

모시는 글

안녕하십니까?

한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주최하는 「제14회 한국의료패널 학술대회」에 여러분을 초대합니다.

우리나라 보건의료 환경은 국민 의료비가 지속 증가하고 있고 의료서비스에 대한 요구가 다양해지는 등 급변하고 있습니다.

이러한 변화에 능동적으로 대처하고자 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단은 컨소시엄을 구성하여 2008년부터 한국의료패널 조사를 수행하고 있습니다.

한국의료패널은 의료이용행태와 의료비 지출실태, 건강행태 및 건강수준에 관한 기초 자료뿐만 아니라 비급여, 의약품, 민간의료보험 지출 등을 파악하기 위한 포괄적인 정보를 제공합니다. 한국의료패널은 수요자 중심의 유일무이한 의료이용 데이터로, 보건의료정책 및 건강보험정책 수립의 기초자료로 활용되고 관련 학술 연구 분야의 증진에도 기여하고 있습니다.

이에 각계의 전문가들을 모시고 한국의료패널 자료를 활용한 연구결과들을 논의하고 우리나라 보건의료 정책의 발전 방안을 모색하는 장을 마련하였습니다.

이번 학술대회는 3년 만에 대면으로 진행하는 뜻깊은 자리입니다. 부디 참석하시어 자리를 빛내주시기를 바라며, 앞으로도 한국의료패널에 많은 관심과 성원을 부탁드립니다.

감사합니다.

2022년 12월

한국보건사회연구원 원장 이태수

국민건강보험공단 이사장 강도태



〈프로그램〉

주요일정(시간)	세부 내용	
등록 09:00-09:30	현장등록	
개회식 09:30-10:00	사회	함영진 실장(한국보건사회연구원)
	개회사	이태수 한국보건사회연구원 원장
	환영사	강도태 국민건강보험공단 이사장
	논문경진대회 시상	이태수 한국보건사회연구원 원장
기회 세션 10:00-12:00	질병부담, 의료이용, 의료비 예측 및 전망 : 의료패널을 활용하여 좌장 : 이승욱 교수(서울대학교)	
	기초 발표	의료비 증가의 주요 원인과 전망: 수요와 공급의 상호작용 기전, 의료비 예측의 이론적 틀(방법론적 관점을 중심으로) 이태진 교수(서울대)
	발표1	Microsimulation의 정책적 활용: 사회보장분야를 중심으로 류재민 부연구위원(한국보건사회연구원)
	발표2	미시모의실험모형 기반 건강보험 진료비 추정 황인욱 연구교수(서울대)
	발표3	마이크로시뮬레이션 모형을 활용한 2040년 한국인의 비만 유병률 예측 정윤선 연구교수(고려대)
	종합 토론	김태현 교수(연세대), 강희정 실장(한국보건사회연구원), 김정희 실장(국민건강보험공단)
12:00-13:00	점심시간	
주제 세션 / 방법론 특강 1 13:00-14:30	주제 1 : 노인층 의료이용·의료비 지출 좌장 : 박재용 교수(경북대학교)	
	발표1	고령층 외래 본인부담제도 변화와 보건의료 가격탄력성 추정 김우현 교수(서울시립대)
	발표2	중,고령 진입에 따른 세대별 질병 및 의료비 부담 분석 강태욱 교수(성신여대)
	발표3	노인의료비 지출 영향요인: 단독가구와 부부가구 집단비교를 중심으로 문용필 교수(광주대)
	지정 토론	이호용 센터장(국민건강보험공단), 정영일 교수(방송통신대), 이은경 연구위원(한국조세재정연구원),
	주제 2 : 헬스리터러시 좌장 : 장세진 교수(연세대학교)	
	발표1	헬스리터러시 현황 및 연구동향 천희란 교수(중원대)
	발표2	2021년 한국의료패널 헬스리터러시(HLS-EU) 부가조사 배경 및 조사 결과 박은자 연구위원(한국보건사회연구원)
	발표3	2021년 한국의료패널 헬스리터러시 자료 활용 방안 최슬기 교수(서울시립대)
	종합 토론	한은아 교수(연세대), 이서현 교수(연세대), 최은진 연구위원(한국보건사회연구원)
	방법론 특강 : 패널자료 분석방법론 1 강사 : 정민혁(제이슨티지)	
	1강	패널자료 구축
14:30-14:45	휴식시간	
자유연제 세션 1 / 방법론 특강 2 14:45-16:15	자유연제 1-1 : 만성질환 현황 및 관리 좌장 : 김춘배 교수(연세대학교)	
	발표1	고혈압 당뇨 환자의 10년간 음주 및 흡연 행태 변화분석 - 2009년~2018년 한국의료패널 자료를 활용하여 이유리(삼육대)
	발표2	고혈압 환자에서 상용치료원 유형에 따른 전체 복약 순응도와 항목별 복약 순응도 성낙진 교수(동국대 일산병원)
	발표3	한국 성인의 상용치료원 보유와 미충족의료의 연관성 이재호 교수(가톨릭대)
	종합 토론	김수경 부연구위원(한국보건사회연구원), 유원섭 센터장(국립중앙의료원)



	자유연제 1-2 : 의료이용·의료비 부담 좌장 : 신의철 교수(가톨릭대학교)	
	발표1	세대 구성이 가구주의 임금 수준에 따른 의료비 부담에 미치는 영향에 대한 다수준 분석 한아름(서울대)
	발표2	소득수준과 고용안정성 측면에서 본 의료이용 문석준(한국보건사회연구원)
	발표3	우리나라 의료서비스 이용을 위한 교통비 지출에 영향을 미치는 요인 분석 장수연(Max Planck Institute for Demographic Research)
	종합 토론	이진형 교수(성균관대), 권용진 교수(서울대)
	방법론 특강 : 패널자료 분석방법론 2 강사 : 정민혁(제이슨티지)	
	2강	패널분석모형 및 확장모형
16:15-16:30	휴식시간	
자유연제 세션 2 / 대학원생 논문발표 16:30-18:00	자유연제 2-1 : 건강보험 보장성 강화 좌장 : 최병호 교수(서울시립대학교)	
	발표1	민간의료보험이 외래 고가 영상 검사비용에 미치는 영향: 건강보험 보장성 강화 정책에 따른 변화 신유경(서울대)
	발표2	건강보험 보장성 강화정책이 저소득 고령층의 의료에 미치는 영향 이종빈(고려대)
	발표3	2017년 건강보험 보장성 강화대책의 정책 평가 지석민(고려대)
	종합 토론	박나영 부연구위원(한국보건사회연구원), 최정규 부연구위원(국민건강보험공단)
	자유연제 2-2 : 자료연계 방법론 좌장 : 배재용 연구위원(한국보건사회연구원)	
	발표1	통계적 매칭 방법론을 활용한 데이터 통합 관련 연구 - 한국의료패널 조사와 생활시간조사를 중심으로 이혜정 부연구위원(한국보건사회연구원)
	발표2	노동패널자료를 활용한 가명정보 결합 사례 - 결합과정과 결합자료 활용 제한점 엄혜은 주임연구원(건강보험심사평가원)
	종합 토론	고현석 농업연구관(농촌진흥청), 김은경 부장(코리아크레딧뷰로, KCB)
	대학원생 논문발표 좌장 : 이광수 교수(연세대학교)	
	발표1	코로나 19 유행과 의료이용 형평성 이정민(서울대)
	발표2	가구 내 건강충격이 가구 민간보험 수요에 미치는 영향: Rolling entry matching(REM)을 적용한 일반화 이층차분법을 활용하여 임유나(서울대)
	발표3	GROUP-BASED TRAJECTORY MODELING WITH APPLICATION TO GERIATRIC PNEUMONIA 김민영(서스캐처원대)
	발표4	이층차분분석의 “금지된 비교” 넘어서기 - 이층차분분석의 최신 동향을 반영한 산정특례제도 효과 분석 김진환(서울대)
종합 토론	신지영 부연구위원(한국보건사회연구원), 김승희 부연구위원(국민건강보험공단)	



〈목차〉

기획세션

좌장 | 이승욱(서울대학교)

질병부담, 의료이용 의료비 예측 및 전망: 의료패널을 활용하여

- 기조발표. 의료비 증가의 주요 원인과 전망: 수요와 공급의 상호작용 기전, 의료비 예측의 이론적 틀 (방법론적 관점을 중심으로) 이태진(서울대) 3
1. Microsimulation의 정책적 활용: 사회보장분야를 중심으로 류재린(한국보건사회연구원) 35
 2. 미시모의실험모형 기반 건강보험 진료비 추정 황인욱, 이윤경, 임유나, 이태진(서울대) 53
 3. 마이크로 시뮬레이션을 활용한 2040년 한국인의 비만 유병률 예측 정윤선(고려대) 73

주제세션 1

좌장 | 박재용(경북대학교)

노인층 의료이용·의료비 지출

1. 고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정 김우현(서울시립대) 91
2. 중,고령 진입에 따른 세대별 질병 및 의료비 부담분석 강태욱(성신여대) 109
3. 노인의료비 지출 영향요인: 단독가구와 부부가구 집단비교를 중심으로 문용필(광주대) 121

주제세션 2

좌장 | 장세진(연세대학교)

헬스리터러시

1. 헬스리터러시 현황 및 연구동향 천희란(중원대) 133
2. 2021년 한국의료패널 헬스 리터러시(HLS-EU) 부가조사 배경 및 조사 결과 박은자(한국보건사회연구원) 149
3. 2021년 한국의료패널 헬스리터러시 자료 활용 방안 최슬기(서울시립대) 171

방법론 특강

강의 | 정민혁 강사(제이슨티지)

패널자료 분석방법론

1. 패널자료 구축
2. 패널분석모형 및 확장모형 187



자유연제 1-1

좌장 | 김춘배(연세대학교)

만성질환 현황 및 관리

1. 고혈압 당뇨병환자의 음주 및 흡연 행태 분석 - 2009~2018년 한국의료패널 자료를 활용하여 ... 191
이유리(삼육대)
2. 고혈압 환자에서 상용치료원 유형에 따른 전체 복약순응도와 항목별 복약순응도 ... 201
성낙진, 강한길(동국대 일산병원)
3. 한국 성인의 상용치료원 보유와 미충족의료의 연관성 ... 211
이재호(가톨릭대)

자유연제 1-2

좌장 | 신의철(가톨릭대학교)

의료이용 의료비 부담

1. 세대 구성이 가구주의 소득 수준에 따른 의료비 부담에 끼치는 영향에 대한 다수준 분석 ... 229
한아름(서울대)
2. 소득분위별 고용안정성이 의료이용에 미치는 영향 ... 241
문석준(한국보건사회연구원)
3. 우리나라 의료서비스 이용을 위한 교통비 지출에 영향을 미치는 요인 분석 ... 255
장수연(Max Planck Institute for Demographic Research),
선정연(Erasmus Univ.), 오인환(경희대)

자유연제 2-1

좌장 | 최병호(서울시립대학교)

건강보험 보장성 강화

1. 민간의료보험이 외래 고가 영상 검사 이용에 미치는 영향: 건강보험 보장성 강화 정책에 따른 변화 ... 267
신유경, 도영경(서울대)
2. 건강보험 보장성 강화정책이 저소득 고령층의 의료에 미치는 영향 ... 281
이종빈(고려대)
3. 2017년 건강보험 보장성 강화대책의 정책 평가 ... 302
지석민, 신채환(고려대)

자유연제 2-2

좌장 | 배재용(한국보건사회연구원)

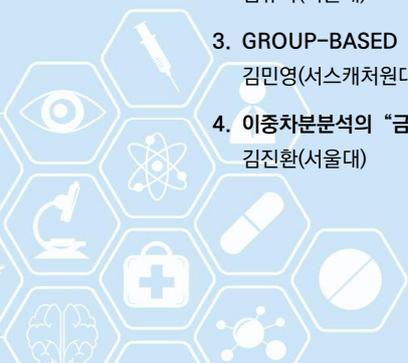
자료연계 방법론

1. 통계적 매칭 방법론을 활용한 데이터 통합 관련 연구 - 한국의료패널조사와 생활시간조사를 중심으로 ... 321
이혜정(한국보건사회연구원)
2. 노동패널 자료를 활용한 가명정보 결합 사례 - 결합과정과 결합자료 활용의 제한점 ... 323
엄혜은(건강보험심사평가원)

대학원생 논문발표

좌장 | 이광수(연세대학교)

1. 코로나19 유행과 의료이용 형평성 ... 347
이정민(서울대)
2. 가구 내 건강총격이 가구 민간보험 수요에 미치는 영향: Rolling entry matching(REM)을 적용한 일반화 이종차분법을 활용하여 ... 375
임유나(서울대)
3. GROUP-BASED TRAJECTORY MODELING WITH APPLICATION TO GERIATRIC PNEUMONIA ... 399
김민영(서스캐처원대)
4. 이종차분분석의 “금지된 비교” 넘어서기 - 이종차분분석의 최신 동향을 반영한 산정특례제도 효과 분석 ... 421
김진환(서울대)



기획
세션

제14회 한국의료패널 학술대회

질병부담, 의료이용 의료비 예측 및 전망: 의료패널을 활용하여

좌장 | 이승욱(서울대학교)

기조발표. 의료비 증가의 주요 원인과 전망: 수요와 공급의 상호작용 기전, 의료비 예측의 이론적 틀(방법론적 관점을 중심으로)
이태진(서울대)

발표1. Microsimulation의 정책적 활용: 사회보장분야를 중심으로
류재린(한국보건사회연구원)

발표2. 미시모의실험모형 기반 건강보험 진료비 추정
황인욱, 이윤경, 임유나, 이태진(서울대)

발표3. 마이크로 시뮬레이션을 활용한 2040년 한국인의 비만 유병률 예측
정윤선(고려대)

토론 | 김태현(연세대)
강희정(한국보건사회연구원)
김정희(국민건강보험공단)



의료비 증가의 주요 원인과 전망:
수요와 공급의 상호작용 기전, 의료비 예측의 이론적 틀
(방법론적 관점을 중심으로)

이태진 | 서울대학교 보건대학원

한국의료패널 학술대회

 SNU Health
서울대학교 보건대학원

의료비 증가의 주요 원인과 전망:
수요와 공급의 상호작용 기전,
의료비 예측의 이론적 틀(방법론적 관점을 중심으로)

2022. 12. 9

서울대학교 보건대학원
이태진
(tjlee@snu.ac.kr)

목차

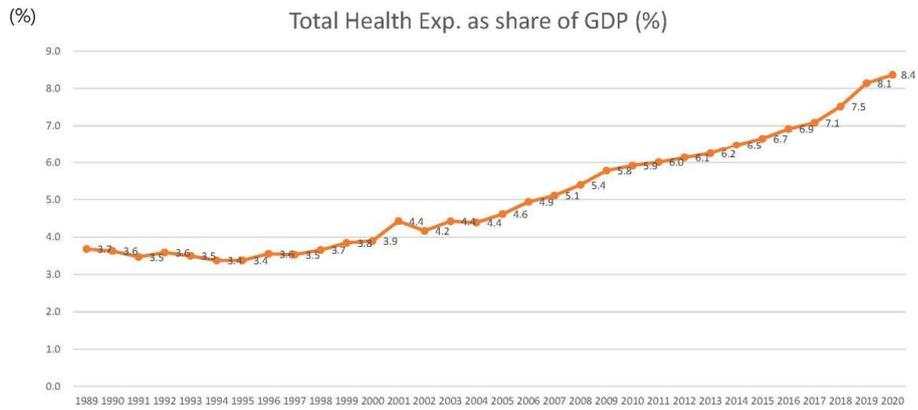
- 01 배경, 목적, 이론적 고찰
- 02 의료비 지출 추이
- 03 의료비 증가에 영향을 미치는 요인
- 04 한국의료패널을 이용한 장래 의료비 추계: 미시모의실험모형 접근법

01

배경, 목적, 이론적 고찰

배경

■ GDP 대비 의료비 비중 (1989-2020)

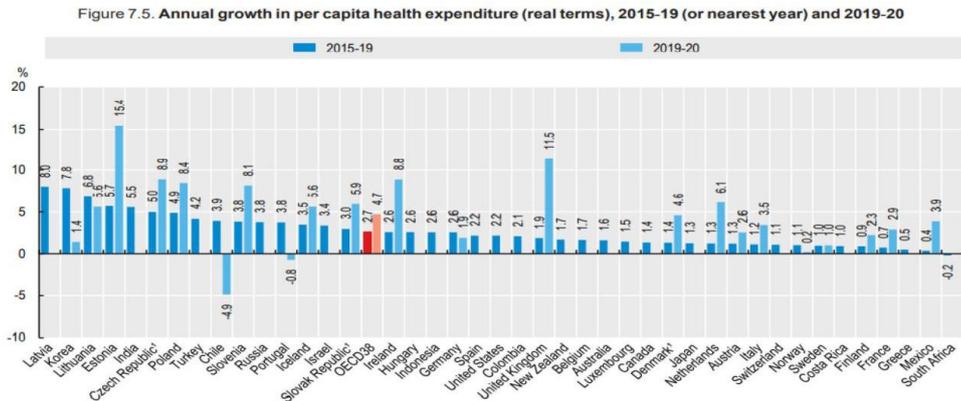


* OECD 평균 : 8.8% (2019) → 9.7% (2020)

Source: OECD Health Data 2022

배경

■ 1인당 의료비 연평균 증가율(%)



Note: OECD average growth rate for 2019-20 is based on the preliminary estimates for 22 countries. 1. OECD estimates for 2020.
Source: OECD Health Statistics 2021.

