 불완전건강상태인 고령자 모두에서 두 종류의 건강위험행태를 갖는 고령자는 전년도 대비 다음 연도에도 건강위험행태의 개수를 유지하거나 증가시킬 가능성이 높았다. 세 종류 이상의 건강위험행태를 갖는 고령자는 다음 연도에서 건강관련 삶의 질을 더 높게 평가하는 경향이 있었다.

건강관련 삶의 질을 불완전건강상태로 평가한 고령자에 비해 완전건강상태로 평가한 고령자는 3개 년도에 걸쳐 동일한 건강관련 삶의 질을 유지할 가능성이 유의하게 높았다. 이는 타 연령대와 대비되는 고령인구만의 특성을 통해 이해될 수 있다. 고령자는 자신의 건강관련 삶의 질에 대해 긍정적으로 인식하기 때문에 건강, 소득, 관계 등에서의 변화에도 불구하고 삶의 질을 유지하거나 높아지는 이른바 'paradox of well-being' 현상이 발생하는 것으로 알려져 있다[30]. 또한 미국 인구 대규모 표본을 대상으로 분석한 선행연구에 따르면, 삶의 질 수준은 연령에 따라 U자형(U-shape) 분포를 갖는 것으로 보고되었다. 이러한 현상은 고령일수록 죽음과 가까워 자신의 삶이 제한적이라고 인식함에 따라 사회적 관계와 감정을 긍정적으로 개선하고, 더 만족스럽고자 하는 동기 때문일 수 있다. 한편, 이는 노년층이 고령화 과정에서 벗어나고자 노력하는 것으로, 부정적으로 인식되는 노화로 인한 신체적 변화와 자아에 연속성과 일관성을 부여하는 역할을 의미하는 'ageless self'로 인한 결과로도 부분적으로 설명될 수 있다[31].

한 종류 이하에 비해 두 종류의 건강위험행태를 갖는 고령자는 전년도 대비 다음 연도에도 건강위험행태의 개수를 유지하거나 증가시킬 가능성이 유의하게 높았으며, 이는 완전건강상태 및 불완전건강상태 고령자 모두에 해당하였다. 이러한 결과는 한 종류 이상의 건강위험행태가 병행될 경우 군집 현상이 발생함에 따라 건강위험행태의 개수가 유지되거나 더 증가할 수 있다는 선행 연구 결과와 일치한다[32, 33]. 건강위험행태를 갖는 개인은 다른 건강위험행태에 대하여 더 취약하며, 건강위험행태 간에는 서로 강한 연관성이 있어 동시발생(co-occurrence)하는 경향이 있는 것으로 알려져 있다[34]. 선행 연구에서도 흡연자는 적은 신체활동과 과음의 빈도가 높게 나타났으며, 특히 음주와 흡연 간에 강한 연관성을 나타냄을 보고한 바 있다[35].

한 종류 이하에 비해 세 종류 이상의 건강위험행태를 갖는 고령자는 전년도 대비 다음 연도에서 건강관련 삶의 질을 유의하게 더 높게 평가하였다. 한 종류 이하에 비해 두 종류의 건강위험행태를 갖는 경우에는 통계적으로 유의한 차이는 나타나지 않았으나, 세 종류 이상의 건강위험행태를 갖는 경우와 동일한 방향성이 관찰되었다. 흡연 및 음주는 스트레스 해소를 위해 시도되거나, 사회적 결속과 친밀감의 표현 수단(social smoking/drinking)으로 흔히 이용됨에 따라 심리적 안정 요인으로 작용할 수 있다[36, 37]. 이는 사회참여와 사회적 관계만족도 등의 사회자본 요인이 높을수록 건강관련

삶의 질 또한 좋게 인식된다는 기존 연구와도 유사한 맥락으로 이해될 수 있다[30, 38]. 즉, 건강위험행태를 통해 발생된 타인과의 신뢰관계 등이 건강관련 삶의 질에 긍정적 영향을 미치게 됨에 따라 스스로의 건강상태를 좋게 여기게 되는 것이다. 이러한 결과는 정상체중보다 과체중에 해당하는 사람의 정신부문 또는 전반적인 건강관련 삶의 질이 높다고 보고한 선행 연구 및 일정 수준의 음주와 흡연을 하는 사람의 건강관련 삶의 질이 건강위험행태를 더 적게 하는 사람에 비해 오히려 높았다는 선행 연구와도 유사하다[15-17, 39, 40]. 이는 특히 한국사회가 노인의 음주 또는 흡연에 관하여 타 연령층에 비해 관대하게 받아들이는 경향이 있음과 건강관리 전문가조차 적극적 대응책을 마련하지 못하는 상황을 고려하였을 때 더욱 설득력을 갖는다[41].

본 연구는 횡단면적 연관성 또는 단방향성 관계를 분석한 기존의 연구에서 나아가, 국가적 대표성을 갖는 종단패널자료의 특징점을 살린 ACLM을 통해 건강관련 삶의 질과 건강위험행태 간의 time-varying unit effect 및 reciprocal relationship을 고려한 인과성 검증을 수행하였다. 특히 EQ-5D-3L 도구를 이용해서 일반인구집단의 HRQoL을 기술할 때 발생하는 문제로 알려진 천장효과를 TPM-L 방법을 이용해 보정하고자 하였으며, 완전건강상태 여부와 같은 비선형자료를 다룰 수 있는 GSEM을 통해 종단분석으로 확장 적용하여 선행 연구의 한계점을 보완하였다는 점에 의의가 있다.

본 연구의 제한점을 토대로 후속 연구에 대하여 다음과 같이 제언하고자 한다. 첫째, 4개 유형의 건강위험행태를 여부에 따라 계수 합산하여 모형에 투입하였기 때문에 건강위험행태별 영향을 파악하기 어려웠다. 또한 time point별로 동일한 건강위험행태 수가 유지되었지만 세부적인 건강위험행태 구성의 조합이 달라지는 경우가 모형에 반영되지 못하였다. 따라서 향후 각 건강위험행태별 효과를 파악함과 동시에 양-반응(dose-response) 관계를 고려한 후속 연구가 필요할 것으로 보인다. 둘째, 자료의 특성상 discrete-time 모형을 적합하였기 때문에 측정간격이 변화하면 결과가 영향을 받을 수 있다. 향후 관찰 간격과 같은 time-varying lag을 모형에 포함할 수 있는 continuous time modeling 등의 고려가 필요할 것이다[42]. 셋째, EQ-5D-3L을 이용한 HRQoL 측정 시 관찰되는 문제로 알려진 천장효과를 고려한 분석을 수행하였으나, TPM-L 방법을 이용해 이를 보정한 후에도 완전건강상태를 보고한 대상자들의 실제 HRQoL 수준이 여전히 동질하지 않을 가능성을 배제할 수 없었다. EQ-5D-3L의 HRQoL 측정 세분화 수준은 243 단계로, 다른 HRQoL 측정도구에 비해 비교적 적은 수준이다[43]. 따라서 향후 SF-6D(Short-Form Six-Dimension: 18,000단계) 또는 HUI-3(Health Utilities Index Mark 3: 972,000단계)와 같은 보다 세분화된 측정이 가능한 도구 활용을 통해 천장효과를 최소화하고 보다 응답자의 실제에 가까운 HRQoL 수준을 측정 및 반영하는 후속 연구가 필요할 것이다. 마지막으로, 성별, 연령, 소득 및 교육수준 등을 통제하여 분석을 수행하였으나 이 외에도 건강위험행태 및 HRQoL와 잠재적으로 연관된 다른 요인들이 존재할 것으로 사료된다. 또한 연구변수 가용범위의 제한으로 인해 3개 년도만을 이용하여 종단분석을 수행하였으나 상호인과를 관찰하기에 충분한 기간이 확보되지 못하였을 수 있다. 향후 보다 광범위한 영향요인에 대한 탐색과 함께 장기 종단적인 후속 연구가 이루어져야 할 것이다.