Source: OECD, Health at a glance 2021

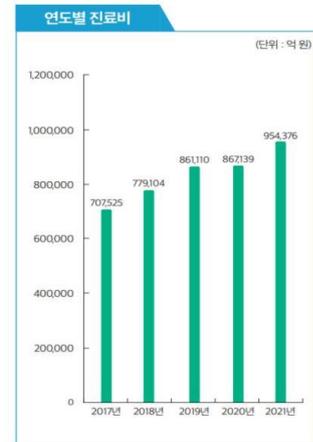
배경

▪ 건강보험 진료비 증가 현황

(단위: 억 원, %)

구분	2017년	2018년	2019년	2020년	2021년
진료비 (전년대비 증감률)	707,525 (-)	779,104 (10.1)	861,110 (10.5)	867,139 (0.7)	954,376 (10.1)
급여비 (전년대비 증감률)	529,753 (-)	587,489 (10.9)	648,881 (10.4)	652,916 (0.6)	715,569 (9.6)

주) 1. 수진기준(실제 진료받은 일자기준)
 2. 건강보험 급여실적(의료급여 및 비급여 제외)
 3. 현금급여, 건강검진비 등 제외



자료원: 2021 건강보험통계연보

목적

- 한국의료패널자료를 이용하여 의료비 증가의 주요 원인을 살펴보고, 장래 의료비 예측을 위한 방법론을 소개하고자 함
 - 수요 및 공급측 요인을 중심 의료비 증가 양상을 확인함
 - 미시모의실험모형(micro-simulation)을 이용한 장래 의료비 예측 방법론을 소개함

의료비 증가 원인 - 이론적 고찰

- 수요측 요인
 - 소득 증가
 - 고령화
- 공급측 요인
 - 병상 수/ 의사 수 증가
 - 고가의료장비 증가
 - 생산비용 상승
- 제도적 요인
 - 건강보험 보장성 확대
 - 수가 상승
 - 진료비 지불제도

이론적 고찰

- 소득과 의료비
 - 소득 수준에 따른 의료비 지출 차이
 - Income inequality in health expenditure?
 - 소득 탄력성 추정을 통한 예측
 - 소득 탄력성 = 의료비 증가율(%) / 소득 증가율(%)
 - 장래 의료비 추정에 활용
- 고령화와 의료비
 - 연령에 따른 의료비 지출 차이
 - 건강한 고령화(Healthy ageing)
 - 고령인구 증가, 사망 근접도
- 병상 수/의사 수와 의료비
 - Roemer's law: 공급이 수요를 창출

이론적 고찰

- **의료비의 특성**
 - **의료비 분포**
 - 비정규성: 다수의 소액 진료비와 소수의 고액 진료비
 - 로그변환 후 회귀분석에 활용
 - **의료 이용여부 결정과 이용량 결정 관련 요인의 차이**
 - 의료 이용 여부보다 이용량 결정에 공급자 요인이 더 많이 작용
- **Two-part model**
 - **1st part:** 의료 이용여부 관련 요인 분석
 - **2nd part:** 의료이용자 대상 의료비 관련 요인 분석

02

의료비 지출 추이(2008-2020)

1. 한국의료패널 개인 의료비 정의

■ 한국의료패널의 개인의료비 정의(본인부담의료비 총액)

1. I_medicaexp1: 수납금액(입원, 외래, 응급의료비) + 처방약 값(입원, 외래, 응급)
2. I_medicaexp2: 수납금액(입원, 외래, 응급의료비) + 처방약 값(입원, 외래, 응급) + 교통비(입원, 외래, 응급) + 입원 간병비

■ 본 연구에서의 활용 변수

- 본 연구에서는 개인의료비로 한국의료패널의 첫번째 정의(변수명: I_medicaexp1)를 활용하였으며, 각 항목의 경우 수납금액과 처방약 값을 더하여 산출함

연구에서의 정의	개념	구성요소
개인의료비	본인부담의료비의 총액	수납금액(입원의료비+외래의료비+응급의료비) +처방약 값(입원 처방약 값+ 외래 처방약 값+응급 처방약 값)
입원의료비	입원 본인부담의료비	수납금액(입원의료비)+처방약 값(입원 처방약 값)
외래의료비	외래 본인부담 의료비	수납금액(외래의료비) +처방약 값(외래 처방약 값)
응급의료비	응급본인부담의료비	수납금액(응급의료비) +처방약 값(응급 처방약 값)

*연도 별 횡단 가중치를 적용하여 값을 산출함

*한국의료패널에서 제공하는 개인의료비 변수와 각 항목(응급, 입원, 외래 의료비 + 처방약 값)의 합이 맞지 않는 경우가 존재함(연도별로 약 2% 내외)

2. 의료비 지출 추이(2008-2020)

■ 1인당 의료비 지출 - 전체 대상자 기준

(단위: 원)

연도	전체 대상자	전체의료비	입원의료비	외래의료비	응급의료비
2008	21,283	346,091	99,900	234,320	4,226
2009	19,153	359,387	94,661	254,603	4,749
2010	17,885	376,290	96,381	267,280	5,355
2011	17,035	397,912	101,857	279,630	4,304
2012	15,872	418,938	109,389	297,056	4,854
2013	14,839	433,872	110,158	307,011	4,682
2014	19,219	429,677	118,703	292,457	5,708
2015	18,130	430,190	113,413	303,681	5,745
2016	17,424	478,381	127,083	334,141	5,978
2017	17,184	485,745	124,809	344,464	6,566
2018	17,008	514,222	129,969	367,207	6,327
연평균 증가율(CAGR)	-	▲4.0%	▲2.7%	▲4.6%	▲4.1%
2019	14,741	495,136	120,823	369,218	5,095
2020	13,443	567,339	133,160	429,537	4,642
연평균 증가율(CAGR)	-	▲14.6%	▲10.2%	▲16.3%	▼8.9%

2. 의료비 지출 추이(2008-2020)

1인당 의료비 지출 - 전체 대상자 기준



2. 의료비 지출 추이(2008-2020)

1인당 전체 의료비 분포

(단위: 원)

연도	N	평균	최솟값	제1 사분위수	중위수	제3 사분위수	최댓값
2008	21,283	346,091	0	3,400	57,340	294,740	140,000,000
2009	19,153	359,387	0	6,422	76,283	324,719	25,841,323
2010	17,885	376,290	0	7,655	85,645	347,760	30,125,419
2011	17,035	397,912	0	8,181	89,173	365,418	85,774,475
2012	15,872	418,938	0	11,637	99,043	407,007	24,015,294
2013	14,839	433,872	0	13,082	106,501	411,606	30,702,457
2014	19,219	429,677	0	14,089	108,809	404,664	36,765,118
2015	18,130	430,190	0	14,740	111,913	414,141	26,471,824
2016	17,424	478,381	0	17,316	130,390	458,982	35,165,067
2017	17,184	485,745	0	21,402	137,856	483,960	29,089,339
2018	17,008	514,222	0	25,379	158,142	535,584	29,069,426
2019	14,741	495,136	0	16,174	152,131	505,022	24,725,416
2020	13,443	567,339	0	24,755	177,861	589,768	31,377,743

주: 마이너스 값으로 제시된 금액(결측, 월외 등)은 모두 0으로 변환함

2. 의료비 지출 추이(2008-2020)

▪ 1인당 입원 의료비 분포

(단위:원)

연도	N	평균	최솟값	제1 사분위수	중위수	제3 사분위수	최댓값
2008	21,283	99,900	0	0	0	0	140,000,000
2009	19,153	94,661	0	0	0	0	25,310,844
2010	17,885	96,381	0	0	0	0	29,692,713
2011	17,035	101,857	0	0	0	0	23,018,275
2012	15,872	109,389	0	0	0	0	21,700,836
2013	14,839	110,158	0	0	0	0	30,218,201
2014	19,219	118,703	0	0	0	0	36,366,246
2015	18,130	113,413	0	0	0	0	23,509,398
2016	17,424	127,083	0	0	0	0	35,007,082
2017	17,184	124,809	0	0	0	0	27,246,619
2018	17,008	129,969	0	0	0	0	27,381,339
2019	14,741	120,823	0	0	0	0	23,212,091
2020	13,443	133,160	0	0	0	0	31,263,763

2. 의료비 지출 추이(2008-2020)

▪ 1인당 외래 의료비 분포

(단위:원)

연도	N	평균	최솟값	제1 사분위수	중위수	제3 사분위수	최댓값
2008	21,283	234,320	0	500	49,200	236,700	34,848,049
2009	19,153	254,603	0	5,838	64,510	260,268	12,131,014
2010	17,885	267,280	0	6,899	72,671	275,562	14,177,363
2011	17,035	279,630	0	7,090	76,356	299,870	10,576,215
2012	15,872	297,056	0	10,046	85,531	320,218	12,105,104
2013	14,839	307,011	0	11,677	93,187	335,703	12,546,989
2014	19,219	292,457	0	12,311	91,729	325,827	18,158,812
2015	18,130	303,681	0	12,829	95,141	331,141	22,791,247
2016	17,424	334,141	0	14,672	110,634	361,160	15,811,703
2017	17,184	344,464	0	18,476	118,411	389,141	12,855,022
2018	17,008	367,207	0	21,918	134,394	432,814	14,438,837
2019	14,741	369,218	0	14,039	138,174	438,841	11,673,134
2020	13,443	429,537	0	22,386	164,454	518,411	15,877,823

2. 의료비 지출 추이(2008-2020)

▪ 1인당 응급 의료비 분포

(단위: 원)

연도	N	평균	최솟값	제1 사분위수	중위수	제3 사분위수	최댓값
2008	21,283	4,226	0	0	0	0	2,200,000
2009	19,153	4,749	0	0	0	0	1,869,746
2010	17,885	5,355	0	0	0	0	4,725,000
2011	17,035	4,304	0	0	0	0	953,196
2012	15,872	4,854	0	0	0	0	2,865,798
2013	14,839	4,682	0	0	0	0	1,510,213
2014	19,219	5,708	0	0	0	0	1,223,935
2015	18,130	5,745	0	0	0	0	1,520,836
2016	17,424	5,978	0	0	0	0	1,044,004
2017	17,184	6,566	0	0	0	0	1,962,803
2018	17,008	6,327	0	0	0	0	949,009
2019	14,741	5,095	0	0	0	0	2,295,747
2020	13,443	4,642	0	0	0	0	898,700

2. 의료비 지출 추이(2008-2020)

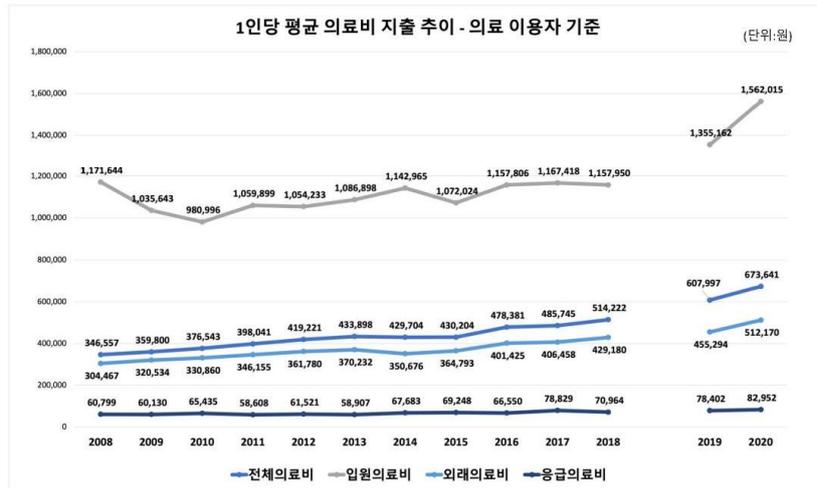
▪ 1인당 의료비 지출 - 의료이용자 기준

(단위: 원)

연도	전체 대상자	전체의료비		입원의료비		외래의료비		응급의료비					
		이용자		이용자		이용자		이용자					
		n	(%)	n	(%)	n	(%)	n	(%)				
2008	21,283	21,250	99.8	346,557	1,901	8.9	1,171,644	16,872	79.3	304,467	1,554	7.3	60,799
2009	19,153	19,127	99.9	359,800	1,843	9.6	1,035,643	15,679	81.9	320,534	1,592	8.3	60,130
2010	17,885	17,872	99.9	376,543	1,883	10.5	980,996	14,912	83.4	330,860	1,542	8.6	65,435
2011	17,035	17,028	100.0	398,041	1,797	10.5	1,059,899	14,180	83.2	346,155	1,338	7.9	58,608
2012	15,872	15,858	99.9	419,221	1,786	11.3	1,054,233	13,373	84.3	361,780	1,315	8.3	61,521
2013	14,839	14,838	100.0	433,898	1,657	11.2	1,086,898	12,653	85.3	370,232	1,241	8.4	58,907
2014	19,219	19,218	100.0	429,704	2,248	11.7	1,142,965	16,451	85.6	350,676	1,675	8.7	67,683
2015	18,130	18,129	100.0	430,204	2,246	12.4	1,072,024	15,588	86.0	364,793	1,616	8.9	69,248
2016	17,424	17,424	100.0	478,381	2,215	12.7	1,157,806	14,974	85.9	401,425	1,635	9.4	66,550
2017	17,184	17,184	100.0	485,745	2,143	12.5	1,167,418	14,950	87.0	406,458	1,554	9.0	78,829
2018	17,008	17,008	100.0	514,222	2,264	13.3	1,157,950	14,898	87.6	429,180	1,648	9.7	70,964
CAGR	-		▲4.0%			▼0.1%			▲3.5%			▲1.6%	
2019	14,741	12,661	85.9	607,997	1,714	11.6	1,355,162	12,603	85.5	455,294	1,104	7.5	78,402
2020	13,443	11,838	88.1	673,641	1,587	11.8	1,562,015	11,791	87.7	512,170	897	6.7	82,952
CAGR	-		▲10.8%			▲15.3%			▲12.5%			▲5.8%	

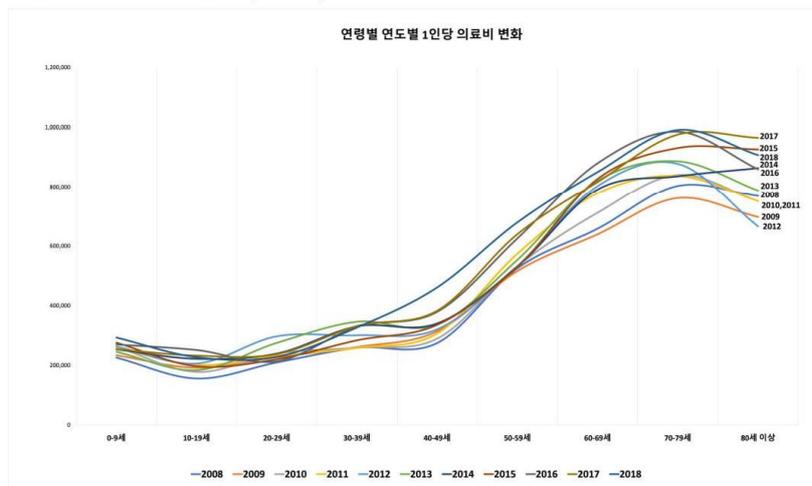
2. 의료비 지출 추이(2008-2020)

1인당 의료비 지출 - 의료이용자 기준



3. 1인당 의료비 변화(2008-2018)

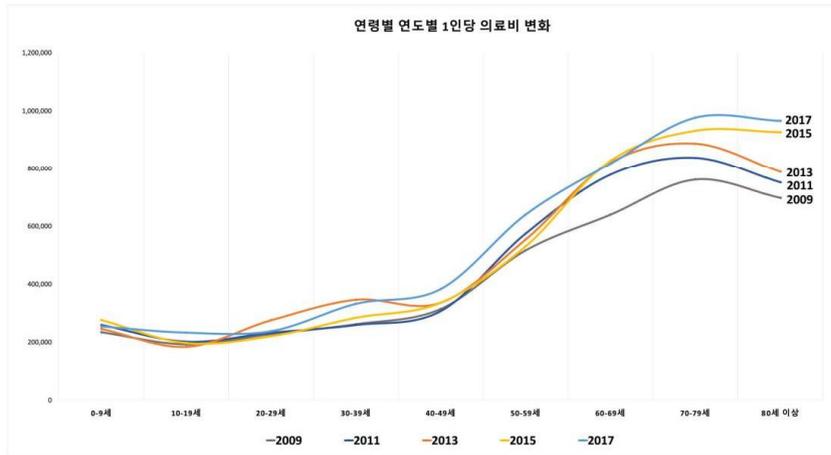
연령별 1인당 의료비 변화(단위: 원)