## 참고문헌

1. 통계청. (2019). 2019년 장애인구특별추계를 반영한 세계와 한국의 인구현황 및 전망.
2. 정경희, 오영희, 황남희, 오미애, 이선희, & 김정석. (2017). 노인의 삶의 질 지수 개발. 한국보건사회연구원.
3. 배상열, 고대식, 노지숙, 이병훈, 박형수, & 박종. (2010). 한국 노인의 신체활동과 건강관련 삶의 질의 관계. 한국콘텐츠학회논문지, 10(10), 255-266.
4. Willi Horner-Johnson, PhD. Et al., Developing Summary Scores of Health-Related Quality of Life for a Population-Based Survey, 2009
5. 통계청. (2020). 건강관련 삶의 질(EQ-5D) 지수. [https://gsis.kwdi.re.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=338&tblId=DT\\_LCD\\_F002](https://gsis.kwdi.re.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=338&tblId=DT_LCD_F002).
6. 안지숙, & 최혜영. (2018). 한국 노인의 건강관련 삶의 질과 영향요인 추이. 한국보건간호학회지, 32(2), 275-287.
7. 오현숙. (2017). 한국인의 연령대에 따른 건강관련 삶의 질 (EQ-5D) 에 대한주요 요인 분석. 한국데이터정보과학회지, 28(3), 573-584. (p.578)
8. Allison DB, Fontaine KR, Manson JA, et al. Annual deaths attributable to obesity in the United States. JAMA 1999;282:1530
9. Mukami KJ, Chiuvе SE, Rimm EB. Alcohol consumption and risk for coronary heart disease in men with healthy lifestyle. Acch Intern Med 2006; 166:2145-50
10. Doll R, Peto R, Boreham J, et al. Mortality in relation to smoking: 50 year's observations on male British doctors. BMJ 2004; 328:1519
11. Hu FB, Rimm EB, Stampfer MJ, et al. Prospective study of major dietary patterns and risk of coronary heart disease in men. Am J Clin Nutr 2000;72:912-21
12. Sesso HD, Paffenbarger RS, Ha T, et al. Physical activity and cardiovascular disease risk in middle-aged and older women. Am J Epidemiol 1999;150:408-16
13. Cui Y, Forget EL, Torabi M, Oguzoglu U, Ohinmaa A, Zhu Y. Health-related quality of life and economic burden to smoking behaviour among Canadians. Can J Public Health. 2019 Oct;110(5):533-541. doi: 10.17269/s41997-019-00244-x. Epub 2019 Sep 6. PMID: 31493265; PMCID: PMC6964578.
14. Dube SR, Liu J, Fan AZ, Meltzer MI, Thompson WW. Assessment of age-related differences in smoking status and health-related quality of life (HRQoL): Findings from the 2016 Behavioral Risk Factor Surveillance System. J Community Psychol. 2019 Jan;47(1):93-103. doi: 10.1002/jcop.22101. Epub 2018 Jul 10. PMID: 30506930; PMCID: PMC7568861.
15. Kaplan MS, Huguеt N, Feeny D, McFarland BH, Caetano R, Bernier J, Giesbrecht N, Oliver L, Ross N. Alcohol use patterns and trajectories of health-related quality of life in middle-aged and older adults: a 14-year population-based study. J Stud Alcohol Drugs. 2012 Jul;73(4):581-90. doi: 10.15288/jsad.2012.73.581. PMID: 22630796; PMCID: PMC3364324.
16. Chang HT, Hsu NW, Chen HC, Tsao HM, Lo SS, Chou P. Associations between Body Mass Index and Subjective Health Outcomes among Older Adults: Findings from the Yilan Study, Taiwan. Int J Environ Res Public Health. 2018 Nov 26;15(12):2645. doi: 10.3390/ijerph15122645. PMID: 30486260; PMCID: PMC6313453.
17. 김지인. (2017). 도시거주 일하는 노인의 건강관련 삶의 질 영향요인. 디지털융복합연구, 15(11), 385-394.
18. 박민희, 전해옥. (2015). 여성 문제음주자의 건강행태와 건강관련 삶의 질이 우울에 미치는 영향. 한국산학기술학회 논문지, 16(11), 7844-7854.



19. 문성미. (2017). 노인의 사회경제적 상태, 건강상태, 건강행태와 건강관련 삶의 질의 관계: 성별 차이를 중심으로. *디지털융복합연구*, 15(6), 259-271.
20. 박은자, 정연, 서제희, 배정은, 이나경, 김은주, ... & 이영민. (2019). 2017 년 한국의료패널 기초분석보고서 (II)-질병 이환, 만성질환, 건강 행태와 건강 수준.
21. Konnopka, A., & Koenig, H. H. (2017). The “no problems”-problem: an empirical analysis of ceiling effects on the EQ-5D 5L. *Quality of Life Research*, 26(8), 2079-2084.
22. Longworth, L., & Rowen, D. (2013). Mapping to obtain EQ-5D utility values for use in NICE health technology assessments. *Value in health*, 16(1), 202-210.
23. Huang, I. C., Frangakis, C., Atkinson, M. J., Willke, R. J., Leite, W. L., Vogel, W. B., & Wu, A. W. (2008). Addressing ceiling effects in health status measures: a comparison of techniques applied to measures for people with HIV disease. *Health services research*, 43(1p1), 327-339.
24. 남해성, 김진엽, 권순석, 고광욱, & Kind, P. (2007). 삶의 질 조사도구 (EQ-5D) 의 질 가중치 추정 연구 보고서. 청주: 질병관리본부.
25. Fortin, M., Haggerty, J., Almirall, J., Bouhali, T., Sasseville, M., & Lemieux, M. (2014). Lifestyle factors and multimorbidity: a cross sectional study. *BMC public health*, 14(1), 686.
26. Charlson, M. E., Pompei, P., Ales, K. L., & MacKenzie, C. R. (1987). A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *Journal of chronic diseases*, 40(5), 373-383.
27. Quan, H., Li, B., Couris, C. M., Fushimi, K., Graham, P., Hider, P., ... & Sundararajan, V. (2011). Updating and validating the Charlson comorbidity index and score for risk adjustment in hospital discharge abstracts using data from 6 countries. *American journal of epidemiology*, 173(6), 676-682.
28. Greene, William H. (2012). *Econometric Analysis (Seventh ed.)*. Boston: Pearson Education. pp. 824-827. ISBN 978-0-273-75356-8.
29. Stock, J. H., & Watson, M. W. (2008). Heteroskedasticity-robust standard errors for fixed effects panel data regression. *Econometrica*, 76(1), 155-174.
30. 김진현. (2016). 사회자본과 건강행태가 노년기 주관적 건강상태의 변화에 미치는 영향: 저소득가구 노인과 일반가구 노인의 주관적 건강상태 궤적에 대한 비교. *노인복지연구*, 71(1), 9-32.
31. Gana, K., Bailly, N., Saada, Y., Joulain, M., & Alaphilippe, D. (2013). Does life satisfaction change in old age: Results from an 8-year longitudinal study. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 68(4), 540-552.
32. 강기원, 성주현, & 김창엽. (2010). 흡연, 음주와 운동습관의 군집현상을 통한 건강행태의 고위험군: 국민 건강영양 조사. *예방의학회지*, 43(1), 73-83.
33. Chou, K. L. (2008). The prevalence and clustering of four major lifestyle risk factors in Hong Kong Chinese older adults. *Journal of aging and health*, 20(7), 788-803.
34. W. Poortinga, The prevalence and clustering of four major lifestyle risk factors in an English adult population. *Preventive Medicine*, Vol. 44, No. 2, pp. 124-128, 2007
35. 문성미. (2014). 우리나라 성인의 건강행태군집 유형과 관련요인. *디지털융복합연구*, 12(8), 397-410.
36. Fidler, J. A., & West, R. (2009). Self-perceived smoking motives and their correlates in a general population sample. *Nicotine & Tobacco Research*, 11(10), 1182-1188.
37. Sarris, N. (2017). “I have a drink because I enjoy having a drink.” A qualitative study exploring elderly adults’ self-reported motivations for drinking alcohol.
38. 임재영, 이태진, 배상수, 이기홍, 강경화, & 황연희. (2010). 사회자본이 저소득층의 건강생활실천에 미치는 영향. *한국사회정책*, 16(2), 131-180.

39. Zhu, Y., Wang, Q., Pang, G., Lin, L., Origasa, H., Wang, Y., ... & Shi, H. (2015). Association between body mass index and health-related quality of life: the "obesity paradox" in 21,218 adults of the Chinese general population. *PloS one*, 10(6), e0130613.
40. Suh, S. H., Choi, H. S., Kim, C. S., Bae, E. H., Ma, S. K., Lee, D. H., & Kim, S. W. (2020). Chronic kidney disease attenuates the impact of obesity on quality of life. *Scientific reports*, 10(1), 1-11.
41. 김애정, 김옥수, 백성희, 장종화, & 김정희. (2007). 노인의 스트레스, 우울 및 건강위험 행위에 관한 연구. *지역사회간호학회지*, 18(3), 391-399.
42. Kuiper, R. M., & Ryan, O. (2018). Drawing conclusions from cross-lagged relationships: Re-considering the role of the time-interval. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 25(5), 809-823.
43. Whynes, D.K. Correspondence between EQ-5D health state classifications and EQ VAS scores. *Health Qual Life Outcomes* 6, 94 (2008). <https://doi.org/10.1186/1477-7525-6-94>

발표 3

의료 급여 제도가 만성질환 보유  
노인수급자의 의료이용에  
미치는 영향

고재인 | 서울대학교



# 의료 급여 제도가 만성질환 보유 노인수급자의 의료이용에 미치는 영향

고재인 | 서울대학교

## 요약

본 연구에서는 빈곤층의 의료비 감면 혜택을 주는 의료급여 제도가 만성질환 보유 고령자에게 어떤 영향을 미치는지를 보고자 한다. 분석을 위하여 2012년부터 2018년까지의 한국의료패널 자료를 사용했으며, 성향점수매칭을 활용하여 의료급여 대상자와 저소득층 건강보험가입자의 1:1 매칭을 통해 대상자를 확보하였다. 이후 대상자에게 의료급여 제도가 의료비와 의료 이용에 미치는 영향을 보기 위하여 고정효과분석을 사용하였다. 추가로 두 군의 과부담의료비율을 산출하여 대상자의 소득 안정성에 의료급여가 기여하는 바를 분석하였다. 분석 결과 의료급여 수급자가 건강보험가입자에 비해 외래 이용을 8번 더 많이 하는 것으로 나타났으며, 본인부담금 또한 47.4% 감소하였다. 입원 일수는 유의한 차이는 없었으나 본인부담금은 112.9% 감소하였다. 과부담의료비는 전반적으로 의료급여 수급자가 건강보험가입자에 비해 부담 비율이 적은 것으로 산출되었다. 본 연구 결과, 실제로 의료급여 대상자가 저소득층 건강보험가입자에 비해 의료 이용이 더 용이한 것으로 나타났다. 그러나 저소득층에 속하는 노인은 의료 급여 대상자와 소득의 차이가 적음에도 불구하고 의료 이용은 더 어렵다. 본 연구결과를 활용하여 저소득층 노인을 대상으로 한 의료 혜택을 마련하기를 기대한다.

## 1. 서론

비감염성 질환(Noncommunicable diseases, NCDs)이라고도 불리는 만성질환은 전세계 인구의 가장 주요한 사망원인 중 하나다. 매년 30~69세의 인구 중 1500만명이 만성질환으로 사망하고 있으며, 이 사망 중 85%이상이 중저소득국가에서 일어나고 있는 등, 만성질환으로 인한 개인과 사회의 부담이 급증하고 있다(WHO, 2018). OECD국가들에서도 사망원인의 1/3 이상을 허혈성 심장질환, 뇌졸중 등의 만성질환이 차지하였다(OECD, 2017). 대한민국 역시 당뇨, 심장질환 등 만성질환으로 인한 질병부담이 지속적으로 증가하고 있는 상황이다. 2017년 인구 10만명 당 뇌혈관 질환으로 인한 사망자 수는 44.4명으로 압에 이어 한국인 사망원인 2위에 해당되며(통계청, 2019), 당뇨병

으로 인한 사망률은 OECD 평균인 7.0%에 비해 높은 7.2%수준을 보이고 있다(OECD, 2017).