실질의료비: 소비자물가지수(2020=100)을 반영하였으며 비교시점은 2008년으로 설정함

3. 1인당 의료비 변화(2008-2018)

■ **연령별 1인당 의료비 변화**(단위: 원)



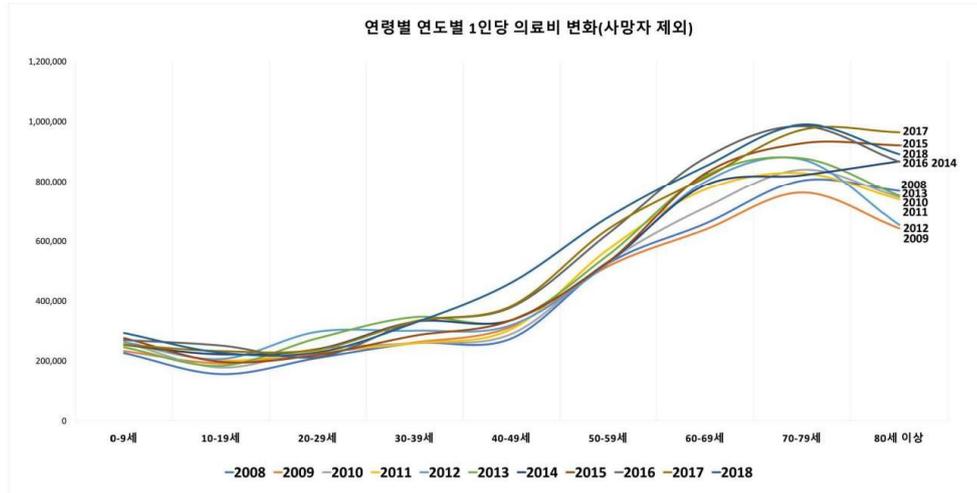
3. 1인당 의료비 변화(2008-2018)

■ **연령별 1인당 의료비 변화**(단위: 원)



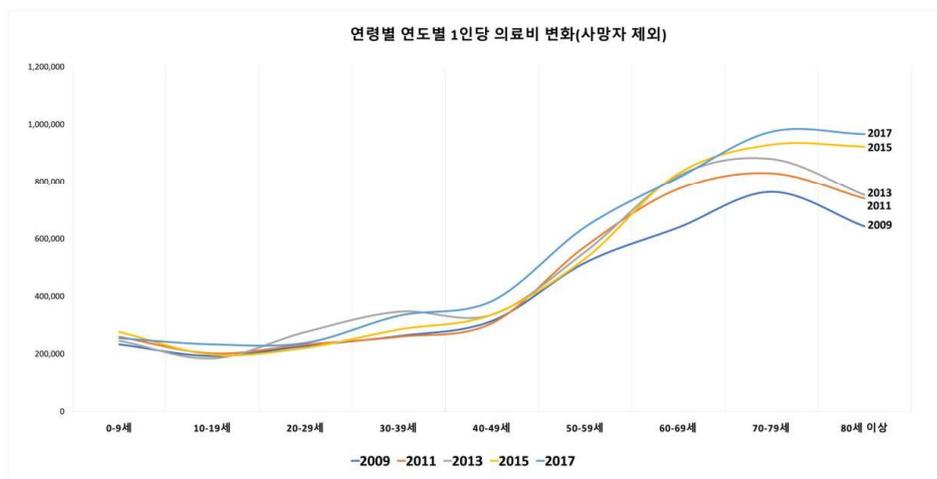
3. 1인당 의료비 변화(2008-2018) - 사망자 제외

■ **연령별 1인당 의료비 변화**(단위: 원)



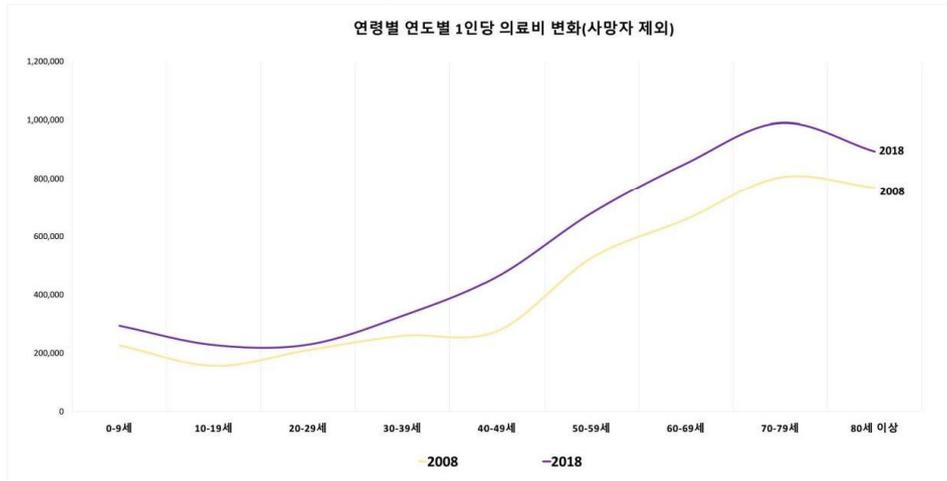
3. 1인당 의료비 변화(2008-2018) - 사망자 제외

■ **연령별 1인당 의료비 변화**(단위: 원)



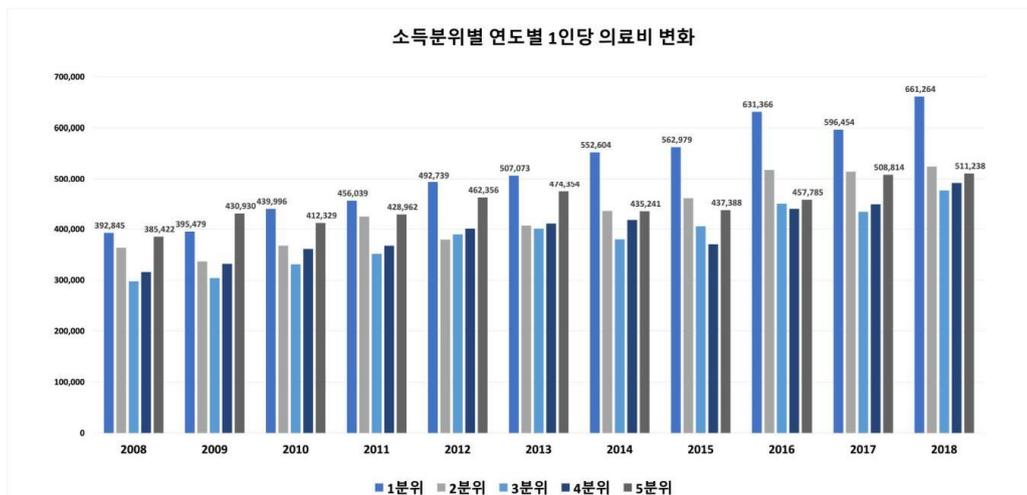
3. 1인당 의료비 변화(2008-2018) - 사망자 제외

■ **연령별 1인당 의료비 변화**(단위: 원)



4. 1인당 의료비 변화(2008-2018)

■ **소득분위별 1인당 의료비 변화**(단위: 원)



4. 1인당 의료비 변화(2008-2018)

■ 소득분위별 일반적 특성 (2008, 2018년)

변수	1분위		2분위		3분위		4분위		5분위	
	2008년	2018년	2008년	2018년	2008년	2018년	2008년	2018년	2008년	2018년
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
의료비(단위: 원)										
전체 의료비(mean±sd)	392,845 ±44,782,312	661,264 ±56,160,750	363,537 ±117,066,932	524,884 ±52,729,286	297,642 ±39,036,174	476,014 ±64,422,904	315,949 ±39,380,927	490,738 ±64,885,008	385,422 ±61,631,437	511,238 ±64,386,316
성별										
남성	1,082(42.9)	869(38.3)	1,896(47.1)	1,561(45.5)	2,441(49.8)	1,776(48.7)	2,459(50.7)	2,047(51.0)	2,451(50.8)	1,868(51.2)
여성	1,440(57.1)	1,400(61.7)	2,129(52.9)	1,871(54.5)	2,460(50.2)	1,869(51.3)	2,394(49.3)	1,965(49.0)	2,370(49.2)	1,782(48.8)
연령(단위: 세)										
Mean±SD	54.1±23.3	67.9±20.1	41.5±38.6	50.4±24.2	36.2±20.9	42.6±22.3	34.5±19.2	40.5±20.2	35.1±18.2	41.3±19.0
거주지역										
수도권	722(28.6)	624(27.5)	1,483(36.8)	1,125(32.8)	2,208(45.0)	1,439(39.5)	2,317(47.7)	1,600(39.9)	2,734(56.7)	1,621(44.4)
기타광역시	588(23.3)	504(22.2)	965(24.0)	782(22.8)	1,106(22.6)	807(22.1)	1,084(22.3)	957(23.8)	1,128(23.4)	949(26.0)
기타 지역	1,212(48.1)	1,141(50.3)	1,577(39.2)	1,525(44.4)	1,587(32.4)	1,399(38.4)	1,452(30.0)	1,455(36.3)	959(19.9)	1,080(29.6)
교육수준										
중학교 졸업 이하	1,807(71.7)	1,693(74.6)	2,367(58.8)	1,780(51.9)	2,400(49.0)	1,421(39.0)	2,050(42.2)	1,205(30.0)	1,590(33.0)	820(22.5)
고등학교 졸업 이하	434(17.2)	337(14.9)	990(24.6)	886(25.8)	1,378(28.1)	1,004(27.5)	1,246(25.7)	1,063(26.5)	975(20.2)	824(22.6)
대학 재학 이상	281(11.1)	239(10.5)	668(16.6)	766(22.3)	1,123(22.9)	1,220(33.5)	1,557(32.1)	1,744(43.5)	2,256(46.8)	2,006(54.9)

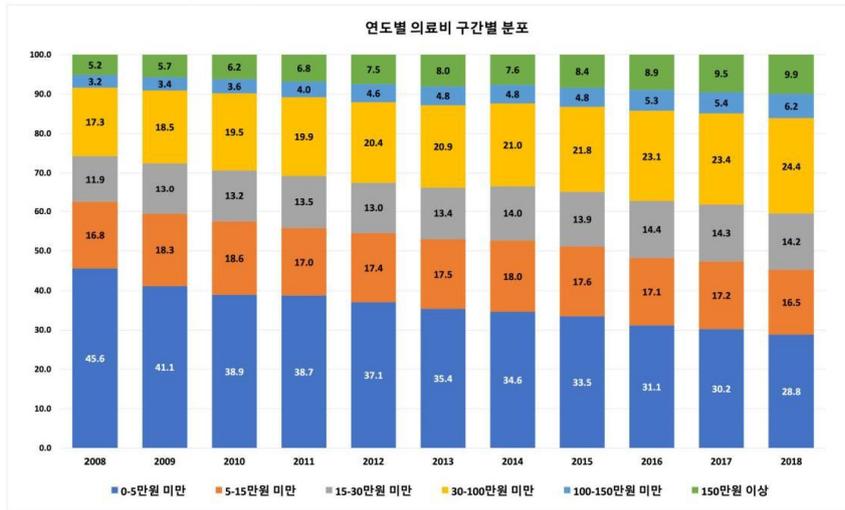
4. 1인당 의료비 변화(2008-2018)

■ 소득분위별 일반적 특성 (2008, 2018년)

변수	1분위		2분위		3분위		4분위		5분위	
	2008년	2018년	2008년	2018년	2008년	2018년	2008년	2018년	2008년	2018년
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
경제활동여부										
경제활동 하지 않음	1,686(66.8)	1,641(72.3)	2,330(57.9)	1,869(54.5)	2,794(57.0)	1,817(49.8)	2,596(54.5)	1,835(45.7)	2,424(50.3)	1,482(40.6)
경제활동 중	836(33.2)	628(27.7)	1,695(42.1)	1,563(45.5)	2,107(43.0)	1,828(50.2)	2,257(46.5)	2,177(54.3)	2,397(49.7)	2,168(59.4)
균등화 가구소득(단위: 만 원)										
가구소득/√가구원 수(mean±sd)	443± 163	840±224	929± 147	1,675±254	1,439± 164	2,497±262	2,071± 215	3,480±362	3,627±1,443	5,768±2,010
민간보험 가입여부										
민간보험 없음	1,713(67.9)	1,385(61.0)	1,846(45.9)	1,045(30.5)	1,550(31.6)	674(18.5)	1,127(23.2)	502(12.5)	980(20.3)	392(10.7)
민간보험 있음	809(32.1)	884(39.0)	2,179(54.1)	2,387(69.5)	3,351(68.4)	2,971(81.5)	3,726(76.8)	3,510(87.5)	3,841(79.7)	3,258(89.3)
만성질환 개수										
만성질환 없음	935(37.1)	322(14.2)	2,292(56.9)	1,294(37.7)	3,191(65.1)	1,822(50.0)	3,273(67.4)	2,123(52.9)	3,308(68.6)	1,995(54.7)
만성질환 1개	506(20.1)	238(10.5)	775(19.3)	589(17.2)	935(19.1)	714(19.6)	937(19.3)	840(20.9)	951(19.7)	764(20.9)
만성질환 2개	394(15.6)	279(12.3)	434(10.8)	393(11.4)	410(8.4)	386(10.6)	371(7.7)	431(10.8)	331(6.9)	388(10.6)
만성질환 3개 이상	687(27.2)	1,430(63.0)	524(13.0)	1,156(33.7)	365(7.4)	723(19.8)	272(5.6)	618(15.4)	231(4.8)	503(13.8)
장애 여부										
장애 없음	2,209(87.6)	1,867(82.3)	3,795(94.3)	3,164(92.2)	4,737(96.6)	3,492(95.8)	4,752(97.9)	3,899(97.2)	4,748(98.5)	3,561(97.6)
장애 있음	313(12.4)	402(17.7)	230(5.7)	268(7.8)	164(3.4)	153(4.2)	101(2.1)	113(2.8)	73(1.5)	89(2.4)

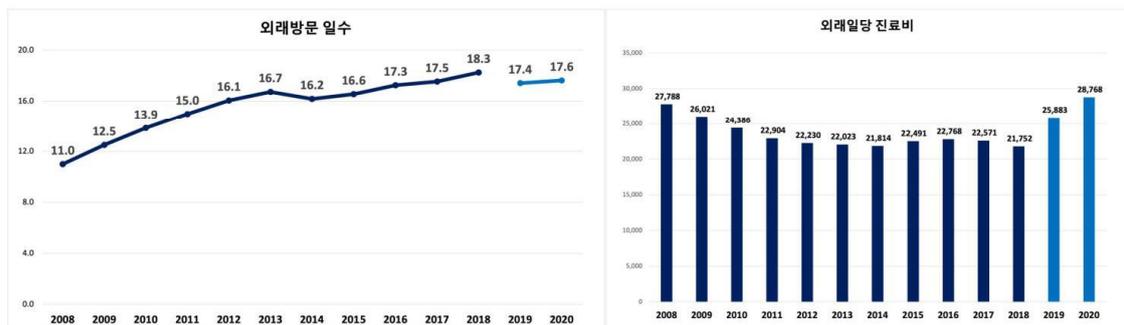
4. 1인당 의료비 변화 (2008-2018)

■ 연도별 의료비 분포 (단위: %)



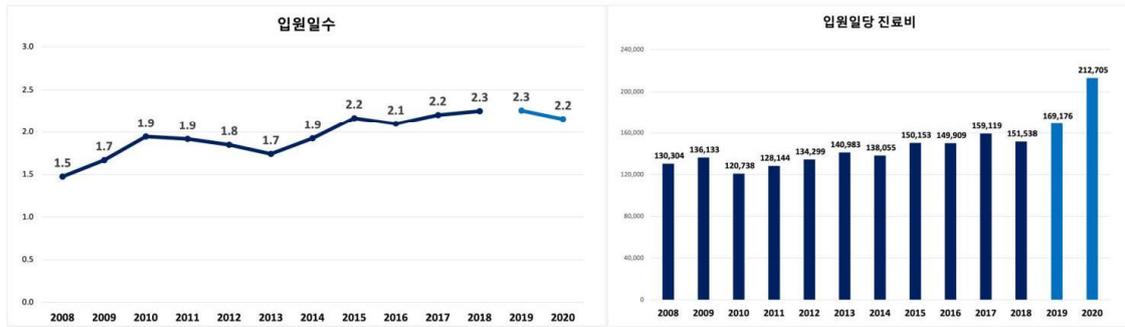
5. 진료일수 및 일당 진료비 추이(2008-2020)

■ 외래방문 일수 및 외래일당 진료비(단위: 일, 원)