만성질환은 연령이 증가할수록 유병률이 증가하는데, 특히 노인집단의 경우 신체적 기능약화로 인하여 만성질환을 가질 확률이 높고 이로 인한 의료수요 역시 높으며, 실제 대한민국 노인의 90.4%가 만성질환을 가지고 있다(민동후 외, 2018). 전 세계에서 가장 빠르게 고령화되는 나라 중 하나인 대한민국에서, 이와 같은 노인 만성질환자의 관리는 우리 사회가 직면한 주요 정책 과제라 할 수 있다.

대한민국의 의료급여제도는 생활유지능력이 없거나 생활이 어려운 저소득 국민의 의료문제를 국가가 보장하는 공공부조제도로, 건강보험과 함께 국민 의료보장의 중요한 수단이 되고 있는 사회보장 제도인데(Ministry of Health & Welfare, 2014), 이러한 의료급여 수급권자 대부분이 고령으로 비수급권자들에 비해 만성질환에 이환될 확률이 높은 것으로 알려졌다(Jung YH et al., 2013; 임승주, 2009). 특히 만성질환의 경우 질환 특성상 이환기간이 비교적 길고 의료진 방문횟수가 높기 때문에 지속적인 의료서비스가 요구됨에도 불구하고, 여전히 의료급여 수급자가 적절한 시기에 양질의 의료서비스를 받지 못하고 있다는 연구들이 다수 존재한다(김수정&허순임, 2011; Na, B. 2004; 신영석 외, 2005; 조경애, 2000). 따라서 의료급여 수급권자 중에서도 노인 만성질환자의 의료이용에 대한 영향요인에 주목할 필요가 있다. 특히 65세 이상 노인의 경우 퇴직과 노동력 감소 등으로 인한 소득저하로 의료비 부담이 높으며(Jeong GH et al., 2014; Kim JG et al, 2008), 만성질환진료비는 2017년 기준 28.2조원으로 전체 진료비의 약 41.0%를 차지하는 것으로 나타나는 등(보건복지부, 2019) 만성질환을 가지고 있는 노인 의료급여 수급권자가 감당하는 의료비 부담이 클 것으로 예상된다.

한편, 의료급여 수급자는 비교적 저렴한 비용으로 의료이용을 할 수 있기 때문에 불필요한 의료서비스의 이용과 오남용, 의약품 중복투약 등의 문제가 지속적으로 제기되어 왔는데(이혜재, 2016), 현재까지의 관련 선행연구들은 의료급여 수급자와 건강보험 가입자 중 비만성질환자를 포함한 성인전체를 대상으로 의료이용량의 차이를 분석한 연구(김진현, 2018)가 있었고, 마찬가지로 성인전체를 대상으로 의료급여 수급자와 건강보험 가입자의 의료이용과 의료비를 분석한 연구가 (이혜재, 2016) 진행되어 왔다. 두 연구 모두 건강보험 가입자에 비해 의료급여 수급자의 의료이용량과 의료비가 더 높은 결과를 나타냄을 보였다. 이 외에 만성질환을 가진 의료급여 수급권자를 대상으로 한 연구(김수정, 2015; 김민정, 2015) 등이 출판된 바 있다.

그러나, 위의 연구들을 포함하여 만성질환자를 대상으로 의료이용과 의료비의 영향요인을 분석한 연구들의 대부분이 연령구분 없이 성인전체를 대상으로 분석을 진행하여 노인집단에 대한 세부적인 파악이 어려웠으며, 의료급여 수급자를 대상으로 한 연구들의 경우 만성질환자와 비만성질환자를 포함하여 질환구분 없이 분석을 진행하였던 관계로 타 질환과 구별되는 만성질환에 대한 주의가 부족하였기 때문에, 지속적으로 질병부담이 가중되고 있는 노인 만성질환자에 초점을 맞추어 의료급여 수급권자와 건강보험 가입자의 의료이용과 의료비의 영향요인을 다년도에 걸쳐 파악할 필요성이 제기되고 있다. 따라서 본 연구는 한국의료패널을 자료원으로 활용하여, 성향점수 매칭(Propensity score matching) 방법을 사용하여 의료급여 수급권자와 건강보험 가입자의 특성을 유사하게 조절

하여 통제된 후, 두 집단의 의료이용 행태와 의료비 지출을 비교 분석하고자 한다. 이때 본 연구는 가구의 소득 또는 소비 지출 중 의료비 지출이 일정 비중 이상을 차지하는 비율을 추정하는 방법인 과부담 의료비 지표(Wagstaff et al., 2003)를 함께 활용하여 가구의 의료비 부담 또한 살펴볼 예정이다. 이를 통해 궁극적으로 의료급여제도가 노인 만성질환자의 의료이용과 의료비 지출에 미치는 영향을 파악함을 목적으로 한다.

## The Medical Aid Program in Korea

대한민국의 의료급여제도는 생활유지 능력이 없거나 생활이 어려운 저소득 국민의 의료문제를 국가가 보장하는 공공부조제도로써, 경제력이 낮고 사회적으로 취약한 계층의 건강권을 보장하고 질병으로 인한 빈곤화를 방지하는데 그 목적을 두고 있다(Ministry of Health & Welfare, 2019). 의료급여 수급권자는 국민기초생활보장법에 의한 수급권자, 의료급여법에 의한 수급권자, 타법에 의한 수급권자로 구성되어 있고, 수급권자 유형은 1종 및 2종 수급권자로 구분되는데 1종의 본인부담금은 외래의 경우 1차병원 1,000원, 2차는 1,500원, 3차는 2,000원, 입원의 경우 1,2,3차 모두 무료이며, 2종은 외래의 경우 1차는 동일하고 2,3차는 의료급여비용총액의 15%로 책정되며, 입원의 경우 모두 10%로 책정된다. 이는 건강보험가입자가 외래와 입원진료에서 약 30~60%를 부담하는 것에 비해 비교적 낮은 비용이다(Ministry of Health & Welfare, 2019). 즉, 의료급여 수급권자의 외래 및 입원 진료에 대한 본인부담 비용은 없거나, 건강보험 가입자보다 낮게 책정되어 정책적으로 의료급여 수급권자들이 경제적인 이유로 의료이용의 접근성이 제한되는 것을 줄이고 적절한 의료 서비스를 받을 수 있도록 하고 있다.

그러나, 의료급여가 저소득층의 의료 보장성에 매우 효과적인 제도인 듯 보이지만 실제로는 의료급여에 미가입자가 존재한다는 허점이 있다. 우리나라 국민이라면 필수적으로 가입해야 하는 건강보험과는 달리 의료급여는 저소득층의 의무 가입을 요하지 않는다. 의료급여 미가입자는 정보 부재로 인해 신청을 하지 못한 사람과 부양의무제도로 인해 가입이 제한된 대상으로 나뉜다. 정보 부재로 인한 미가입을 완화하고자 통합조사관리팀에서 자산을 평가하여 국민기초생활보장 대상자를 선별 후 기초생활 수급자로 선정이 되면 자동으로 의료급여 자격이 부여한다. 하지만 신고된 자산을 기준으로 조사를 하는 것이며, 각 지자체의 역량에 따라 대상자를 선별하는 적극성이 다르므로 시스템 밖의 사각지대에 속하는 사람이 존재하는데, 가령 2016년 노숙인 실태조사에 따르면 쪽방주민 중 의료급여 1종자격을 부여받은 비율이 서울에서 46.2%인데 반해 부산과 대전은 70%를 넘는 것으로 나타나(이태진, 2016) 지역별로 격차가 상당히 존재하고 있는 것으로 나타난다. 한편, 부양의무제도는 한국의 효 사상을 토대로 설립된 제도로 기초생활보장 대상자 중 부양의무자가 충분한 소득이 있는 경우 기초생활보장에서 제외되도록 하는 것이다. 그러나 최근 사회가 변화함에 따라 노인 인구를 가족 내에서 부양하는 비율이 감소하고 있는데, 실제로 1998년도 자녀와 동거하는 부모가 50%에 달하였지

만 2014년도에는 28.4%로 그 비율이 급감하였다 (김유경 2016). 때문에 의료 급여 수급 소득 기준 (2019년 2인 기준 1162만원) 이하에도 의료 급여 혜택을 받지 못하고 건강 보험 가입을 하는 경우가 다수 존재한다.

## 2. Methods

### Data source

본 연구에서 활용한 자료원은 한국의료패널로 해당 자료원은 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 수행하는 조사로써, 의료이용형태와 의료비 지출규모에 관한 정보 뿐만 아니라 의료이용 및 의료비 지출에 영향을 미치는 요인들을 포괄적이고 심층적으로 분석할 수 있도록 구축된 패널데이터이다(available at <http://www.khp.re.kr/web/data/data.do>). 기존 관련 연구들(김진현, 2011; 전해숙, 2011; 최정규, 2011; 김교성 & 이현옥, 2012; 이수진, 2013; 김진현, 2018)에서는 건강보험 청구자료 혹은 한국복지패널을 자료원으로 활용한바 있는데, 전자는 본인부담금 뿐만 아니라 건강보험 부담금을 포함한 총의료비를 다룰 수 있다는 장점이 있는 반면, 개인의 사회경제적 상태나 인식과 관련된 내용을 확인할 수 없다는 문제점이 있으며, 후자는 사회경제적 상태 관련 변수를 포함하고는 있지만 만성질환의 종류와 같은 상세한 건강상태를 알기 어렵다는 문제점을 내포하고 있다. 따라서 본 연구는 연구대상자의 인구사회학적 변수와 소득, 그리고 의료비 항목을 세부적으로 파악할 수 있도록 설계된 한국의료패널을 자료원으로 활용하여 연구를 진행하고자 한다.