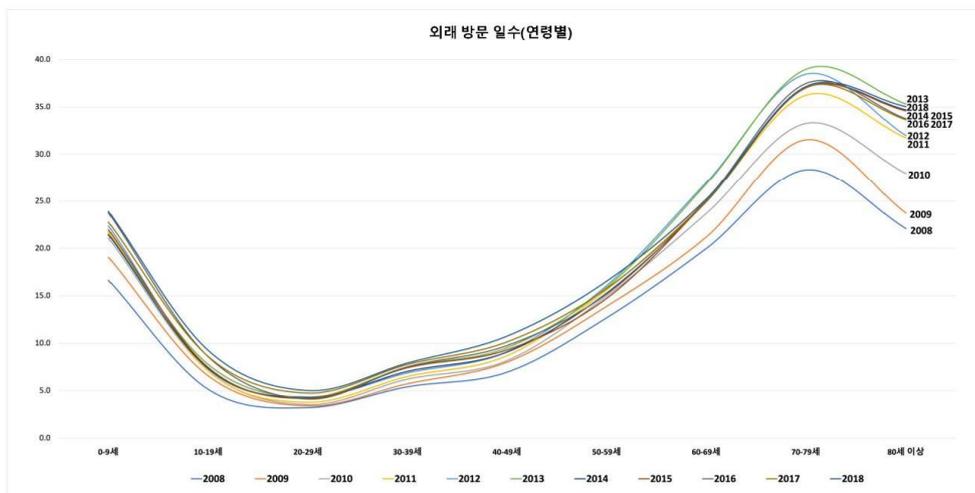
5. 진료일수 및 일당 진료비 추이(2008-2020)

▪ 입원 일수 및 입원일당 진료비(단위: 일, 원)



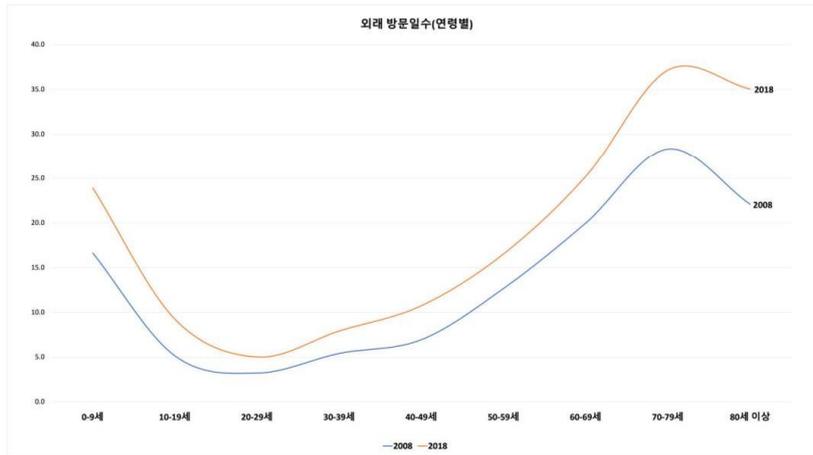
6. 외래 방문일수 및 입원일수(2008-2018)

▪ 외래 방문일수 - 연령별(단위: 일)



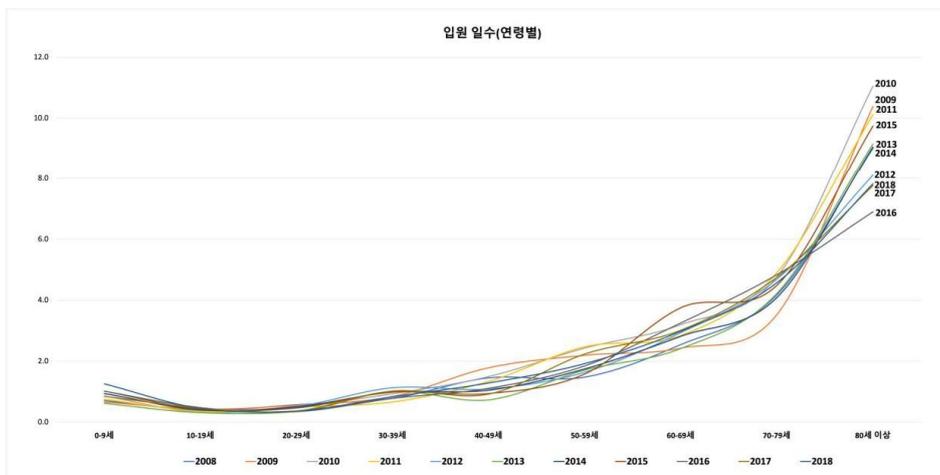
7. 외래 방문일수 및 입원일수(2008-2018)

▪ 외래 방문일수 - 연령별 (단위: 일)



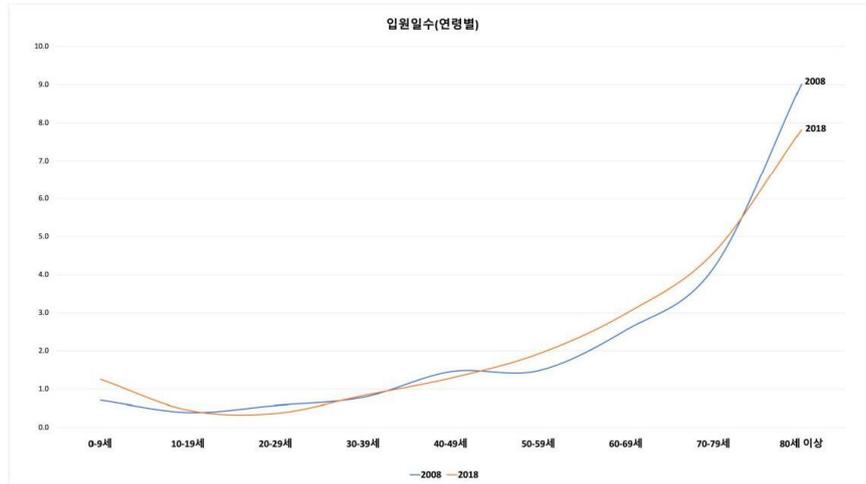
6. 외래 방문일수 및 입원일수(2008-2018)

▪ 입원일수 - 연령별 (단위: 일)



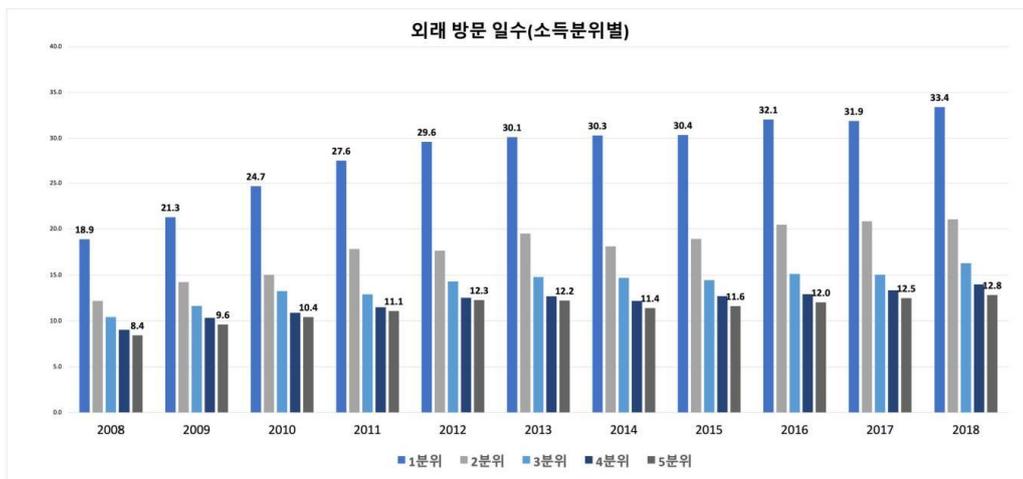
6. 외래 방문일수 및 입원일수(2008-2018)

■ 입원일수 - 연령별 (단위: 일)



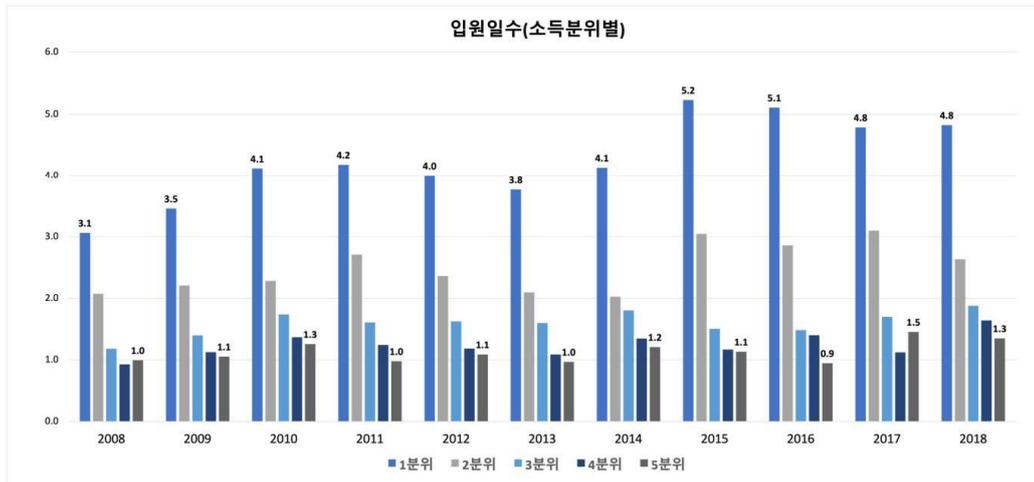
6. 외래 방문일수 및 입원일수(2008-2018)

■ 외래 방문일수 - 소득분위별 (단위: 일)



6. 외래 방문일수 및 입원일수(2008-2020)

■ 입원일수 - 소득분위별 (단위: 일)



7. 요약

- 2008-2018년 동안 1인당 의료비가 연평균 6.1%(실질 4.0%) 증가
- 연령이 증가할수록 1인당 의료비 증가하며, 연도별로 중장년층의 의료비 증가폭이 큰 것으로 나타남
 - 사망자를 제외하더라도 1인당 의료비에 별 차이가 없음
- 소득분위별로 보면, 1분위와 5분위의 1인당 의료비가 높으며, 최근으로 올수록 1분위의 의료비 증가가 두드러짐
 - 1분위에 고령인구가 많은 것을 반영함
- 연간 1인당 의료비 지출이 100만원 이상인 개인의 비중이 증가함
- 외래방문일수 및 입원일수가 연도별로 증가하는 추세를 보이는데, 특히 소득 1분위의 이용 증가가 두드러짐

03

의료비 증가에 영향을 미치는 요인

1. 방법

▪ 자료원

- 연구대상: 한국의료패널 1기 연간데이터(2008-2018년)
- 분석단위: 개인(가구원) 단위

▪ 분석방법

- 패널 Two-part model: 의료이용 여부와 이후 의료이용량을 결정하는 요인이 다를 수 있다는 가정에 따라 1) 의료이용 여부와 2) 의료 이용량에 미치는 영향을 확인하고자 패널 투파트 모형을 활용하여 분석함

$$\text{1st part: } \log\left(\frac{p(y_i > 0)}{1 - p(y_i > 0)}\right)_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 COVS_{it} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

$$\text{2nd part: } \log(y_i / y_i > 0)_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 COVS_{it} + \mu_i + \epsilon_{it}$$

- 의료이용 여부는 한 번 이상 의료서비스를 이용한 경우 의료이용을 한 것으로 측정하였으며, 의료이용량은 의료비(로그 변환)를 이용하여 측정함

1. 방법

■ 변수정의

변수		정의
종속변수	개인 의료비	개인 의료비(응급, 외래, 입원, 처방 약값)를 로그 변환하여 산출
	입원 의료비	입원 의료비를 로그 변환하여 산출
	외래 의료비	외래 의료비를 로그 변환하여 산출
COVs	시도 병상 수	17개 시도 인구 1,000명 당 의료기관 병상 수(개)를 로그 변환하여 산출
	시도 의사 수	17개 시도 인구 1,000명 당 의사 수(명)를 로그 변환하여 산출
	성별	1= 남성, 2= 여성
	연령	1= 0-19세, 2= 20~29세, 3= 30-39세, 4= 40-49세, 5= 50-59세, 6= 60-69세, 7= 70-79세, 8=80세 이상
	거주지역	1= 수도권(서울, 경기, 인천), 2= 기타 광역시(부산, 광주, 대전, 울산) 3= 그 외 지역(세종, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주)
	교육수준	1= 중학교 졸업 이하, 2= 고등학교 졸업 이하, 3= 대학교 재학 이상
	경제활동여부	0=경제활동 하지 않음, 1=경제활동 중
	균등화 가구소득	$\ln(\text{가구소득} / \sqrt{\text{가구원수}})$
	민간보험 가입여부	0= 민간보험 없음, 1= 민간보험 있음
	만성질환 개수	0= 만성질환 없음, 1= 만성질환 1개, 2= 만성질환 2개, 3= 만성질환 3개 이상
	장애여부	0= 장애 없음, 1= 장애 있음

2. 결과

■ 연구대상자의 일반적 특성 (2008, 2011, 2014, 2018년)

변수	2008 (N=21,283)	2011 (N=17,035)	2014 (N=19,219)	2018 (N=17,008)
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
의료비(단위: 원)				
전체 의료비(mean±sd)	346,091 ± 66,439,931	437,747 ± 67,071,816	495,591 ±61,241,804	624,055 ±74,422,120
Median(1Q/3Q)	57,340(3,400 / 294,740)	98,100(9,000 / 402,000)	125,500(16,250 / 466,740)	191,920(30,800 / 649,980)
입원 의료비(mean±sd)	99,900 ± 57,124,671	112,054 ±37,075,605	136,912 ±44,177,224	157,730 ±49,720,256
Median(1Q / 3Q)	0(0,0)	0(0,0)	0(0,0)	0(0,0)
외래 의료비(mean±sd)	234,320 ± 29,185,507	307,624 ±35,234,271	337,320 ±34,733,207	445,639 ±45,320,611
Median(1Q / 3Q)	49,200(500 / 236,700)	84,000(7,800 / 329,890)	105,800(14,200 / 375,810)	163,100(26,600 / 525,260)
시도 병상 수(인구 천명 당)				
Mean±SD	9.8 ± 2.4	11.6 ± 3.2	13.7 ± 4.2	14.5 ± 5.1
Median(1Q / 3Q)	9.4 (7.8 / 11.8)	11.4 (9.0 / 15.4)	12.8 (10.2 / 16.9)	13.4 (10.2 / 19/1)
시도 의사 수(인구 천명 당)				
Mean±SD	2.2 ± 0.5	2.4 ± 0.6	2.5 ± 0.6	2.8 ± 0.7
Median(1Q / 3Q)	1.9 (1.8 / 2.6)	2.0 (1.9 / 2.7)	2.2 (2.1 / 3.0)	2.4 (2.3 / 3.3)

2. 결과

■ 연구대상자의 일반적 특성(cont.)

변수	2008 (N=21,283)	2011 (N=17,035)	2014 (N=19,219)	2018 (N=17,008)
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
성별				
남성	10,416 (48.9)	8,301 (48.7)	9,286 (48.3)	8,121 (47.7)
여성	10,867 (51.1)	8,734 (51.3)	9,933 (51.7)	8,887 (52.3)
연령(단위: 세)				
Mean±SD	38.7 ± 25.4	41.5 ± 22.2	43.9 ± 22.7	46.7 ± 23.1
Median(1Q / 3Q)	39(20/55)	42(22/59)	45(23/62)	48(26/65)
거주지역				
수도권	9,540 (44.8)	7,202 (42.3)	7,386 (38.4)	6,409 (37.7)
기타광역시	4,913 (23.1)	3,943 (23.1)	4,635 (24.1)	3,999 (23.5)
기타 지역	6,830 (32.1)	5,890 (34.6)	7,198 (37.5)	6,600 (38.8)
교육수준				
중학교 졸업 이하	10,277 (48.3)	8,097 (47.5)	8,641 (45.0)	6,919 (40.7)
고등학교 졸업 이하	5,064 (23.8)	3,968 (23.3)	4,599 (23.9)	4,114 (24.2)
대학 재학 이상	5,942 (27.9)	4,970 (29.2)	5,979 (31.1)	5,975 (35.1)

2. 결과

■ 연구대상자의 일반적 특성(cont.)