### Propensity score matching

의료급여 수급자와 건강보험 가입자의 의료이용과 의료비지출을 비교분석하기 위해서는 두 집단의 여러가지 조건이 서로 다름을 고려해야 한다. 의료급여 수급자와 건강보험 가입자의 건강수준은 매우 다르다고 알려져 있지만(김수정, 2015), 질환구분없이 혹은 연령구분없이 진행하였던 기존 선행문헌들과는 다르게 본 연구는 연구대상을 노인 만성질환자로 한정함으로써 두 집단에서 의료 이용의 필요(needs)가 비교적 유사한 대상을 선정하였다. 이에 더해 두 집단 간의 바이어스를 보다 엄밀하게 조정하기 위해 성향점수 매칭(propensity score matching) 방법을 활용하였다. 성향점수 매칭은 실험군과 대조군의 공변수가 정책변수와 조건부 독립 가정이 성립함을 가정하여 관찰 자료를 무작위 배정 임상시험과 유사한 상황을 만들어주는 기법(Rosenbaum, 1983)으로써, 본 연구에서는 의료급여 수급 여부를 독립 변수로 하여 나머지 사회경제적 요인과 건강상태 요인이 건강보험 가입자와 같다고 가정한 상황에서 의료급여 수급자들의 의료이용이 건강보험 가입자와 어떻게 달라지는지를 확인하였다. 성향점수 매칭을 수행하기 위하여 의료급여 수급여부를 종속변수로 한 Probit



모형을 활용하였고, Caliper(0.01)을 적용한 최소근거리 매칭법(Nearest neighbor matching)을 수행하였다. 시행된 모델은 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Pr(Y_i = medicaid) &= \Phi(\beta_0 + \beta_1 sex_i + \beta_2 age_i + \beta_3 edu_i + \beta_4 job_i + \beta_5 income_i + \beta_6 Insurance\ type_i \\ &+ \beta_7 Disease_i + \beta_8 HyperT_i + \beta_9 Diabetes_i + \beta_{10} Psy_i + \beta_{11} Tuber_i + \beta_{12} Heart_i + \beta_{13} Brain_i \\ &+ \beta_{14} Neuro_i + \beta_{15} Cancer_i + \beta_{16} Thyroid_i + \beta_{17} Liver_i + \beta_{18} Nephro_i + \beta_{19} health_i + \epsilon_i) \end{aligned}$$

- \* 종속변수: 의료 급여 수급 여부
- \* 사회경제적 변수: 성별, 연령, 교육수준, 취업 여부, ln(가구소득), 민간의료보험 유형
- \* 건강상태 변수: 만성질환 수, 만성질환(고혈압, 당뇨, 정신질환, 결핵, 심장질환, 뇌질환, 신경질환, 악성신생물, 갑상선 질환, 간질환, 신장질환), 주관적 건강

위 모델과 같이 종속변수는 의료급여제도의 수급 여부이며, 의료급여 수급권자와 건강보험 가입자의 조건을 유사하게 조절하기 위하여 사회경제적 변수(성별, 연령, 교육수준, 취업 여부, 가구소득, 민간의료보험 유형)와 건강상태 변수(만성질환 수, 만성질환종류, 주관적 건강)를 모델에 포함하였다. 만성질환종류의 경우 건강보험요양급여비용 중 만성질환관리료 청구 대상인 만성질환을 기준으로 설정하였으며, 이때의 만성질환은 건강보험심사평가원이 분류한 만성질환 목록과 동일하다.

**표 1 만성질환 분류**

질병 명	질병 코드
고혈압	I10~I13, I15
당뇨병	E10~E14
정신 및 행동장애	F00~F99, G40~G41
호흡기 결핵	A15~A16, A19
심장 질환	I05~I09, I20~I27, I30~I52
대뇌혈관 질환	I60~I69
신경계 질환	G00~37, G43~G83
악성신생물	C00~C97, D00~D09
갑상선의 장애	E00~E07
간의 질환	B18, B19, K70~K77
만성 신부전증	N18

자료: 건강보험심사평가원. (2019)

### 3. Data Analysis

성향점수 매칭 방법을 시행하여 노인 만성질환자 중 의료급여 수급권자와 건강보험 가입자의 조건을 유사하게 맞추었음에도 불구하고 개인의 관찰할 수 없는 특성으로 인하여 의료이용이 변화할 수 있는 내생성이 존재한다. 따라서 본 연구는 이를 보정하기 위하여 본격적인 분석을 시행하기에 앞서

2012년 단면자료에서 성향점수 매칭을 통해 선별된 대상들에 대한 패널자료를 추출하여 패널분석을 추가로 실시하였다. 이는 각 연도 별로 성향점수매칭을 시행할 경우 선별대상이 연도별로 상이하게 되어 패널 자료의 장점을 활용하지 못하게 되는 상황을 방지하기 위한 것으로, 본 연구는 연구대상 선별 첫 시기인 2012년을 기준으로 성향점수매칭을 통해 대상을 선별한 이후 2016년까지 동일한 대상의 의료 이용 양상을 추적 관찰하였다. 본 연구는 패널분석 중 고정효과 분석(Fixed Effects Analysis)을 활용하였는데, 고정효과분석은 패널 개체 별로 서로 다른 고정오차 항을 소거하기 위하여 사용되는 분석 방법이며, 고정오차 항이 독립 변수들과 상관 관계가 있음을 가정하여 추정치를 구한다 (Wooldridge, 2016). 고정효과 모형은 상수항이 패널 개체별로 서로 다르면서 고정되어 있다고 가정한다. 즉 기울기 모수인 베타는 모든 패널 개체에 대해 서로 동일하지만, 상수항은 패널 개체별로 달라진다. 본 연구는 연구대상자가 의료급여제도를 가입하는데 개개인의 특성과 같은 관측되지 않은 변인들이 영향을 미친다는 가정아래 고정효과 모형을 활용하였다.

본 연구에서 Hausman Test를 시행한 결과 개인의 관찰할 수 없는 특성이 의료급여 수급 여부와 유의미한 관계가 있어 고정효과분석이 더 적합한 것으로 판단되어 이를 활용하여 의료급여 제도가 노인 만성질환자의 의료이용에 미치는 영향을 측정하였다. 의료이용을 엄밀하게 분석하기 위하여 입원과 외래로 구분하고 입원 일수, 외래이용 횟수와 의료비용으로 분류하여 분석을 시행하였다. 고정효과분석으로 수행된 모델은 다음과 같다.

$$M_{it} = \alpha_i + \delta_0 Medicaid_{it} + \delta_1 X_{it} + \varepsilon_{it}$$

종속 변수: 입원 일수, 입원 비용, 외래 이용 횟수, 외래 비용

위 모형에서 종속 변수는 입원과 외래 모두를 포함한 의료 이용과 의료비이다. 입원의 경우 입원일수, 입원 본인부담금, 입원 비급여, 입원 시 총진료비를 분석하였다. 입원 시 총 진료비는 본인부담금, 공단부담금, 비급여 모두를 합한 비용이다. 외래의 경우 외래이용횟수, 외래 본인부담금, 외래 비급여, 외래 진료시 총 진료비를 분석하였다. 외래 진료시 총 진료비는 본인부담금, 공단부담금, 비급여에 외래 약제비의 합까지 고려하였다. 통제변수는 성향점수매칭에서 사용되었던 통제변수를 적용하였고 의료비는 log 변환하여 사용하였다.

과부담 의료비는 가구의 소득 또는 소비 지출 중 의료비 지출이 일정 비중 이상을 차지하는 비율을 추정하는 방법으로 가구의 의료비 부담을 확인하는 지표 이다 (Wagstaff et al. 2003). 의료 이용, 의료비 부담에 이어 의료 급여 제도가 가구를 재정적인 위협으로부터 보호하는 지를 분석하기 위하여 과부담 의료비 지표를 활용하였다. 가구의 지불능력은 총 가계지출비에서 식료품비를 제외한 값으로 정의하여 그 중에서 본인부담금이 차지하는 비중을 계산하였다. 의료비 산출을 위해서는 환자가 직접 지불한 총 의료비를 산정해야 하기 때문에 입원 본인 부담금, 입원 비급여, 외래 본인부담금, 약품비, 외래 비급여 항목을 모두 합산하였다. 과부담 의료비에 대해서는 연구에 따라 다양한 임계치가 사용되기 때문에 10%, 20%, 30%, 40%의 기준에서 과부담의료비가 발생하는 지를 보았다.

## 4. 분석 결과

### Adjusting Characteristics by PSM(두 집단의 특성 조절)

Figure 2는 2012년도를 기준으로 성향점수 매칭을 통해 노인 만성질환자 중 의료급여 수급권자와 건강보험 가입자의 특성을 유사하게 조절한 결과이다. 그림에서 알 수 있듯이 매칭 전에는 두 집단의 차이가 유의하게 달랐지만, 매칭 후에는 두 집단의 비슷하다. 이는 즉 두 집단의 기존 차이점들이 유사하게 조절되었음을 뜻한다.

Figure 1. (a)매칭 전과 (b)후의 건강보장 유형별 성향점수 분포(0=건강보험, 1=의료급여)

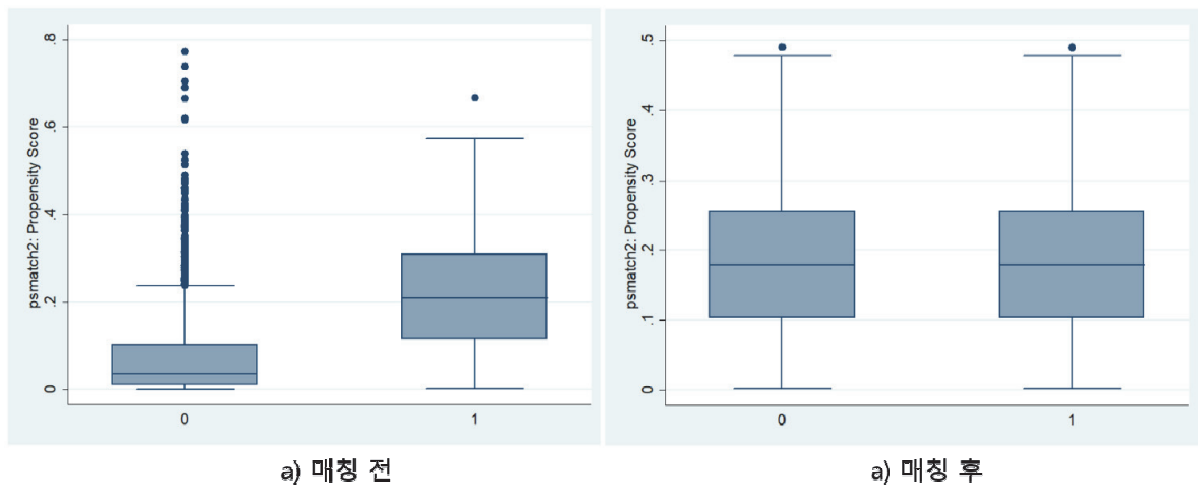


Table 2는 연구 대상자의 성향점수매칭 시행 전 후의 인구사회학적 특성을 보여준다. 매칭 전 건강보험급여 대상자는 2,498명, 의료급여 대상자는 241명으로 건강보험급여 대상자가 10배가량 많았으나 매칭 후 198명으로 통일 되었다. T-test 검정을 통하여 매칭 전과 후의 평균을 비교하였으며, 매칭 전에 유의하게 다른 평균을 보였던 인구학적 특성이 매칭 후 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 성향점수 매칭 후, 연구 대상자의 성별은 남자가 많으며 경제활동을 하고 있는 비율이 80%가 넘는다. 가구소득은 1100만원 대로 유사하며 만성질환의 종류 중 가장 다수를 차지한 질환은 고혈압이다. 만성질환 보유 숫자는 평균 1.5개이며 민간보험을 가입한 대상자 중 건강보험가입자는 20%만이 정액형 의료보험을 가입했고, 의료급여 대상자는 15%만이 정액형 의료보험을 가입했다. 그 외의 보험에 가입한 대상은 1%만 차지한다. 두 군의 주관적 건강은 나쁨으로 치우쳐있다.

표 2 연구 대상자의 인구사회학적 특성 (year: 2012)

	매칭 전					p value	매칭 후				
	건강보험급여 (2,498)		의료 급여 (241)		p value		건강보험급여 (198)		의료 급여 (198)		p value
	평균	표준편차	평균	표준편차			평균	표준편차	평균	표준편차	
일반적 특성											
나이	73.15	0.12	75.56	0.40	0.000	75.05	5.63	75.57	6.37	0.390	
성별(남)	0.57	0.01	0.66	0.03	0.000	0.68	0.47	0.67	0.47	0.831	
경제활동유무	0.60	0.01	0.90	0.02	0.000	0.89	0.31	0.88	0.33	0.636	
가구소득(만원)	2440.00	51.52	1020.00	49.33	0.000	1180	900.27	1100	812.99	0.380	
교육 수준											
초등학교이하	0.58	0.01	0.72	0.03	0.000	0.74	0.44	0.71	0.45	0.500	
중학교이하	0.17	0.01	0.13	0.02	0.072	0.13	0.34	0.14	0.34	0.883	
고등학교이하	0.17	0.01	0.11	0.02	0.000	0.10	0.30	0.11	0.32	0.622	
대학교이상	0.00	0.00	0.00	0.00	0.000	0.00	0.00	0.00	0.00	.	
만성질환 종류											
고혈압	0.57	0.01	0.59	0.03	0.380	0.60	0.49	0.60	0.49	0.919	
당뇨	0.22	0.01	0.25	0.03	0.283	0.27	0.46	0.26	0.47	0.828	
정신질환	0.06	0.01	0.17	0.03	0.000	0.06	0.25	0.11	0.35	0.068	
결핵	0.00	0.00	0.01	0.01	0.363	0.01	0.10	0.00	0.00	0.158	
심장질환	0.13	0.01	0.17	0.03	0.095	0.14	0.34	0.16	0.37	0.675	
뇌질환	0.08	0.01	0.14	0.02	0.013	0.15	0.35	0.10	0.30	0.170	
신경질환	0.08	0.01	0.12	0.02	0.050	0.10	0.33	0.12	0.34	0.546	
약성신생물	0.07	0.01	0.07	0.02	0.509	0.07	0.28	0.08	0.32	0.739	
갑상선질환	0.03	0.00	0.04	0.01	0.594	0.06	0.24	0.04	0.20	0.360	
간질환	0.03	0.00	0.05	0.02	0.147	0.04	0.20	0.03	0.16	0.399	
신장질환	0.00	0.00	0.00	0.00	0.000	0.00	0.00	0.00	0.00	.	
만성질환 수	1.27	0.02	1.62	0.08	0.000	1.48	1.16	1.48	1.22	0.966	
의료 보험 종류											
정액형	0.32	0.01	0.12	0.02	0.000	0.20	0.40	0.15	0.35	0.184	
실손형	0.01	0.00	0.01	0.01	0.390	0.01	0.07	0.01	0.10	0.563	
혼합형	0.03	0.00	0.01	0.01	0.004	0.01	0.10	0.01	0.10	1.000	
기타											
주관적 건강 (매우 좋음=1)	3.01	0.02	3.60	0.06	0.000	3.53	0.77	3.49	0.91	0.676	

## Identifying research subject (연구대상자 확인)

성향점수 매칭 시행 이후 패널분석을 시행하기 위하여 2012년도의 의료급여 수급권자를 기준으로 2016년까지 패널자료를 구축하였다. 시간이 지남에 따라 응답자가 이탈하여 총 396명에서 284명

까지 전체 대상자가 다소 감소하였다. 2012년 당시 의료급여 수급권자와 건강보험 환자의 비율은 각각 50%(198명)으로 동일하였지만, 의료급여 수급권자에서 비수급권자로 전환된 응답자가 건강보험 가입자군에 합산되어 2018년 63.38%로 건강보험 가입자의 비율이 다소 증가하였다. 각 년도에서 일부 질문에 대한 무응답은 결측치로 처리하여 분석에 활용하였다.

**표 3 노인 만성질환자의 연도별 의료급여 가입률 변화**

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	총합
건강보험	198	214	214	197	182	178	180	1,005
	50.00%	56.32%	59.12%	58.63%	57.96%	59.93%	63.38%	56.21%
의료급여	198	166	148	139	132	119	104	783
	50.00%	43.68%	40.88%	41.37%	42.04%	40.07%	36.62%	43.79%
총합	396	380	362	336	314	297	284	1,788

## Medical visits and Costs (의료이용횟수와 의료비용)

표 4는 성향점수매칭 시행 후 의료급여 수급권자와 건강보험가입자의 의료 이용 횟수와 의료비용을 입원과 외래로 구분하여 보여준다. 외래이용 횟수의 경우 의료급여 수급권자가 평균 7회 정도 많이 방문하며 총진료비는 약 40만원을 더 적게 지불하는 것으로 나타났다. 외래비용 차이의 근거를 체계적으로 파악하기 위해 외래비용(외래진료비)을 본인부담금, 비급여, 약제비로 세분화하여 살펴본 있는데, 본인부담금과 약제비는 건강보험 가입자가 각각 약 4배, 10배 정도 더 많이 지불하는 것으로 나타난 반면, 공단부담금은 의료급여 수급권자가 약 10만원을 더 지불하는 것으로 나타났다. 의료급여 수급자는 본인부담금 및 약제비가 적게 지출되고 공단부담금은 동일하게 지출된다. 따라서 표 4를 통해 의료급여 수급자가 비수급자에 비해 외래이용횟수는 많지만 의료급여의 혜택으로 인한 의료비 감소가 이루어짐을 확인할 수 있다.

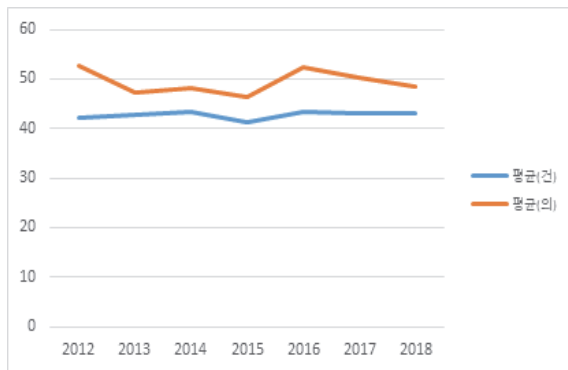
Fig 3의 a에서는 두 집단의 연도별 외래이용 횟수를 나타내는데 의료 급여 수급권자가 건강보험 가입자보다 의료 이용이 모든 기간 의료 이용이 더 많았다. 그러나 두 집단의 연도별 외래비용을 비교한 Fig 3의 b에서는 건강보험 가입자가 의료급여 수급권자에 비해 더 많은 외래 비용을 지불하는 것을 확인할 수 있다. Fig 3의 c의 입원 일수를 보면 2013년과 2014년에는 두 집단의 입원 일수가 유사했지만, 그 외에는 건강보험가입자가 입원 일수가 더 많다.