변수	2008 (N=21,283)	2011 (N=17,035)	2014 (N=19,219)	2018 (N=17,008)
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
경제활동여부				
경제활동 하지 않음	11,902 (55.9)	9,355 (54.9)	10,198 (53.1)	8,644 (50.8)
경제활동 중	9,381 (44.1)	7,680 (45.1)	9,021 (46.9)	8,364 (49.2)
균등화 가구소득(단위: 만 원)				
가구소득/√가구원 수(mean±sd)	1,853 ± 1,297	2,202 ± 1,353	2,487 ± 1,622	3,044 ± 1,913
Median(1Q / 3Q)	1,610 (1,018/2,400)	1,968 (1,272/2,800)	2,189 (1,396/3,168)	2,725 (1,754 /3,896)
민간보험 가입여부				
민간보험 없음	7,265 (34.1)	4,955 (29.1)	5,685 (29.6)	3,998 (23.5)
민간보험 있음	14,018 (65.9)	12,080 (70.9)	13,534 (70.4)	13,010 (76.5)
만성질환 개수				
만성질환 없음	13,092 (61.5)	7,963 (46.7)	8,648 (45.0)	7,556 (44.4)
만성질환 1개	4,139 (19.5)	3,435 (20.2)	3,897 (20.3)	3,145 (18.5)
만성질환 2개	1,954 (9.2)	2,006 (11.8)	2,153 (11.2)	1,877 (11.0)
만성질환 3개 이상	2,098 (9.8)	3,631 (21.3)	4,521 (23.5)	4,430 (26.1)

2. 결과

■ 연구대상자의 일반적 특성(cont.)

변수	2008 (N=21,283)	2011 (N=17,035)	2014 (N=19,219)	2018 (N=17,008)
	n (%)	n (%)	n (%)	n (%)
장애 여부				
장애 없음	20,387 (95.8)	16,046 (94.2)	18,172 (94.5)	15,983 (94.0)
장애 있음	896 (4.2)	989 (5.8)	1,047 (5.5)	1,025 (6.0)

2. 결과

■ 전체 의료비 증가에 영향을 미치는 요인

변수(Ref.)	전체 연구 대상자		1 st part 의료이용 여부		2 nd part ln(의료비 지출)		
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	
ln(시도 병상 수)	-	0.647***	-	0.208*	-	0.584***	
ln(시도 의사 수)	-	0.562***	-	0.134	-	0.438***	
성별 (남성)	여성	-	-	-	-	-	
연령 (0-19세)	20-29세	-0.555***	-0.663***	-0.286*	-0.313**	0.131*	0.038
	30-39세	0.000	-0.268	-0.088	-0.161	0.332***	0.104
	40-49세	0.777***	0.353†	0.355**	0.235	0.596***	0.236**
	50-59세	1.661***	1.080***	0.802***	0.637***	1.073***	0.581***
	60-69세	2.394***	1.646***	1.489***	1.274***	1.480***	0.845***
	70-79세	2.985***	2.064***	2.145***	1.881***	1.860***	1.079***
거주지역 (수도권)	80세 이상	2.985***	2.343***	2.370***	2.057***	2.238***	1.313***
	광역시	-0.495***	-0.883***	-0.344*	-0.459**	-0.130*	-0.472***
	그 외	-0.620***	-0.772***	-0.439***	-0.487***	-0.161**	-0.322***

2. 결과

■ 전체 의료비 증가에 영향을 미치는 요인(cont.)

변수(Ref.)	전체 연구 대상자		1 st part 의료이용 여부		2 nd part ln(의료비 지출)		
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	
교육수준 (중졸 이하)	고졸 이하	-0.419**	-0.447**	-0.459***	-0.470***	0.061	0.041
	대학 재학 이상	-0.775***	-0.843***	-0.666***	-0.690***	0.111	0.056
균등화 가구소득		0.167***	0.115***	0.053**	0.039	0.130***	0.086***
경활 여부 (하지 않음)	경제활동 중	0.064*	0.063*	0.113**	0.106**	-0.035*	-0.029*
민간보험 (미가입)	가입	0.064***	0.370***	0.297***	0.285***	0.076***	0.049**
만성질환 개수 (없음)	1개	1.025***	0.997***	0.657***	0.650***	0.270***	0.247***
	2개	1.408***	1.355***	1.049***	1.033***	0.474***	0.430***
	3개 이상	1.648***	1.553***	1.609***	1.584***	0.646***	0.565***
장애 여부 (장애없음)	장애 있음	-0.073	-0.107	0.022	0.018	-0.099*	-0.131**
Intercept(Beta)		7.485***	6.440***	-	-	10.094***	9.184***
R-square		0.168	0.182	-	-	0.171	0.1792
log likelihood		-	-	-29667.021	-29662.305	-	-

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

2. 결과

■ 입원의료비 증가에 영향을 미치는 요인

변수(Ref.)	전체 연구 대상자		1 st part 의료이용 여부		2 nd part ln(의료비 지출)		
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	
ln(시도 병상 수)	-	0.771***	-	0.585***	-	0.599***	
ln(시도 의사 수)	-	0.335*	-	0.267*	-	0.340*	
성별 (남성)	여성	-	-	-	-	-	
연령 (0-19세)	20-29세	-0.253	-0.356**	-0.292	-0.383**	-0.176	-0.259
	30-39세	-0.100	-0.357*	-0.140	-0.355	-0.048	-0.267
	40-49세	-0.157	-0.565**	-0.227	-0.556**	0.229	-0.116
	50-59세	0.113	-0.445*	0.037	-0.407	0.610	0.128
	60-69세	0.621**	-0.098	0.390	-0.174	0.696*	0.085
	70-79세	1.339***	0.455	0.784***	0.092	0.881**	0.126
	80세 이상	2.211***	1.166***	1.167***	0.355	1.026**	0.140
거주지역 (수도권)	광역시	-0.192	-0.601***	-0.188	-0.521**	0.135	-0.272
	그 외	-0.127	-0.367**	-0.116	-0.314*	0.238	0.001

2. 결과

■ 입원의료비 증가에 영향을 미치는 요인(cont.)

변수(Ref.)	전체 연구 대상자		1 st part 의료이용 여부		2 nd part ln(의료비 지출)		
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	
교육수준 (중졸 이하)	고졸 이하	0.187	0.162	0.144	0.129	0.103	0.100
	대학 재학 이상	0.276	0.211	0.331*	0.287	0.419	0.345
평균화 가구소득		0.131***	0.081***	0.112***	0.076**	0.053	0.020
경찰 여부 (하지 않음)	경제활동 중	-0.192***	-0.192***	-0.129***	-0.116***	0.023	0.044
민간보험 (미가입)	가입	0.105*	0.071	0.113*	0.095*	-0.126	-0.135*
만성질환 개수 (없음)	1개	0.137**	0.110**	0.137***	0.116**	0.015	-0.003
	2개	0.296***	0.244***	0.265***	0.225***	-0.037	-0.068
	3개 이상	0.532***	0.439***	0.388***	0.312***	-0.113	-0.180*
장애 여부 (장애 없음)	장애 있음	-0.479***	-0.512***	-0.269***	-0.299***	-0.130	-0.164
Intercept(Beta)		-0.002	-1.153***	-	-	12.394***	11.553***
R-square		0.033	0.023	-	-	0.027	0.0020
log likelihood		-	-	-30654.955	-30621.436	-	-

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

2. 결과

■ 외래의료비 증가에 영향을 미치는 요인

변수(Ref.)	전체 연구 대상자		1 st part 의료이용 여부		2 nd part ln(의료비 지출)		
	Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6	
ln(시도 병상 수)	-	0.499***	-	0.154	-	0.465***	
ln(시도 의사 수)	-	0.455***	-	0.049	-	0.416***	
성별 (남성)	여성	-	-	-	-	-	
연령 (0-19세)	20-29세	-0.573***	-0.658***	-0.283*	-0.300**	0.113**	0.033
	30-39세	0.037	-0.174	-0.061	-0.106	0.355***	0.161**
	40-49세	0.821***	0.488**	0.388**	0.314*	0.633***	0.327***
	50-59세	1.677***	1.220***	0.825***	0.723***	1.086***	0.669***
	60-69세	2.403***	1.815***	1.523***	1.390***	1.472***	0.934***
	70-79세	2.917***	2.193***	2.070***	1.907***	1.806***	1.143***
거주지역 (수도권)	광역시	-0.455**	-0.757***	-0.344*	-0.422**	-0.096	-0.379***
	그 외	-0.575***	-0.689***	-0.394**	-0.441**	-0.161***	-0.278***

2. 결과

■ 외래의료비 증가에 영향을 미치는 요인(cont.)

변수(Ref.)		전체 연구 대상자		1 st part 의료이용 여부		2 nd part ln(의료비 지출)	
		Model1	Model2	Model3	Model4	Model5	Model6
교육수준 (중졸 이하)	고졸 이하	-0.492***	-0.514***	-0.496***	-0.503***	0.021	0.004
	대학 재학 이상	-0.787***	-0.840***	-0.668***	-0.682***	0.090	0.043
균등화 가구소득		0.134***	0.094***	0.036	0.027	0.115***	0.077***
경찰 여부 (하지 않음)	경제활동 중	0.100**	0.100**	0.128***	0.124***	-0.012	-0.007
민간보험 (미가입)	가입	0.417***	0.389***	0.314***	0.306***	0.075***	0.051**
만성질환 개수 (없음)	1개	1.030***	1.009***	0.662***	0.657***	0.269***	0.250***
	2개	1.419***	1.378***	1.067***	1.057***	0.474***	0.437***
	3개 이상	1.630***	1.555***	1.515***	1.499***	0.643***	0.574***
장애 여부 (장애 없음)	장애 있음	-0.040	-0.067	-0.027	-0.031	-0.042	-0.069
Intercept(Beta)		7.477***	6.664***	-	-	10.023***	9.282***
R-square		0.168	0.180	-	-	0.178	0.189
log likelihood		-	-	-30157.118	-30155.206	-	-

***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

3. 요약

- 한국의료패널 1기(2008-2018년) 데이터를 이용하여 1인당 의료비 증가에 영향을 미치는 요인을 패널 고정효과로 분석한 결과,
 - 연령이 증가할수록, 소득이 증가할수록, 병상 수 등이 증가할수록 1인당 의료비 증가에 영향을 미침
 - 소득탄력성은 Model 2 기준으로 0.081~0.115로 높지 않음을 알 수 있음
- Two-part model을 통해 의료이용 여부와 의료이용량에 영향을 미치는 요인을 구분하여 분석한 결과,
 - 병상 수가 많을수록 입원 이용확률 및 이용량이 모두 증가하는 반면(Model 4 & 6), 외래 이용확률에는 영향을 미치지 않고(Model 4) 외래 이용량이 증가함(Model 6)
 - 의사 수 증가도 유사한 경향을 보임

04

한국의료패널을 이용한 장래 의료비 추계: 미시모의실험모형(Micro-simulation) 접근법

1. 연구개요

- 고령화 및 보장성 강화 정책 시행 등은 중장기적 관점에서 건강보험 재정 지출 증가를 야기할 수 있음
 - 이처럼 급변하는 사회현상에 대응하기 위해서는 건강보험 장기 재정지출 추계를 통한 대비가 필요함
- 많은 연구에서 분석단위 및 예측기간에 따라 다양한 연구방법을 활용하여 건강보험의 장기 재정지출을 추계함
 - 일반적으로 단기추계에는 몇가지 대표변수를 기준으로 의료비를 추계하는 거시적 방법론이 적합함
 - 중장기적 추계에 있어서는 다양한 변수가 영향을 미칠 수 있는 만큼, 개인 단위의 정보가 각각 모형화 되어 세부적인 변화까지 반영할 수 있는 미시모의실험모형이 적합한 것으로 알려져 있음(Astolfi et al., 2012)

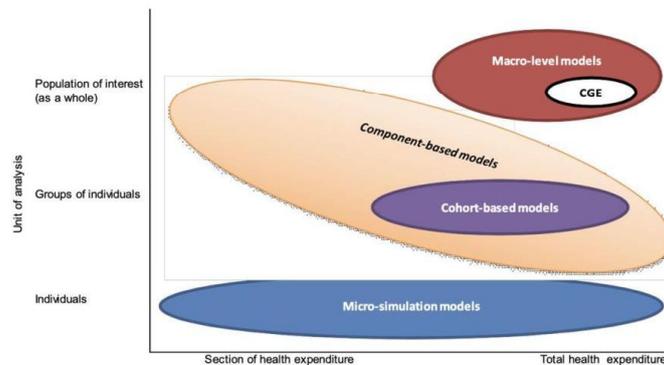
1. 연구개요

- 국내에서 진행된 장기 의료비 추계의 경우 거시적 방법과 미시모의실험모형의 중간단계라고 볼 수 있는 조성법이 주로 활용됨

 - 일반적으로 거시적 방법은 보건의료지출에 영향을 줄 수 있는 영향요인이 급격하게 변하지 않는 **약 2년 미만의 단기간 의료비 추계에 적합**하며, 거시 지표의 시계열 및 단면 분석을 포함함(김우현 외, 2018)
 - 조성법은 주요 인구학적 요인의 변화와 이에 따른 지출 변화 효과만을 반영하는 모형으로, 인구학적 요인에 따라 전체 모집단을 분류한 후 각 집단별로 인구학적 변화에 따른 의료비 지출을 반영하거나 인구(사망자 및 생존자 의료비 지출), 소득, 잔차(제도 요인 등)을 고려하여 의료비를 추계함. **주로 중기(Mid-term) 추계에 적합한 방법**임
 - 미시모의실험모형은 장기간에 걸쳐 의료비의 변화를 살펴보기 위해 적용할 수 있는 모형으로 **긴 시간 동안 변화할 수 있는 개인 수준의 주요 요인의 동태적(dynamic) 변화**, 인구의 장기 역학적 추이, 제도 변화에 따른 개인의 행태 변화 등에 대한 정보를 반영함

1. 연구개요

- 보건의료비 추정에서 의료비의 범위와 분석 단위에 따른 거시모형, 조성법 및 미시모의실험모형의 차이



Source: Roberto Astolfi, Luca Lorenzoni and Jillian Oderkirk for the OECD.

2. 연구방법

▪ 한국의료패널을 활용한 미시모의실험모형 연구 방법(예시)

▪ 자료원 및 기간

- 한국의료패널 연간 데이터(2012년-2018년)에서 추정된 모수를 활용하여 2019-2065년 건강보험 진료비를 추계함
- 한국의료패널 연간 데이터(2012년-2014년)에서 추정된 모듈별 전이행렬 및 설명변수의 모수를 활용하여 2015-2018년 건강보험 진료비를 추계함
- 이후 동 기간동안 한국의료패널의 실제 값과 비교하는 validation test 수행

▪ 변수정의

- 종속변수: 건강보험 진료비
- 독립변수: 개인의 인구사회학적 특성(성별, 연령, 가구 소득분위, 배우자 유무, 경제활동 여부, 교육수준, 건강보험 유형, 민간보험 가입 여부, 장애여부 등), 개인의 건강상태(cci)

2. 연구방법

▪ 미시모의실험모형 연구 모듈(예시)

- 미시모의실험모형은 분석단위(개인 또는 가구)에 따른 생애 주요 사건을 순차적으로 모형화하고, 분석 단위가 생애주기적 관점에 따라 각 모듈을 지나며, 한 기에 전체 모듈을 순차적으로 겪는 시뮬레이션을 기본으로 함
- 각 모듈은 행태방정식 혹은 전이행렬을 통해 업데이트 됨



2. 연구방법

■ 미시모의실험모형 연구 모듈(예시)

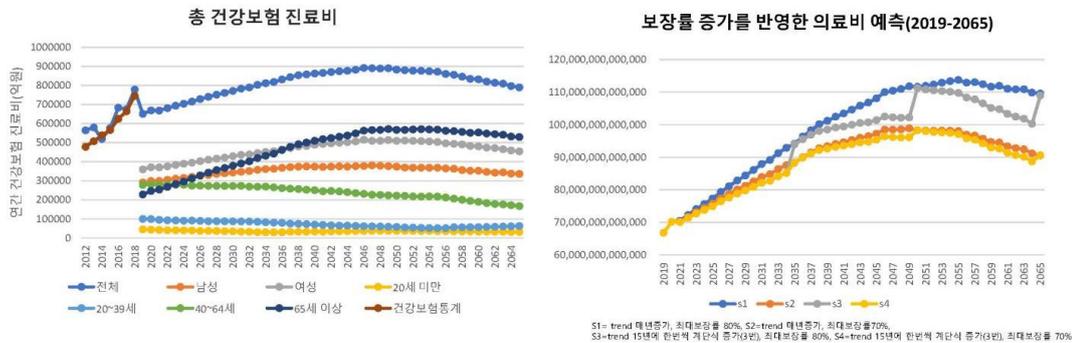
- 행태방정식 혹은 전이행렬

모듈	설명변수	방법
출산	연령, 연령제곱, 여성 대학진학여부, 경제활동 여부, 자녀수	로지스틱 회귀분석
대학진학 여부	성, 연령, 가구 소득분위	로지스틱 회귀분석
경제활동 여부	성별, 대학진학 여부, 배우자 유무, 자녀 유무(20-49세 여성만), 장애 여부, 전기 경제활동 여부	로지스틱 회귀분석
가구 소득분위	전이행렬	한국의료패널 활용
민간보험 가입여부		
배우자 유무		
의료급여 수급여부		
장애 여부		
사망	전이행렬	통계청 생명표 기준
건강상태	성, 연령, 대학진학 여부, 배우자 유무, 가구 소득분위, 경제활동 여부, 건강보험 유형, 장애 여부, 전년도 건강상태	순위 로지스틱 모형 (ordered logistic regression)
총 진료비	성, 연령, 대학진학 여부, 배우자 유무, 가구 소득분위, 경제활동 여부, 건강보험 유형, 민간보험 가입여부, 장애 여부, 건강상태	GLM(gamma) + log link

3. 연구 결과

■ 미시실험모형 연구 결과(예시)

- 건강보험 진료비 추계 결과는 다음과 같으며, 보장성 강화 정책과 같은 외부 정책을 반영한 결과를 추계할 수 있다는 점에서 장점이 있음
- 추계에 의하면 총 진료비는 2019년 약 65조에서 2046년 약 89조에 도달한 이후 감소함
- 보장성 시나리오별 트렌드를 반영한 의료비 예측 결과 2040년대 후반부터 2050년대 초반까지의 진료비가 가장 높게 나타남



4. 분석 시 유의점

- **집계치 차이**
 - 한국의료패널의 진료비 실적치 및 건강보험 통계연보의 집계치 간 차이가 존재함
- **진료비 정의에 따른 결측치**
 - 한국의료패널은 개인의료비로 수납금액(법정보인부담금+비급여)을 제공하고, 건강보험부담금과 법정보인부담금, 비급여를 개별 변수로 제공하지만 해당 변수에 다수의 결측치 존재함
- **모형 추정**
 - 모형의 행태방정식 및 전이행렬의 추정값은 현 자료의 특성을 반영한 것으로, 향후 자료 업데이트 시 미래 추세의 조정을 위해 모형 재추정이 필요함

감사합니다.