표 4 연구대상자의 의료 이용 횟수와 의료 비용 비교

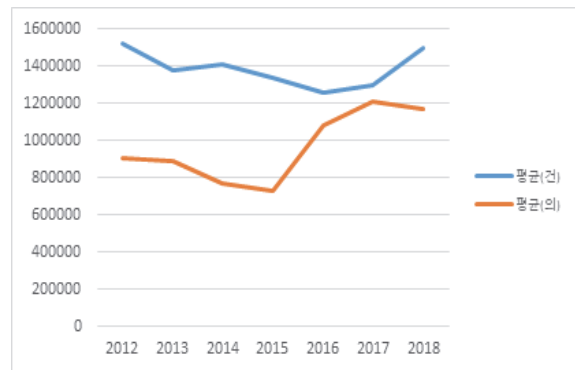
건강 보험 가입자	N	Mean	SD	Min	Max	건강 보험 가입자	N	Mean	SD	Min	Max
외래 이용 횟수(회)	1,339	43	39	1	311	입원 일수(일)	339	11.10914	19.70199	1	201
외래 본인부담금(원)	1,308	226,126	291,273	1,000	2,646,950	입원 본인부담금(원)	317	783,964	935,596	3,430	8,723,191
외래 공단부담금(원)	1,310	710,873	1,256,390	2,340	23,600,000	입원 공단부담금(원)	333	3,636,586	5,671,095	39,640	49,600,000
외래 약제비(원)	1,282	256,128	217,814	500	1,336,200						
외래 비급여(원)	1,316	228,357	780,232	0	21,000,000	입원 비급여(원)	331	662,148	999,852	0	7,518,785
전체 외래 진료비(원)	1,339	1,386,027	1,756,540	0	27,100,000	전체 입원 진료비(원)	339	4,435,156	6,213,473	0	45,000,000
의료 급여 수급자						의료 급여 수급자					
외래 이용 횟수(회)	1,002	50	46	1	356	입원 일수(일)	267	9	10	1	78
외래 본인부담금(원)	855	56,385	98,314	583	1,247,700	입원 본인부담금(원)	196	165,386	302,018	680	2,296,568
외래 공단부담금(원)	897	817,553	1,092,475	4,150	11,300,000	입원 공단부담금(원)	253	3,807,440	6,041,568	21,210	52,800,000
외래 약제비(원)	785	27,053	59,930	60	1,046,400						
외래 비급여(원)	908	158,196	412,430	0	4,143,800	입원 비급여(원)	251	486,124	916,080	0	8,393,587
전체 외래 진료비(원)	1,002	944,545	1,290,412	0	1,350,000	전체 입원 진료비(원)	267	3,861,960	6,653,622	0	59,700,000

주) 전체 진료비는 본인부담금, 공단부담금, 약제비, 비급여의 합임  
 주) 결측치는 제외하였으며, 실제 부담금이 없는 경우는 0원으로 처리하였음.

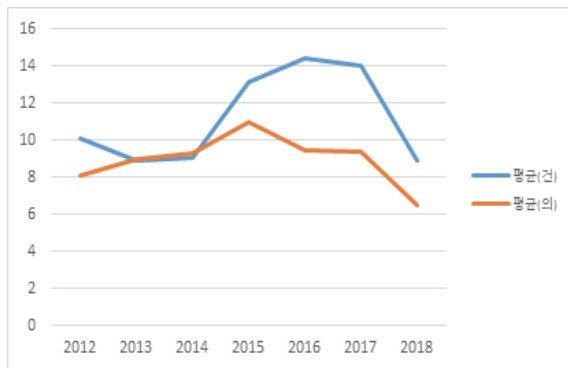
Figure 2. 의료급여 수급자와 비수급자 간의 의료 이용 비교



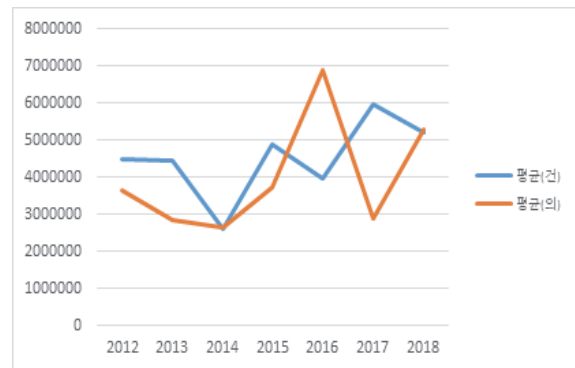
a) 의료급여 수급자와 비수급자 간의 연도별 외래 의료 이용 횟수 비교



b) 의료급여 수급자와 비수급자 간의 연도별 외래 비용 비교



c) 의료급여 수급자와 비수급자 간의 연도별 입원 일수 비교



d) 의료급여 수급자와 비수급자 간의 연도별 입원 비용 비교

## Impact of Medicaid system in Korea (의료급여제도 도입의 영향)

표 6은 의료급여수급자와 비수급자의 인구사회학적 특성을 보정하여 고정효과 분석을 시행한 자료이다. 그 결과 의료급여 수급권자가 비수급권자에 비해 외래이용횟수가 유의하게 8.8회 정도 더 많았지만, 본인부담금은 55.0% 정도 적게 지출한 것으로 나타났다. 총 외래비용은 수급권자가 18.7% 정도 적게 지출하지만 통계적으로 유의하지 않다. 즉, 개인사회적 관련 여러 특성들을 통제하여 두 집단의 조건을 유사하게 맞추어준 후에는 의료급여 수급권자가 비수급권자에 비해 확연히 외래이용을 유의미하게 더 많이 하는 것으로 확인되었다. 외래 총 진료비는 수급 여부에 따라 유의미한 차이를 보이지 않지만, 본인 부담금은 의료 급여 수급자가 유의미하게 적게 지출한 것은 의료급여 제도의 본래 취지대로 수급권자에게 의료이용에 대한 부담을 감소시켜 주었음을 나타낸다.

의료급여 수급자와 비수급자 두 집단에서 입원 이용의 차이 또한 위와 동일한 방식으로 비교하였다. 입원 일수와 입원 비용을 단순 비교하였을 시 수급자와 비수급자의 분명한 차이가 없다(Fig. 3 c, d). 고정효과분석 시행 후에도 입원일수는 6.7일차이로 유의미하지 않은 차이를 보이거나 본인부담금의 경우에는 128.1% 유의미하게 감소하는 것으로 나타난다. 본인 부담금에서 두 집단 간 유의미한 차이가 나타난 결과는 의료급여제도가 영향을 미쳤을 가능성을 염두에 볼 수 있다.

표 5 의료 급여 제도 도입으로 인한 의료 이용 변화

외래				입원			
외래 이용 횟수의 변화				입원 일수의 변화			
	Coef.	Std.Err.	P>z		Coef.	Std.Err.	P>z
수급자	8.824***	3.162	0.006	수급자	-6.725	8.541	0.432
본인 부담금의 변화				본인 부담금의 변화			
	Coef.	Std.Err.	P>z		Coef.	Std.Err.	P>z
수급자	-0.550***	0.171	0.001	수급자	-1.281**	0.501	0.011
비급여의 변화				비급여의 변화			
	Coef.	Std.Err.	P>z		Coef.	Std.Err.	P>z
수급자	-0.442	0.622	0.478	수급자	-0.845	0.964	0.381
총 진료비 변화				총 진료비 변화			
	Coef.	Std.Err.	P>z		Coef.	Std.Err.	P>z
수급자	-0.187	0.229	0.414	수급자	-1.547	1.603	0.335

주1) 설명 변수 외 통제변수는 위 표에서 생략함

주2) p<0.1: \*, p<0.05: \*\*, p<0.01: \*\*\*

표 7은 수급자의 과부담 의료비 비율의 연도별 변화를 나타낸 표이다. 과부담의료비는 의료급여 수급자가 건강보험 가입자에 비해 모든 연도에서 그 비율이 적다. 의료비가 가계지출비의 10% 이상을 차지하는 경우 비수급자는 35-40%인데 비해 수급자는 대략 25%를 차지한다. 또한 의료비가 가계지출비의 40% 이상을 차지하는 경우 비수급자는 15%대이지만 수급자는 10%대이다. 즉, 수급자가 비수급자에 비해 과부담의료비의 비중이 낮음이 확인된다.

표 6 연도별 과부담 의료비 비율의 변화

연도	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	
건강보험								
임 계 값	10% 이상	35.38%	36.94%	39.72%	36.23%	36.62%	37.41%	41.55%
	20% 이상	23.85%	26.12%	25.28%	25.15%	27.07%	23.13%	30.99%
	30% 이상	17.69%	19.53%	20.56%	19.16%	17.52%	18.37%	21.48%
	40% 이상	13.08%	14.25%	15.28%	15.57%	14.01%	13.27%	15.49%
의료급여								
임 계 값	10% 이상	25.90%	25.07%	21.39%	23.05%	23.25%	24.15%	21.48%
	20% 이상	18.46%	16.62%	14.72%	16.47%	20.06%	17.01%	17.25%
	30% 이상	12.82%	11.61%	11.39%	12.28%	15.92%	14.63%	13.73%
	40% 이상	10.00%	9.23%	8.89%	9.88%	12.42%	11.90%	9.86%

## Subgroup Analysis(하위그룹 분석)

급속한 고령화의 영향으로 노년기가 상대적으로 길어지고 있으며, 65세 이상으로 고령군에 속하지만 같은 연령집단이라도 신체, 심리, 사회적인 특징은 연령대에 따라 상이할 수 있기 때문에, 고령군내 초기고령군과 후기고령군 간 의료서비스의 이용행태가 달라질 가능성이 있다(김상경, 2010). 따라서 본 연구는 하위그룹 분석 중 하나로 65세를 기준으로 연령그룹을 세분화하여 의료급여제도와 의료이용의 관계양상의 차이를 분석하였다(표 8). 그 결과 모든 연령층에서 수급자의 의료이용횟수가 더 높은 수치를 보였으며, 그 중 65~74세 그룹에서는 유의미하게 약12번 정도 수급권자의 의료이용을 더 많이 하는 것으로 나타났다. 반면, 외래 본인 부담금은 65세~74세 그룹에서 62% 정도 감소한 것으로 나타났으며, 총 진료비 또한 57% 감소하였다. 85세 이상의 그룹에서는 비급여가 600% 감소한 것으로 나타났다.

또한 고령층이 청장년 층과 비교하여 의료 이용이 차이가 나는 정도를 보기 위하여 65세 이하에서도 성향점수 매칭을 별개로 시행하여 의료 급여의 효과를 보았는데, 65세 이하에서는 외래 방문을 7번 정도 많이 하였으며, 외래 본인 부담금 역시 95%의 유의수준에서 유의미하게 적은 지출을 하는 것을 보였다.

의료 급여 제도로 인하여 의료 이용의 변화가 하위 그룹에 따라 어떻게 변하는지 보기 위하여 하위 그룹 분석을 시행하였다. 남성의 경우에는 비수급자에 비해 의료 이용을 9번 더 이용하고, 여성은 7번 더 이용을 하였으며 이는 90%의 유의수준에서 유의미하였다. 비용에 있어서는 남성은 66.9%, 여성은 52.2% 가량 본인 부담금 지불 비율이 감소하는 추세를 보였다. 입원의 경우 여성은 79.2%가량 본인 부담금의 비율이 감소하였다.

본인의 주관적 건강을 나쁨으로 평가한 군은 수급자가 7번 정도 의료 이용을 더 하였으며 본인 부담금 또한 67.6% 감소한 것으로 나타났다. 하지만 주관적 건강을 좋음으로 평가한 군은 22번이나 의



료 이용을 더 한 것으로 나타났지만 의료 이용과 의료 비용 모두에 있어서 유의한 차이가 나타나지 않았다.

경증 질환을 가진 환자 중 의료급여 수급자는 의료 이용을 24번 더 하였지만 통계적으로 유의미 하지 않았으며, 중증 질환을 가진 의료급여 수급자는 오히려 15번( $p < 0.1$ ) 정도 의료 이용이 적은 것으로 나타났다.

**표 7 의료급여수급에 따른 의료 이용의 대한 하위그룹분석**

나이	외래 이용 횟수		외래 본인 부담금		외래 비급여		외래 총 진료비		입원 일 수		입원 본인부담금		입원 비급여		입원 총 진료비	
	beta	SE	beta	SE	beta	SE	beta	SE	beta	SE	beta	SE	beta	SE	beta	SE
65세 이하	7.733**	2.497	-0.769**	0.223	-1.114*	0.665	-0.265	0.307	-11.202	7.695	-1.027	0.751	-1.560	2.141	-1.705	1.298
65세~75세	12.874**	5.602	-0.622**	0.269	0.305	0.824	-0.576**	0.201	10.797**	3.345	-0.101	0.432	1.843	1.683	-0.350	0.463
75세~85세	8.287*	4.972	-0.428*	0.252	0.337	0.814	0.227	0.422	-13.358	12.849	-2.119**	0.963	-1.322	1.725	-0.401	0.330
85세 이상	1.755	2.187	-0.812	0.675	-6.520**	2.632	-1.357	1.139	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>성별</b>																
남성	9.214*	5.007	-0.669**	0.325	-0.860	0.922	-0.408	0.353	1.107	3.191	-1.725	1.081	-1.901	2.365	-0.449*	0.264
여성	7.441*	3.992	-0.522**	0.202	-0.232	0.804	-0.114	0.291	-12.362	14.819	-0.792**	0.338	-0.610	0.817	-0.214	0.265
<b>주관적 건강</b>																
나쁨	7.504**	3.564	-0.676**	0.1835	-0.3987	0.6470	-0.2860	0.2609	-7.091	9.836	-1.524**	0.566	-0.712	1.175	-0.366	0.245
좋음	22.825	14.436	-0.184*	0.476	-1.157	2.500	0.491	0.672	-	-	-	-	-	-	-	-
<b>질환 중증도</b>																
경증 질환	24.284*	14.011	-0.157	0.507	-1.640	2.615	0.522	0.724	-	-	-	-	-	-	-	-
중증 질환	-15.972*	8.609	0.015	0.584	-2.427	4.659	-0.570	0.549	-	-	-	-	-	-	-	-

주1) 65세 이하의 분석은 성향점수매칭을 65세 이상과는 별개로 시행하였음  
p<0.1: \*, p<0.05: \*\*, p<0.01:\*\*\*

## Discussion

본 연구는 지속적으로 질병부담이 가중되고 있는 노인 만성질환자에 초점을 맞추어 건강보험가입 자군을 비교군으로 설정하고 PSM과 고정효과분석을 활용하여, 의료급여제도가 의료급여 수급권자의 의료이용에 실질적으로 어떤 영향을 미치는지를 분석한 연구이다. 그 결과 다양한 방법으로 두 집단의 특성들을 유사하게 조절하였음에도 불구하고, 건강보험 가입자에 비해 의료급여 수급권자의 의료이용횟수가 유의하게 높았고, 의료비용은 유의하게 낮음이 확인되었다. 의료급여 수급권자의 의료 이용횟수가 건강보험 가입자에 비해 유의하게 높은 결과는 성인전체를 대상으로 진행한 선행연구(김진현, 2018; 이해재, 2016; 김수정, 2015)들의 결과와 일치하는 것으로, 이는 의료급여제도 혜택의 영향을 받아 본인부담금이 낮아졌기 때문이며 동시에 제도가 본래의 취지대로 수급권자의 의료접근

성을 향상시킨 것으로 해석할 수 있다. 또 다른 요인으로는 ‘공급자 유인수요(supplier-induced demand)’를 언급할 수 있는데, 의료급여제도는 수급권자 측면에서는 건강보험 가입자에 비해 본인 부담률이 낮아 경제적 부담 없이 진료를 받을 수 있는 유인이 있는 한편, 공급자 측면에서는 환자의 비용부담을 크게 의식하지 않고 진료를 유인할 가능성이 있어(신현웅 외, 2014) 공급자 유인수요가 작용할 가능성을 생각해볼 수 있다. 한편, 비수급권자에 비해 수급권자의 의료비용이 유의하게 낮은 결과는 선행연구 중 이해재(2016)의 연구와 일치하였는데, 이해재(2016)는 이러한 결과의 이유가 건강보장의 혜택일수도 있지만 수급권자의 비급여진료비가 비교적 낮은 점을 근거로 설명하며 필요한 만큼의 지출이 이루어지지 못한 결과일 수도 있음을 언급한다. 실제로 미국 성인들을 대상으로 의료보험 가입자와 미가입자 간의 미충족 의료경험을 분석한 연구에서, 필요한 의료 욕구가 많음에도 불구하고 비용 때문에 필요한 의료 이용을 하지 못한 비율은 의료보험 가입자에 비해 미가입자에게서 3배 이상 높게 나타났으며(Ayanian et. al., 2000), 이해재(2016)에서도 건강보험 가입자의 미충족의료 경험 비율(24.32%)에 비해 의료 급여 수급권자들의 미충족 경험 비율(31.60%)이 더 높게 나타났음을 확인하였다. 이에 대해서는 향후 추가적인 고찰이 필요할 것으로 보인다. 이 외에 수급권자의 의료비용이 비수급권자보다 높은 것으로 확인한 김진현 외(2018)연구와는 결과가 달랐는데, 김진현 외(2018)는 총진료비에서 입원 비용을 포함하여 계산한 관계로 본 연구의 결과와는 다소 차이가 생긴 것으로 사료된다.

본 연구는 수급권자의 의료비용이 건강보험가입자에 비해 유의미하게 낮게 나타난 결과의 해당기전을 보다 명확하게 파악하기 위하여 의료비용을 본인부담금과 비급여로 세분화하여 두 비용에 대한 의료급여제도의 영향을 파악하였다. 그 결과 실제로 의료급여 수급권자의 본인부담금이 유의하게 낮게 나타나 의료급여제도가 본인부담금에 있어서는 노인 만성질환자 중 수급권자의 의료이용에 대한 경제적 부담을 어느정도 경감시켜 주었음을 확인하였다. 비급여의 경우 의료급여 수급권자가 비용이 명시적으로는 적게 나타나나 유의미하지는 않다.

이에 더해 본 연구는 과부담 의료비 또한 살펴보았는데, 그 결과 건강보험 가입자에 비해 의료급여 수급권자의 과부담 의료비 수준이 비교적 양호한 것으로 확인되었다. 소득수준이 낮은 의료급여 수급권자의 경제적 부담을 증가시키고 파산과 빈곤화의 원인이 될 수 있는 과부담의료비(손수인 외, 2010)가 의료급여 제도의 혜택을 받는 수급권자에게서 적게 발생한다는 본 연구의 결과는 의료급여 제도가 궁극적으로 수급권자의 보건의료 보장성 및 의료접근성 향상에 긍정적인 기여를 하고 있는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

의료급여제도가 노인 만성질환자 중 의료급여 수급권자의 의료이용에 미치는 영향을 분석한 본 연구는 분석결과의 엄밀성을 확보하기 위하여 하위그룹 분석을 실시하였다. 먼저 65세를 기준으로 연령별 분석을 실시한 결과 모든 연령그룹에서 의료급여 수급권자가 건강보험 가입자에 비해 외래방문 횟수가 높은 것으로 나타났으며, 그 중 65~74세 그룹은 약 12번 정도 더 유의한 결과를 보였다. 65~74세의 그룹은 노인그룹 중에서 비교적 젊은 연령대로 75세 이상의 그룹보다 65세 이하의 중장년층과 더욱 동질적인 경향이 있기 때문에(Sheyna, 2012)보다 활동적으로 의료이용을 더 많이 하는

것으로 사료된다. 이 외에 성별 하위그룹 분석에서도 남성과 여성 모두 수급권자가 비수급권자에 비해 의료이용을 유의하게 더 많이 하며 두 성별이 지불하는 외래 본인 부담금도 유의하게 낮음이 확인되었다.