Microsimulation의 정책적 활용:

사회보장분야를 중심으로

류재린 | 한국보건사회연구원



2022.12.02.
의료패널학술대회
한국보건사회연구원 류재린

Microsimulation의 정책적 활용

-사회보장분야를 중심으로-



목차

Table of contents

01

Microsimulation
이란?

02

다양한
Microsimulation

03

Microsimulation의 활용

04

향후 발전방향

2



01 Microsimulation이란?

Microsimulation의 등장

- Orcutt(1957)이 모형의 메커니즘과 타당성을 제시
- 당시 유행하던 거시 모형의 한계 극복을 위한 새로운 방법론으로 제시
- 미시적 의사결정주체(개인, 가족, 그리고 기업) 간 상호작용을 중심으로 하는 새로운 분석 모형의 필요성과 방법론 제안

*“The most distinctive feature of this new type of model is the **key role played by actual decision making units** of the real world such as the individual, the household and the firm...*

*...This new type of model consists of various sorts of **interacting units** which receive inputs and generate outputs.*



Guy Orcutt(1917-2006)
American Economist
Prof. at Harvard, Wisconsin and Yale.

3

01 Microsimulation이란?

Microsimulation의 발전

- 1990년대 초반부터 본격으로 발전
 - Micro data의 축적
 - 컴퓨터의 발전
 - 정책수요 증가
- 학술적 영역으로 확대
 - 2005년 10월 국제학회(IMA) 결성, 2007년부터는 학회지(International Journal of Microsimulation) 발행
- 정부기관 주도 모형
 - DYNACAN(CAN), LIFEPATHS(CAN), MOSART(NOR), SESIM(SWE), PenSim(UK), Destinie(UK), MINT(US), MIDAS(DEU), DOSA(KOR)
- 민간기관 주도 모형
 - SAGE(UK), APPSIM(AUS), SVERIGE(SWE), SMILE(IRL)

01 Microsimulation이란?

Simulation이란?

- Imitation of the operation of a real-world process or system over time(Banks et al., 1984)
- Bringing a Microscope into Economics (Morgan, 2012)

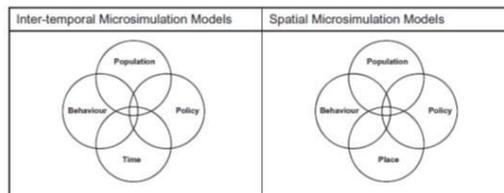
Micro-simulation이란?

- Based on actual or synthetic **micro-level datasets**
 - **Units** can be individuals, households, firms, bacteria, viruses, etc.
- Evaluate the effects of proposed interventions before they are implemented in the real world (O'Donoghue, 2015)
- Evaluate the **effects of changes** (policy , socio-demographics, economic, ...) **at the level of the decision making units** rather than focusing on the aggregate information
- Focus is on the **distribution** of the target values, rather than on the means or the aggregates
- Estimates of **aggregate outcomes** can however still be derived by summing up individual predictions

01 Microsimulation이란?

Advantages

- **Modelling complexity**
 - Population complexity, Behavioural complexity, Policy complexity, Temporal complexity, Spatial complexity
- Full heterogeneity of population (↔ macro / representative agent models)
- Decomposition of effects and identification of driving factors
- Interactions between policies + interactions between individuals
- Not only average effect, but complete distribution of effect
- Both ex-ante and ex-post evaluations are possible (causes of effects and effects of causes)



Source: O'Donoghue(2015)

01 Microsimulation이란?

Limitations

- Data quality
 - measurement error, missing variables, representativeness...
 - Mismatch with existing administrative aggregate data
- Imputation error
- Misspecification error
- Lack of data
- Variability of simulation results
- Updating cost

01 Microsimulation이란?

Microsimulation의 특징



Basic elements

- Base set
- Parameter set
 - Transition probability
- Ageing process
 - Economic behavior model / Random assignment schemes / Statistical matching
- Module
- Alignment method

8

01 Microsimulation이란?

Microsimulation의 특징



이행규칙의 간단한 예시

- 누가 T기에 암에 걸릴 것인가?
 - 조사자료 상 개인의 질병 활용
 - 개인의 특성에 따른 암 발병률을 imputation → T기에 암에 걸리는 A를 선별
- T기에 암에 걸린 A의 치료비와 T+1기 사망여부
 - (확정적 이행 규칙) 암에 걸린 A는 치료비로 1억원을 쓰고 T+1기에 사망
 - (확률적 이행 규칙) 암에 걸린 A가 $\alpha\%$ 의 확률로 치료비 1억원을 지출하고,
T+1기에 $\beta\%$ 의 확률로 사망

9

02 다양한 Microsimulation

Classification of microsimulation models

10

02 다양한 Microsimulation

Classification of microsimulation models

11

02 다양한 Microsimulation

Classification of microsimulation models



Static vs. Dynamics

Ageing Process

- Static Ageing vs. Dynamic Ageing

Behavioral modelling

- Econometric methods
- Statistical matching
- Deterministic simulation, Cloning, Alignment through sorting

Ageing order

- Cross-sectional vs. Longitudinal

Discrete vs. continuous

Population vs. Cohort

Open vs. Close

03 Microsimulation의 활용



Microsimulation Model의 활용

- 다양한 분야에서 Microsimulation Model을 활용
 - 조세, 공적연금, 보건·의료, 교육, 노후소득 등
- 대부분 정부기관 주도
- Dynamic model이 다수

지역/국가	기관	모형	유형	분야
EU(15개국 공동)	EU	Euromod	static	조세
벨기에 독일 이탈리아 (누질랜드)	정부부처	MIDAS	dynamic	공적연금
노르웨이	Statistics Norway	MOSART 1/2/3	dynamic	인구, 교육, 연금, 노동공급
스웨덴	Ministry of Finance	SESIM	dynamic	인구, 교육, 연금, 노동공급
프랑스	French National Statistical Institute	Destinie	dynamic	공적연금
이탈리아	Bank of Italy	DYNAMITE	dynamic	소득분배 변화
	Department of Employment and Social Policies/EC	CAPP_DYN	dynamic	장기 소득재분배
영국	UK Department of Work and Pensions	PenSim 1/2	dynamic	공적연금
	UK Department of Health & PSSRU	CARESIM	dynamic	보건·의료
미국	Department of Health	DH aggregate model	static	보건·의료
	US Department of Health and Human Service	POLISIM	dynamic	사회보장제도
	US Department of Health and Human Service(with Urban Institute)	TRIM	dynamic	보건·의료
캐나다	Social Security Administration	MINT	dynamic	노후소득 재분배
	Canadian Department of Human resources	DYNACAN	dynamic	공적연금
체코	Statistics Canada	LIFEPATHS	dynamic	보건·의료, 교육, 시간사용, 공적연금
	Ministry of Labour and Social Affairs	Dynamic Microsimulation Model of the Czech Republic	dynamic	공적연금
한국	국민연금연구원	KMAP	dynamic	공적연금
	한국보건사회연구원	DOSA	dynamic	노후소득 재분배, 공적연금
	한국고용정보원	KESIM	dynamic	노동공급
	한국조세재정연구원	KIPFSIM	static	조세

03 Microsimulation의 활용

1) SESIM: Swedish Dynamic Micro-Simulation Model

SESIM : Swedish Dynamic Micro-Simulation Model

- 1997년 스웨덴 재무부에 의해 개발
- 인구구조, 노동공급, 가구자산, 건강상태, 질병 및 장애, 공적연금제도 등의 사건을 시뮬레이션
- 개발 초기에는 교육 지원 제도의 평가가 목적
→ 현재는 보건복지서비스 지출과 공적연금의 지속가능성 평가에 주로 활용
- 스웨덴 인구의 3.5%가 포함되어 있는 DB인 LINDA에서 추출한 약 10만명의 표본 자료에 기초
- 각 개인의 생애주기에 따른 변화(교육, 혼인, 출산, 근로, 은퇴 등)를 시뮬레이션
 - 각 생애사건들은 모듈로 구성

14

03 Microsimulation의 활용

1) SESIM: Swedish Dynamic Micro-Simulation Model

SESIM의 구조

인구(Demography)

- 사망, 입양, 이민, 출산, 자녀분가, 동거, 이혼, 장애, 재할, 거주지 이동

↑

t기의 인구(Model population at time t)

↑

t+1기(Next year)

↑

t+1기의 인구
(Model population at time t+1)

↑

건강 및 장기요양(Health & care of elderly)

- 친척과 근접도, 건강 지표, 입원일수
- 장애/일상생활 수행능력, 노인 보조

↑

현물 급여(Noncash benefits)

- 보육, 의무 교육, 중등 교육, 대학 교육, 성인 교육, 노동 시장 활동, 노인의료, 보건의료, 처방약

교육(Education)

- 중등교육 과정 중퇴, 중등교육-대학, 대학 중퇴
- 노동시장-대학, 노동시장-성인교육, 성인교육-대학

↓

노동시장 지위(Labor Market/status)

- 실업, 고용, 질병 휴직, 은퇴 결정
- 노동시장 섹터, 종사상 지위 부여, 종사상 지위에 따른 소득창출

↓

자산 & 주거(Wealth & Housing)

- 거 형태, 부동산 매매, 주거비용, 금융자산, 부동산(기타), 연금 저축
- 부채, 이자·배당, 공제액, 양도소득, 자본소득

↓

조세 & 이전소득(Taxes & Transfers)

- 학자금 대출 및 학생수당, 소득세, 부동산세, 자본소득세, 재산세
- 양육비, 아동수당, 주택수당, 공공부조, 노령연금, 장애연금, 가처분 소득

15

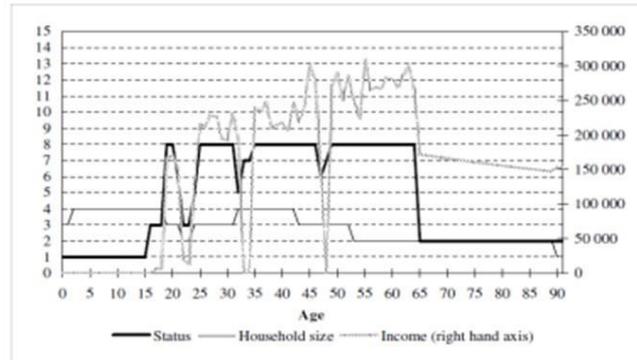
한국보건사회연구원 · 국민건강보험공단

03 Microsimulation의 활용

1) SESIM: Swedish Dynamic Micro-Simulation Model

SESIM의 시뮬레이션 결과 예시

SESIM의 생애주기별 가구구성, 노동시장 지위 및 소득변화 시뮬레이션(여성)



자료 : Flood et al.(2012), p.8.

03 Microsimulation의 활용

2) DOSA: KIHASA model

DOSA: Dynamic microsimulation Outlook model for Social policy Analysis

- Starting dataset

- 1% sample drawn from the Population and Housing Census (2005)
- 477,852 individuals, grouped in households

- Software

- STATA 14 MP, Windows-64bit

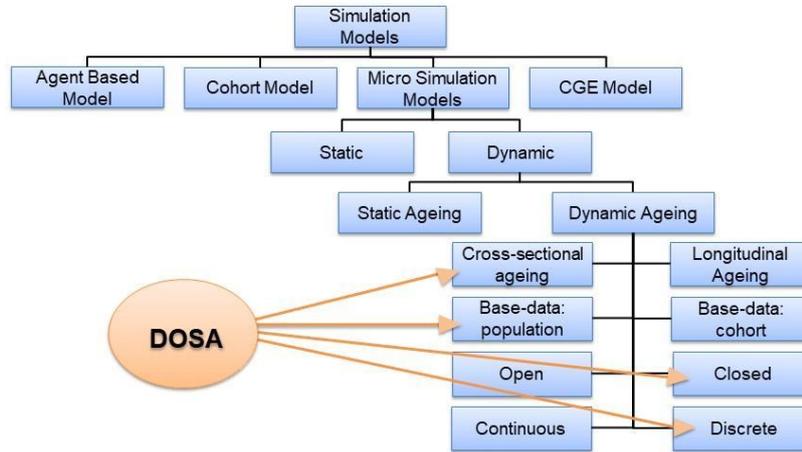
- Individuals pass through all stages of life

- birth, marriage, divorce, having children, widowhood, death
- Individuals find a job, lose it, enroll in public pension
- Individuals enter into retirement and receive a pension benefit based on their previous career

03 Microsimulation의 활용

2) DOSA: KIHASA model

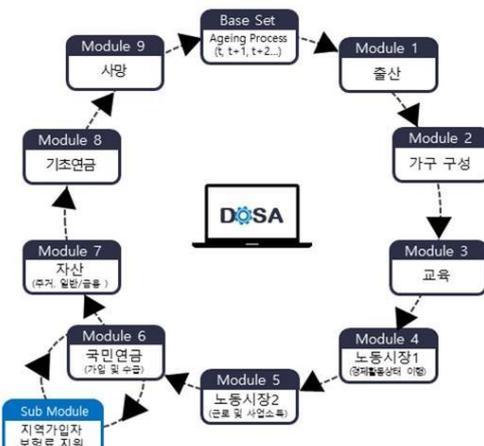
A technical classification of DOSA



03 Microsimulation의 활용

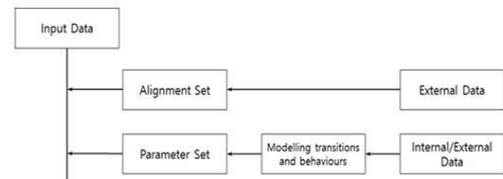
2) DOSA: KIHASA model

Flowchart of the DOSA



Source: Ko et.al.(2016)

The basic structure of modules

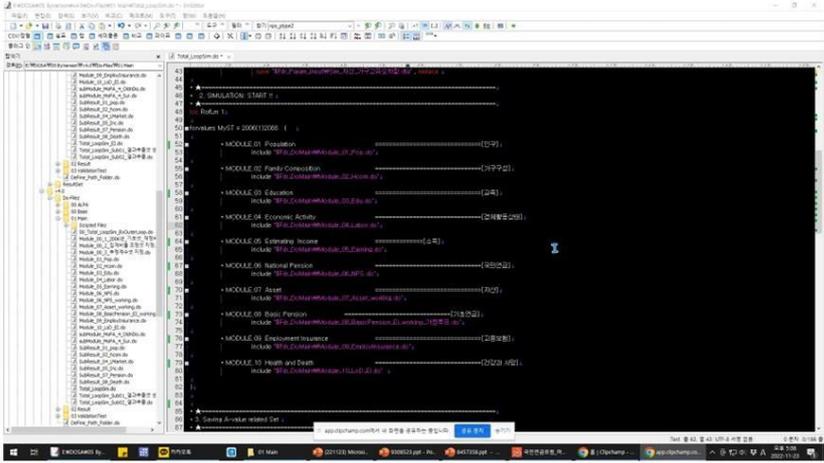


Source: Ko et.al.(2016)

03 Microsimulation의 활용

2) DOSA: KIHASA model

DOSAs의 구동 예시



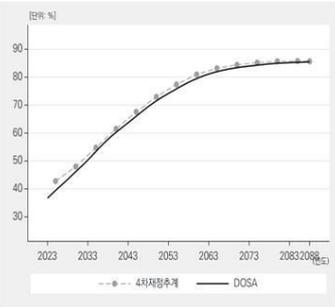
20

03 Microsimulation의 활용

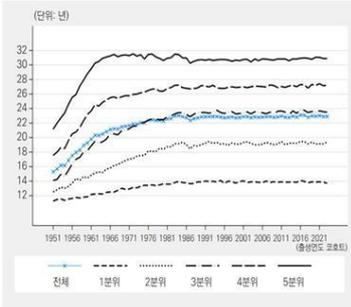
2) DOSA: KIHASA model

DOSAs의 시뮬레이션 결과 예시

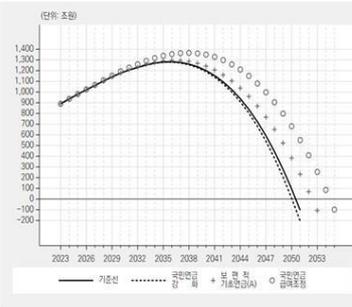
국민연금(노령연금) 수급률 전망: 2023~2088년



출생코호트별 신규 노령연금 수급자의 가입기간 분포



연금개혁 시나리오별 국민연금 기금 추이



21

03 Microsimulation의 활용

3) POHEM



POHEM

- 질병 발생 및 위험요인, 보건비용, 그리고 건강과 관련된 삶의 질 등을 중심으로 하는 모형
 - 다양한 질병과 사망의 관계에 기초하여 특정 질병에 대한 보건정책의 효과를 분석
- 특정 출생 코호트 집단에 대한 가상의 중단면 자료 사용
- 연속적 시간을 가정함으로써 서로 다른 요인이 사망에 미치는 영향을 비교 평가함
 - ex. 흡연, 고혈압, 체질량 지수(BMI), 혈액관련 질환 등
- 주어진 성/연령별 사망률 하에서 개인의 특성에 따라 사망확률이 변함

- 세부질병들로 모형을 확장
 - POHEM cardiovascular disease model
 - POHEM cancer models
 - POHEM osteoarthritis model
 - POHEM physical activity model
 - POHEM neurological model

22

03 Microsimulation의 활용

3) POHEM



POHEM의 구조

Step 1: Model Specification	<ul style="list-style-type: none"> • 기술적, 과학적, 정책 전문가 의견 수렴 • 모형 구조 및 건강에 대한 위험 요소, 건강결정요인 정의 • 추가적 데이터 소스 모색 • 정책 연관성 및 산출 가능성에 따른 가상 시나리오(counterfactual scenarios) 마련
Step 2: Initialization	<ul style="list-style-type: none"> • POHEM은 개인의 성별 및 연령, 거주지, 인종, 이민 여부, 교육 수준, 소득분위, BMI, 당뇨병 유병여부, 흡연 여부, 혈압, 특정 질병력, 삶의 질과 관련된 건강상태 등을 포함하고 있는 조사 데이터(CCHS 1.1)를 초기 셋으로 하여 추정 시작 • 조사 응답자들을 기준으로 하여 가중치를 적용, 시뮬레이션을 위한 전체 (초기) 인구집단 마련
Step 3: Dynamic updates and risk transitions	<ul style="list-style-type: none"> • 인구사회적 특성의 업데이트: 초기 인구집단에서 통계청의 출산율 및 사망률을 기초로 출생과 사망 업데이트, 이민/이주정보는 캐나다 이민성(CIC)의 자료를 활용하여 업데이트, 사회경제적 상태는 LifePaths(통계청, 2012) 등과 같은 life transition model을 활용하여 업데이트함 • 유병여부 및 위험요인은 이론에 근거한 예측알고리즘과 risk transition model을 활용하여 추정, risk transition은 흡연자가 비흡연자로, 일반인이 당뇨병 환자로 바뀌는 것과 같이 개인이 만들어 낼 수 있는 변화를 반영
Step 4: Validation and calibration	<ul style="list-style-type: none"> • 출생과 사망, 이민 및 이주 추정 결과는 실제 관측된 자료와 비교 • 질환의 유병 및 발병, 위험요소들에 대한 추정결과도 건강관련 조사 및 행정데이터와 비교 • 만약 추정결과가 실제 관측된 데이터와 유의하게 차이를 보이면, 사전에 정의된 calibration approach를 기초로 모델의 추정치를 조정
Step 5: Projection	<ul style="list-style-type: none"> • 개인의 건강상태 및 위험요소들에 대한 예측(예: ~2020년까지) • 예측은 건강상태와 위험요소들의 발생, 질병위험에 영향을 미치는 기타 사회적 요소들의 기본적인 (baseline) 트렌드를 반영함
Step 6: Counterfactual analysis	<ul style="list-style-type: none"> • 인구집단의 건강결과에 대한 개인의 효과를 평가하기 위한 가상 시나리오의 예측 수행 • 예: 인구집단의 특정질병 발병률 전망 기초 결과(baseline) 및 개입으로 인한 발병률 전망 제시

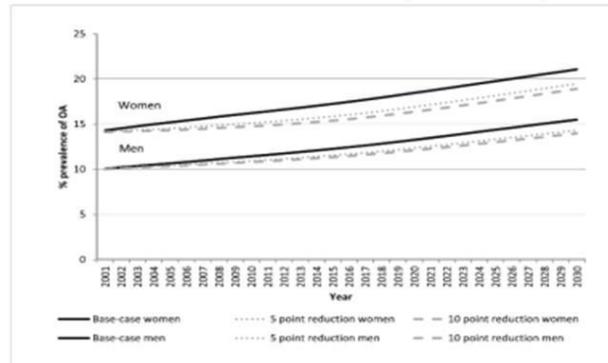
23

03 Microsimulation의 활용

3) POHEM

POHEM의 시뮬레이션 결과 예시

POHEM의 골관절염 유병률 전망 결과(과체중 성인 대상)



자료 : Deirdre A. Hennessy et al.(2015), p. 7.

03 Microsimulation의 활용

4) Health Microsimulation Model

Health Models(Schofield et. al., 2014)

- Relatively new application of microsimulation
- Four main applications
 - Health expenditure
 - Spatial analysis: Spatial models of health and disease
 - Mortality
 - Health workforce

03 Microsimulation의 활용

4-1) Health expenditure

특징

- 보건 분야 모형들 중에서 다수를 차지
- 집단별 평균값을 고려한 지출액 전망이 대부분
- 가구/개인 단위의 조사자료와 외부(행정)자료를 매칭
 - 인구변화와 조세정책 분석이 주목적인 Dynamic 모형에 하나의 모듈로서 포함된 경우가 대부분
 - 질병 등으로 인한 퇴직, 병가 수당 등

대표 모형

- POHEM(CAN), COMPARE(US), HealthMOD(AUS), SESIM(SWE), DYNAMOD(AUS), SAGE(UK)

26

03 Microsimulation의 활용

4-1) Health expenditure

Health expenditure Projection Model

- Macro-level model, Components-based model, Microsimulation model

자료: Astolfi, Lorenzoni, Oderkirk(2012), p.19, 재구성

27

03 Microsimulation의 활용

4-2) Spatial analysis



특징

- 최근 빠르게 발전하는 분야
 - 사회계층과 지역에 따른 사망률의 차이 → 건강 불평등
- 계산의 복잡성 등의 문제가 있으나 컴퓨터의 발전으로 상당 부분 극복, 발전
- 주요 이슈
 - 생활습관과 환경적 요인이 만성질환에 미치는 영향(발병 원인과 예방) 분석
 - 단, 생활습관, 지역특성 등에 대한 세부적인 정보가 필요

대표 모형

- SimObesity(UK): 비만과 환경적 요인의 관계에 근거한 예방정책의 효과 분석
- MoSes(UK): 보건정책의 중장기 효과 분석 및 질병경로 예측
- CareMod(AUS): 장애 추정 및 좁은 지역 범위에서의 노인 질환 문제를 분석

28

03 Microsimulation의 활용

4-3) Mortality



특징

- 사망 시점까지의 생애 경로를 시뮬레이션
 - 구체적인 방법론과 복잡성은 개발 목적과 자료의 이용가능성에 의존
 - 인구, 경제, 사회 현상 분석이 주목적, 건강 및 사망문제는 주요 분석대상이 아닌 경우 매우 단순하게 포함
 - 장애 상태 혹은 단순한 건강 상태(좋음, 나쁨)
- 기초자료 수준
 - 성-연령별 생명표, 장애여부, 사망확률 추정 및 적용
 - 개인별 사망확률 추정을 위한 자료 제약 문제가 존재
- 어떠한 사망 요인을 고려하는지에 따라 상대적으로 복잡할 수 있음
 - ex. 일반적인 건강상태, 특정 질병, 혹은 보건행위 등

29

03 Microsimulation의 활용

4-3) Mortality



대표 모형

- LifeLossMOD(AUS)
 - 2003년 사망자 자료에 기초(성,연령, 사회경제적 특성, 사망원인 등)
 - 모형 내 사망률은 the National Population Health Survey (NPHS)에서 추출
 - 조기사망이 미치는 경제 효과 분석
 - 조기사망으로 인한 가상의 경제적 손실을 추정
 - 건강 정책의 준비용 혹은 소요재정 절감분을 추정
- Canadian dynamic physical activity model
 - 다양한 개인 특성과 질병은 물론, 신체활동이 사망에 미치는 영향을 분석
- POHEM(CAN), HealthAgeingMOD, DYNOPTASIM, CDP model

03 Microsimulation의 활용

4-4) Health workforce



특징

- 인구 고령화와 이와 관련된 보건의료에 대한 수요가 미래의 보건의료 인력 수요에 미치는 영향을 분석

대표 모형

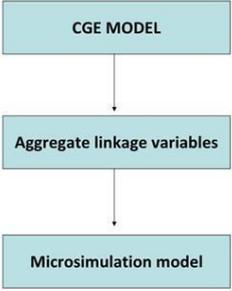
- Care Span Model(미국), PSSRU and CARESIM(영국), PACASO(뉴질랜드) 등



04 발전방향

Microsimulation Modelling

- Link between Micro and Macro Models
- Links and Integrations with Agent Based Models



```

graph TD
    A[CGE MODEL] --> B[Aggregate linkage variables]
    B --> C[Microsimulation model]
            
```

32



04 발전방향

소득보장

- 연금개혁 효과 분석(국민,기초,퇴직 등)
- 장기 빈곤 전망

보건 및 의료

- 의료비 지출 모형 개발
 - 의료패널을 이용
- 건강상태의 변화가 거시경제에 미치는 영향
 - 건강상태 → 개인의 경제적 행위(경제활동, 소득, 저축 등)와 정부의 세수 및 복지지출에 미치는 영향
- 보건인력 수요 전망
 - 건강 → 보건인력 수요 → 경제적 파급 효과
- 보건 정책의 비용 효과성(cost effectiveness) 분석
 - 임상실험(clinical trial)을 통해 축적된 환자 정보를 활용할 수 있다면, 새로운 정책에 대한 분석과 평가가 가능

33

감사합니다.

미시모의실험모형 기반 건강보험 진료비 추정

황인욱, 이윤경, 임유나, 이태진 | 서울대학교 보건대학원 보건학과

제14회 한국의료패널 학술대회

미시모의실험모형 기반 건강보험 진료비 추정

황인욱, 이윤경, 임유나, 이태진

서울대학교 보건대학원 보건학과

목 차

I. 연구 배경 및 목적

II. 연구 방법

III. 연구 결과

IV. 결론

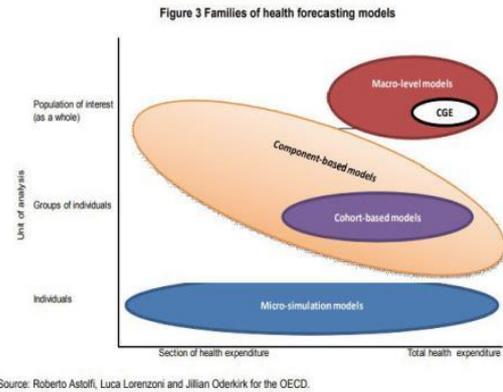
2

I. 연구 배경 및 목적

3

1. 연구 배경 및 목적

- 고령화 및 보장성 강화정책 등을 고려할 때 장기 지출 추계를 통해 향후 대응정책의 근거 마련 필요
- 장기비용추계에 분석단위 및 예측기간에 따라 거시 모형(macro-level), 조성법(component-based), 미시모의실험모형(micro-simulation model) 등이 활용됨
 - 특히 중장기 추계에는 다양한 변수를 고려한 개인단위의 미시모의실험모형이 적합함 (Astolfi, Lorenzoni, & Oderkirk, 2012)



4

1. 연구 배경 및 목적

- 시간에 따라 변하는 건강상태 등 개인 특성이 건강보험 진료비의 주요 결정요인인 점을 고려할 때 미시실험모형이 건강보험 진료비의 장기 추계에 가장 적합할 수 있음
- 이 연구는 중장기 건강보험 진료비 추계에 적합한 미시실험모형을 구축하고 고령화 및 건강보험 보장성 강화 등을 고려한 진료비 추계를 수행함(이태진 외, 2022)
 - 보건의료 분야 미시실험모형 적용 사례, 관련 방법론, 자료원 등 검토
 - 미시실험모형 내 보건의료 모듈 개발 등 선행연구 제한점 극복
 - 보장성 강화정책 등 건강보험 진료비의 정책 측면 결정요인 반영방안 도출

5

이태진, 황인욱, 이윤경, 임유나(2022). 미시모의실험모형을 이용한 장기 건강보험 진료비 추계 방법론에 대한 연구. 한국조세재정연구원.

II. 연구 방법

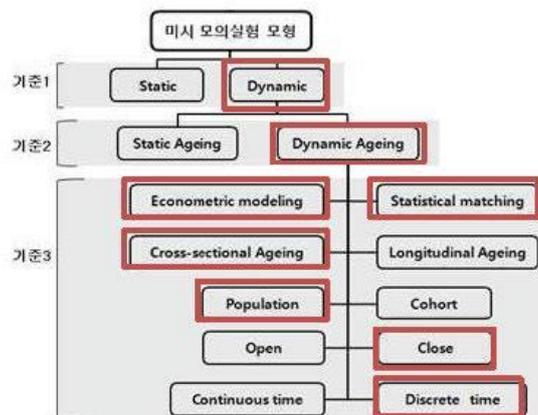
1. 건강보험 진료비 추계모형 개요
2. 주요 모듈 및 행태모형
3. Validation test
4. 보장성강화정책 및 의료서비스 가격상승 반영

6

1. 건강보험 진료비 추계모형 개요

■ 미시실형모형 개요

- Dynamic, Dynamic ageing, Econometric modeling/statistical matching, Cross-sectional ageing, Population model, Closed model, Discrete time model
- SESIM(Swedish Dynamic Micro-Simulation Model) 기반



Dekkers & Belloni (2009)를 고제이 외 (2016)에서 재인용

7

1. 건강보험 진료비 추계모형 개요

■ 미시실험모형을 이용한 건강보험 진료비 추계 과정

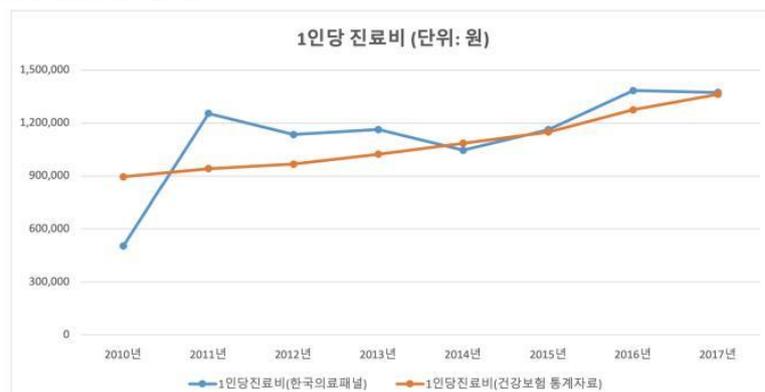
- 자료원 및 추계 대상 선정 - 한국의료패널, 건강보험 진료비
- 미시실험모형 포함 모듈(모형) 선정 - 출산, 교육, 혼인, 사망, 건강상태, 진료비 등
- 모듈별 이행모형 선정 - 행태방정식 또는 전이행렬
- 모수추정 및 진료비 추계 기간 선정, validation test 수행
- 미래 시기 의로서비스 가격 상승 및 보장성 강화정책 영향 반영 방안 선정
- 추계결과 도출(시뮬레이션 수행) 및 부가작업

8

1. 건강보험 진료비 추계모형 개요

■ 활용 자료 및 추계대상

- 한국의료패널 연간 자료 활용(2012~2018년)
- 건강보험 통계연보와 동일한 '건강보험 진료비' 추계 - 개인 단위의 건강보험부담금과 법정본인부담금(입원, 외래, 응급, 의약품) 합산
- 자료 중 결측치는 관찰된 의료비 분포를 바탕으로 Multiple Imputation (MI)기법을 이용해 대체함
- MI기법을 활용해 도출한 1인당 건강보험 진료비와 실제 건강보험 통계연보의 관찰치를 비교하여 모형 투입 자료의 신뢰도를 확인함