고령화는 비단 대한민국 뿐만이 아니라 전 세계적으로 이미 거부할 수 없는 물결이 되었다. 이에 노인 인구가 계속 증가하면서 노인 만성질환자는 보건의료체계에서 주요한 활동자(player)가 되었고, 대한민국 보건의료체계 내에서 이들의 비중이 높은 의료급여 수급권자를 대상으로 의료급여제도가 이들의 의료이용에 미치는 영향을 파악한 본 연구는 다음과 같은 함의를 가진다. 첫째, 다양한 방법으로 두 집단의 특성을 유사하게 조절한 후에도 수급권자가 유의하게 의료이용을 더 많이 하며 외래 본인 부담금 또한 더 적게 지출하였음을 확인하였다. 이는 의료급여제도가 본래의 취지대로 수급권자의 의료접근성을 향상시켰으며, 의료이용에 대한 재정적 부담을 완화시키고 있음을 의미한다. 또한 과부담 의료비 지표를 추가하여 살펴본 결과 비수급권자에 비해 수급권자의 과부담 의료비율이 더 적어 의료급여제도가 비교적 소득이 낮은 수급권자가 과도한 의료비부담으로 인해 당할 수 있는 파산과 빈곤화의 위협으로부터 어느정도 보호작용이 있음을 알 수 있었다. 둘째, 이와 같이 수급권자의 의료접근성과 의료보장성 향상에 기여하고 있는 것으로 확인된 의료급여제도가 본문 앞에서도 언급하였듯이 몇 가지 이유(정보부재, 부양의무제도)로 인하여 자격이 있음에도 불구하고 그 혜택을 받지 못하는 대상자가 존재한다. 본 연구에서 확인할 수 있듯이 저소득층에 건강보험가입자 중 과부담 의료비 비율이 40% 이상을 보이는 가구가 전체 가구의 13% 가량 차지한다. 이들 또한 제도의 보호를 받아야 하는 대상임에도 불구하고 사각지대에 위치하여 의료비로 인해 가계 재정에 부담을 받게 된다. 따라서 지자체의 역량대로 대상자를 선별하는 기존 방식에서 탈피하여 국가적인 기준을 제정하여 자산조사를 시행하도록 함으로써 지역별로 제각각이던 선별기준을 하나로 통일하여 이를 바탕으로 대상자를 선별하여 사각지대에 놓이는 대상자가 더 이상은 없게 하는 조치가 필요할 것이며, 자녀와 동거하는 노인의 수가 감소추세에 있음을 고려하여 부양의무자가 일정한 소득이 있는 경우에도 추가적인 사례조사를 통하여 자녀들로부터 경제적 도움을 받지 못하는 노인 중에서 의료급여 수급권자를 선정해야 할 필요가 있을 것으로 보인다.

본 연구는 의료급여 가입을 함으로써 나타나는 65세 이상 인구의 의료 이용 변화를 보기 위하여 한국의료패널 자료를 활용하였다. 다년간의 분석을 위하여 패널 분석을 시행하였으나, 응답자 중 일부가 추적 손실이 되었다. 추적 손실이 된 대상자는 본 분석에서 결측치로 처리하였으며 이로 인해 의료이용이 과소 혹은 과대추정이 되었을 수 있다. 또한, 본 연구에서는 자산소득과 근로소득의 합으로만 의료급여 요건을 검증하였으며 이 또한 응답자의 기억에 의존하였다는 한계가 있다. 실제 가구의 전체 소득 자료를 활용하여 의료 급여 자격 요건을 확인할 수 있다면 본 분석의 정확도는 더 높아질 수 있다. 그럼에도 불구하고 패널 자료를 활용하여 만성질환 의료 급여환자의 의료 이용 경향성을 분석하였다는 점에서 본 연구의 의미가 있다.

## 참고문헌

- Ayanian, J. Z., Weissman, J. S., Schneider, E. C., Ginsburg, J. A., & Zaslavsky, A. M. (2000). Unmet health needs of uninsured adults in the United States. *Jama*, 284(16), 2061-2069.
- World Health Organization. (2018). Noncommunicable diseases country profiles 2018. Indicators, O. E. C. D. (2017). Health at a Glance.
- 통계청 (2019). 10만명당 주요사망원인별 사망률(OECD). 통계청. Retrieved from [https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT\\_2KAAC13\\_OECD](https://kosis.kr/statHtml/statHtml.do?orgId=101&tblId=DT_2KAAC13_OECD)
- Jung, Y. H., Ko, S. J., & Kim, E. J. (2013). A study on the effective chronic disease management. *Seoul: Korea Institute for Health and Social Affairs*, 12.
- Jeon, B. Y. (2007). Discussion on the outcome and development challenges of the Medicaid system. In *OK Moon (Chair), Outcome and long-term and mid-term directions for development of the Medicaid system. Symposium conducted at the meeting of celebrating the 30th Anniversary of Korean Medicaid, Seoul, Korea.*
- Ministry of Health & Welfare(2014). guideline of medicaid management. Sejong: Ministry of Health & Welfare; 2014. 510 p.
- Jung, K. H., Oh, Y. H., Kang, E. N., Kim, J. H., Sunwoo, D., & Oh, M. A. (2014). A survey of Korean older persons. Sejong: Ministry of Health and Welfare. *Korea Institute for Health and Social Affairs*, 2014-61.
- Kim, J. G. (2008). Factors affecting the choice of medical care use by the elderly person. *J Welf Aged*, 39, 273-302.
- Health Insurance Review and Assessment Service (2015). The rapid increase of the olds over 75 years old led the entire health expenditure. Wonju: Health Insurance Review and Assessment Service; 2015
- Na, B. J., Hong, J. Y., Kim, K. Y., Lee, M. S., Nam, H. S., Im, J. S., Rhee, J. A. (2004). The relation between type of insurance and actue appendicitis rupture rate. *J of Preventive Medical and Public Health*, 37, pp.267-273.
- Shin, H. R., Lim, S. J., & Cho, J. H. (2009). Support and evaluation on case management of medical aid program. *Seoul: Korea Human Resource Development Institute of Health and Welfare.*
- 건강보험심사평가원 (2019). 건강보험요양급여비용. 건강보험심사평가원.
- 김교성, 이현옥 (2012). 의료보장 유형에 따른 의료 접근성 연구: 과부담 의료비 지출과 미충족 의료 경험을 중심으로. *사회복지정책 Social Welfare Policy*, Vol. 39, No. 4, 2012. 12. pp. 255-279
- 김수정, 허순임. (2011). 우리나라 가구 의료비부담과 미충족 의료 현황: 의료보장 형태와 경제적 수준을 중심으로. *보건경제와 정책연구*, 17(1), pp.47-70.
- 김수정, 김보린, 박소정 (2015). 만성질환자의 예방가능한 입원 및 질병으로 인한 응급실 방문: 의료급여 수급 여부를 중심으로. *보건사회연구* 35(2), 2015, 405-428 *Health and Social Welfare Review* 405.
- 김진현, 임은실, 배현지, & 고영. (2018). 성향점수대응법에 의한 의료급여와 건강보험의 의료이용량 차이 분석. *사회보장연구*, 34(1), 55-77.
- 민동후, 조저연, 김정길, 서수진, 김미경, 심은혜, 차유현, 김창엽 (2018). 만성 질환을 가진 노인의 의료경험과 미충족의료 인식. *보건행정학회지* 2018;28(1):35-47 | ISSN 1225-4266 *Health Policy and Management* Vol.28 No.1, 35-47.
- 사공진, 임현아, 조명덕 (2012). 만성질환자의 의료이용과 의료비 지출의 형평성 분석. *보건경제와 정책연구* 제18권 제3호. *The Korean Journal of Health Economics and Policy* Vol.18, No.3, 79~101, 2012

- 손수인, 신영전, & 김창엽. (2010). 저소득층의 과부담의료비 발생에 영향을 미치는 요인. *보건사회연구*, 30(1), 92-110.
- 신현웅, 윤장호, 노연홍, 여지영(2014). 의료급여비용 증가에 공급자 유인효과가 미치는 영향. The Impact of Supplier Induced Demand on Increase in Medical Aid Expenditure. *보건행정학회지*. 4:24(1):13-23 | ISSN 1225-4266 Health Policy and Management Vol.24 No.1, 13-23  
<http://dx.doi.org/10.4332/KJHPA.2014.24.1.13>
- 김유경. (2016). 부양환경 변화에 따른 가족부양특성과 정책과제. *보건복지포럼*, 2016(5), 62-79.
- 보건복지부(2019). 일차의료 만성질환관리 통합사업 운영지침.
- Rosenbaum, P. R., & Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1), 41-55.
- 신영석, 최병호, 신현웅, 황도경, & 윤석준. (2005). 의료급여환자 의료지출실태 및 급여개선방안. 보건복지부·한국보건사회연구원
- 이수진, & 임재영. (2013). 의료급여 수급가구의 의료이용 변화에 관한 연구: 2007 년 의료급여 1 종 외래 본인일부부담제도 도입을 중심으로. *보건경제와 정책연구 (구 보건경제연구)*, 19(3), 23-49.
- 이혜재. (2016). 성향점수매칭으로 살펴본 의료급여 수급자와 건강보험 가입자의 본인부담 의료비 지출과 의료이용. *보건경제와 정책연구 (구 보건경제연구)*, 22(2), 29-49.
- 임승주. (2009). 의료급여 1 종 노인 수급권자의 입원이용. *동서간호학연구지*, 15(2), 63-70.
- 정영호, 고숙자, & 김은주. (2013). 효과적인 만성질환 관리방안 연구. 보건사회연구원
- 조경애. (2000). 가난한 이들의 건강과 의료이용 현황. *올바른 의료보호법 개정을 위한 공동대책위원회 발족식 및 공청회 자료집*. 서울: 건강연대.