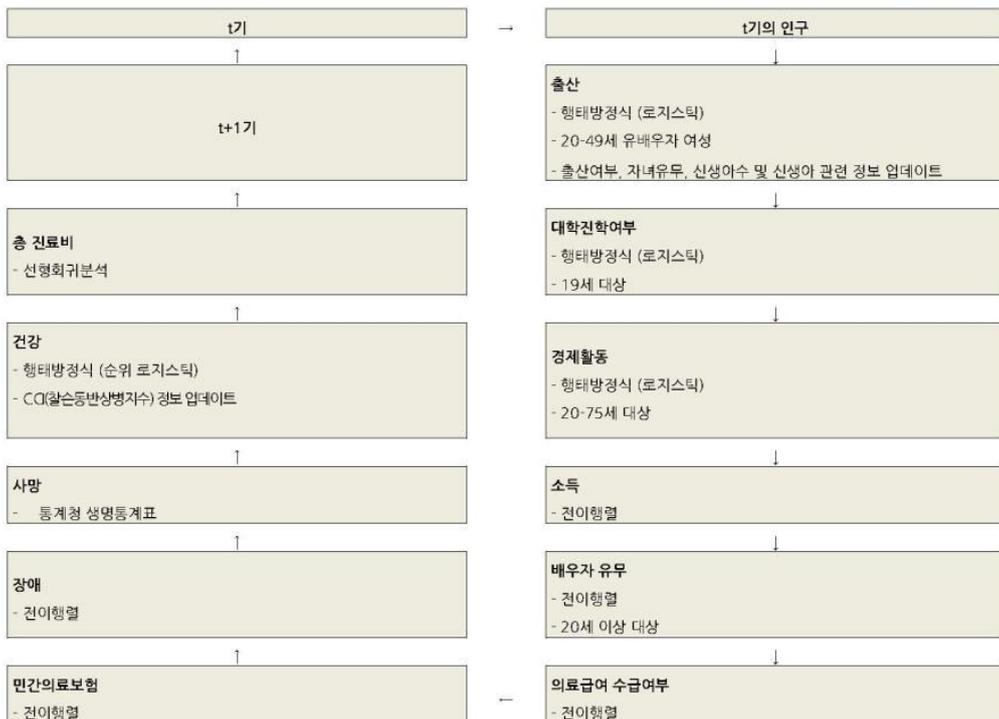
9

1. 건강보험 진료비 추계모형 개요

■ 미시실험모형 포함 모듈

- 모든 개인이 생애주기적 관점에 따른 총 10개의 모듈을 순차적으로 거침
- (매 기마다) 출산, 교육, 경제활동, 소득, 민간보험, 혼인상태, 건강보험, 장애, 사망, 건강상태(CCI), 건강보험 진료비 등의 모듈을 순차적으로 거침
- 최종적으로 매 기 건강보험 진료비가 모형 내에서 도출되는 건강상태 등에 따라 결정되는 형태

1. 건강보험 진료비 추계모형 개요



2. 주요 모듈 및 행태모형

■ 행태모형

- 행태방정식 또는 전이행렬에 따라 각 모듈별 상태 결정
- 전이행렬($t \Rightarrow t+1$ 기)로 변할 때 개인별 상태 변화 확률 매트릭스에 해당함)은 한국의료패널 자료에서 추정하거나 외부 집계값(예: 사망확률) 활용함

모듈	설명변수	방법
출산	연령, 연령제곱, 여성 대학진학여부, 경제활동 여부, 자녀수	로지스틱 회귀분석
대학진학 여부	성, 연령, 가구 소득분위	로지스틱 회귀분석
경제활동 여부	성별, 대학진학 여부, 배우자 유무, 자녀 유무(20-49세 여성만), 장애 여부, 전기 경제활동 여부	로지스틱 회귀분석
가구 소득분위	전이행렬	한국의료패널 활용
민간보험 가입여부		
배우자 유무		
의료급여 수급여부		
장애 여부		
사망	전이행렬	통계청 생명표 기준
건강상태	성, 연령, 대학진학 여부, 배우자 유무, 가구 소득분위, 경제활동 여부, 건강보험 유형, 장애 여부, 전년도 건강상태	순위 로지스틱 모형 (ordered logistic regression)
총 진료비	성, 연령, 대학진학 여부, 배우자 유무, 가구 소득분위, 경제활동 여부, 건강보험 유형, 민간보험 가입여부, 장애 여부, 건강상태	GLM(gamma) + log link

12

2. 주요 모듈 및 행태모형

■ 모수(parameters) 추정

- 매 시기 개인별 모듈별 상태 결정에 적용되는 행태방정식의 계수 및 이행 확률
- 한국의료패널의 의료비 변수의 결측값 및 장기간의 건강보험 진료비 증가 추세를 반영하기 위해 2012~2018년 자료를 이용해 모수를 추정함
- 연간 신생아 수, 사망률은 각각 통계청 장래인구추계 및 생명표 수치 적용

■ 건강보험 진료비 추정 모형

- 다양한 모형 고려 후 Log link 함수를 포함하는 일반화선형모형(GLM) 중 진료비 분포가 gamma 분포를 따르는 GLM 모형을 이용해 진료비를 직접 추정함
- OLS 모형에서 로그화 진료비 추정 후 실제 값으로 재 변환 시 발생하는 과소추정의 문제 등 방지 가능

설명변수(일부만 제시)	계수	표준오차
성별(기준: 남성)	.1459117***	.0139151
연령	.0195131***	.000469
대학진학여부(기준: 미진학)	-.0932799***	.0155459
경제활동 상태(기준: 미참여)	-.1357243***	.0134962
배우자 유무(기준: 없음)	.1192358***	.0161832
장애 유무(기준: 장애 없음)	.2067425***	.030695
건강상태(CCI)(기준: 0)		
1점	.5247466***	.0179975
2점	.846162***	.0362266
3점 이상	1.226754***	.0625115

주: *, p<0.1, **, p<0.05, ***, p<0.01

13

3. Validation test

- 연구모형의 강건성 확인을 위해 시뮬레이션 결과를 동 기간 실제 값과 비교함
 - 2012~2014년 자료에서 추정한 모수와 2014년 자료를 이용해 2015~2018년 건강보험 진료비 및 인구수를 추정하여 동 기간 한국의료패널 자료의 실제 값과 비교함
 - 각 모듈별 결과 분포를 한국의료패널 자료의 실제 분포와 비교함

14

4. 보장성 강화정책 및 의료서비스 가격 상승 반영

- 보장성 강화정책 영향 반영
 - 2012~2018년 한국의료패널 자료에서 다음 식을 이용해 보장률-진료비 탄력성을 추정함 (건강보험통계의 성연령 구간별 보장률 정보 활용)
- $$\ln(\text{medical expenditure}) = \beta_0 + \beta_1 * \text{age} + \beta_2 * \text{edu} + \beta_3 * \text{eco} + \beta_4 * \text{cci} + \beta_5 * \text{dis} + \beta_6 * \text{phi} + \beta_7 * \text{sex} + \beta_8 * \text{wicm} + \beta_9 * \text{year} + \beta_{10} * \text{coverage} + \varepsilon$$
- 보장률 1% 증가 당 진료비가 1.96% 증가하는 것으로 추정됨
 - 2065년까지 아래 네 가지 보장률 변화 시나리오를 가정하여 진료비 추정 결과에 반영함

구분	추세	최대 보장률
시나리오1	매년증가	80%
시나리오2	매년증가	70%
시나리오3	15년에 한번씩 계단식 증가	80%
시나리오4	15년에 한번씩 계단식 증가	70%

15

4. 보장성 강화정책 및 의료서비스 가격상승 반영

■ 의료서비스 가격 상승 반영

- 2019~2065년 건강보험 진료비 추정 결과를 건강보험 수가 증가율을 이용해 미래 시점의 의료서비스 가격 상승을 반영함
- 건강보험통계연보에서 제공하는 연도별 수가 누적 환산지수를 활용해 연도별 수가 증가율을 산출함
- 2019~2021년의 시뮬레이션 결과에 동 기간 실제 환산지수 증가율인 2.37%, 2.29%, 1.99%를 적용함
- 2022~2065년의 시뮬레이션 결과에 2012~2018년도 연평균 환산지수 증가율인 2.26%를 적용함

16

III. 연구 결과

1. Validation test 결과
2. 건강상태(CCI) 시뮬레이션 결과
3. 건강보험 진료비 추계 결과
4. 보장성강화정책의 영향 추정
5. 모수추정기간 변화 결과

17

1. Validation test 결과 - 인구수

■ 2015~2018년 인구수 추정 후 통계청 인구추계 결과와 비교함

- 횡단가중치, 성연령별 사망률, 연간 신생아 수 등을 활용

구분	인구수		신생아수	
	시뮬레이션	레퍼런스(통계청)	시뮬레이션	레퍼런스(통계청)
2015	50,238,720	51,529,338	440,402	438,420
2016	50,291,244	51,696,216	426,871	406,243
2017	50,336,552	51,778,544	384,811	357,771
2018	50,286,824	51,826,059	347,288	326,822

구분	인구수		신생아수	
	시뮬레이션	레퍼런스(통계청)	시뮬레이션	레퍼런스(통계청)
2015	25,114,286	25,588,336	222,505	224,877
2016	25,111,146	25,669,296	206,007	221,155
2017	25,139,646	25,758,186	189,326	214,574
2018	25,068,004	25,827,594	155,381	208,064

구분	인구수		신생아수	
	시뮬레이션	레퍼런스(통계청)	시뮬레이션	레퍼런스(통계청)
2015	25,124,436	25,553,127	217,896	213,928
2016	25,180,100	25,658,620	220,865	210,580
2017	25,196,904	25,771,152	195,484	203,426
2018	25,218,820	25,868,622	191,907	198,179

18

1. Validation test 결과 - 모듈별 분포(일부)

- 각 모듈별 시뮬레이션 결과를 검증하기 위해 연도별 모듈별 시뮬레이션 분포와 실제 자료에서 나타난 분포(전체, 성별)를 비교 및 형태모형 재검토 절차를 반복함

		year				Total
		2015	2016	2017	2018	
실제데이터	0	12,346 68.10	11,700 67.15	11,345 66.02	11,033 64.87	46,424 66.56
	1	5,784 31.90	5,724 32.85	5,839 33.98	5,975 33.13	23,322 33.44
	Total	18,130 100.00	17,424 100.00	17,184 100.00	17,008 100.00	69,746 100.00
시뮬레이션	0	13,023 67.84	12,785 66.68	12,529 65.59	12,280 64.55	50,617 66.17
	1	6,174 32.16	6,388 33.32	6,573 34.41	6,744 35.45	25,879 33.83
	Total	19,197 100.00	19,173 100.00	19,102 100.00	19,024 100.00	76,496 100.00

19

1. Validation test 결과 - 건강보험 진료비

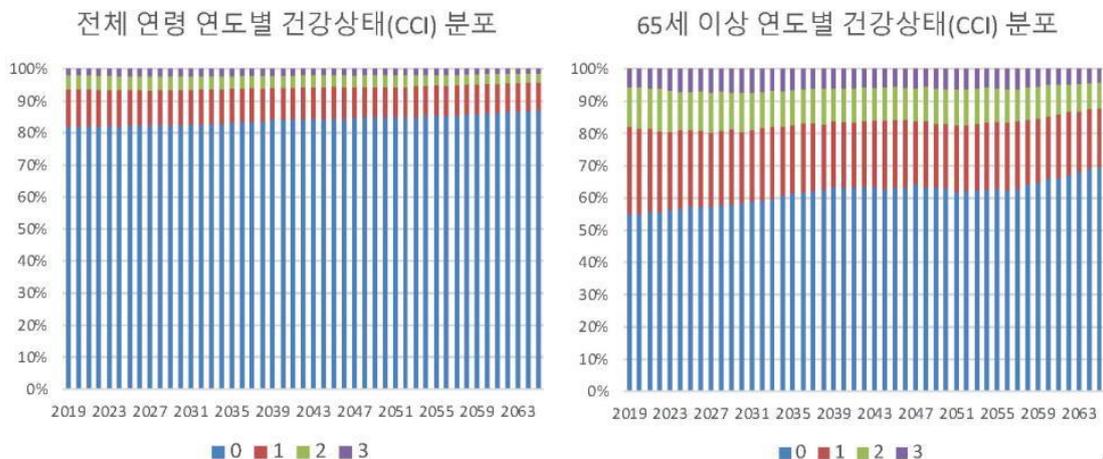
- GLM with log link, OLS 등 다양한 의료비 추정 모형을 고려하였고 이 중 가장 적합한 것으로 알려진 GLM 모형을 활용하여 건강보험 진료비를 추정하였음
 - 각 모형의 시뮬레이션 결과와 한국의료패널 실제 값을 비교함
 - 보장성강화정책 영향으로 의료비가 크게 증가한 2016, 2018년 외 추정치와 실제 값 수준 및 추세가 유사함

연도	한국의료패널 실적치	GLM(gamma) +log link	GLM(Poisson) + log link	OLS
2015	589,577	552,228	551,602	108,743
2016	706,282	557,431	555,752	111,654
2017	704,245	565,620	562,907	112,922
2018	811,693	571,568	566,624	114,559

20

2. 건강상태(CCI) 시뮬레이션 결과

- 'Healthy ageing' 예측됨
 - 전체 연령 및 65세 이상에서 2065년까지 CCI=0의 비중이 증가함



21

3. 건강보험 진료비 추계 결과 - 요약

■ 주요 년도별 총 진료비, 1인당 진료비, 인구수 추계 결과는 다음과 같음

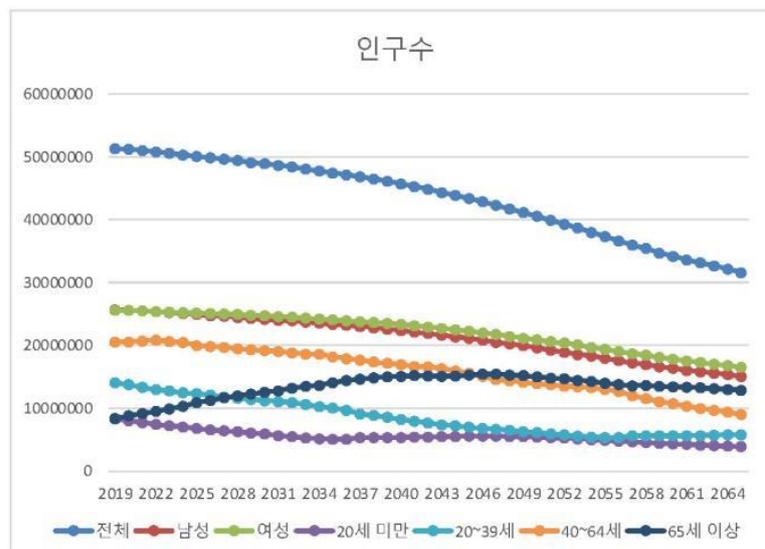
- 진료비 추계 결과에 연간 2.26%의 물가상승률을 적용한 결과임

년도	총 진료비(억원)	65세 이상 총 진료비(억원)	1인당 진료비(원)	65세 이상 1인당 진료비(원)	인구수	65세 이상 인구수
2019	666,064	238,325	1,298,341	2,846,860	51,301,170	8,371,507
2025	801,408	362,230	1,600,515	3,314,390	50,071,872	10,929,022
2030	924,694	466,920	1,891,178	3,711,119	48,895,151	12,581,662
2035	1,039,926	579,036	2,192,439	4,109,492	47,432,381	14,090,204
2040	1,181,054	719,398	2,584,576	4,771,363	45,696,217	15,077,402
2045	1,303,193	828,224	3,002,301	5,421,717	43,406,482	15,276,039
2050	1,390,342	917,774	3,427,958	6,111,913	40,558,916	15,016,150
2055	1,428,868	949,601	3,829,402	6,793,805	37,313,092	13,977,452
2060	1,451,623	981,590	4,246,705	7,308,971	34,182,343	13,429,929
2065	1,494,264	1,032,243	4,728,130	8,014,680	31,603,691	12,879,401

3. 건강보험 진료비 추계 결과 - 인구수

■ 전체 인구 수는 2019년 약 5,130만명에서 2065년 약 3,160만명까지 꾸준히 감소

- 65세 이상 집단의 인구수가 2019년 기준 840만명에서 2047년 1,550만명까지 증가하였다가 2065년 기준 1,290만명까지 감소하고 그 외 집단에서 꾸준히 감소함



3. 건강보험 진료비 추계 결과 - 총 진료비

■ 2019~2065년 총 건강보험 진료비

- 2012~2018년 건강보험통계 및 한국의료패널 실적치를 제시함
- 2019년 약 67조에서 2065년 약 149조까지 증가하고 2050년대 중반 이후 증가속도가 감소하며 이는 65세 이상 인구의 감소에 따른 것을 볼 수 있음

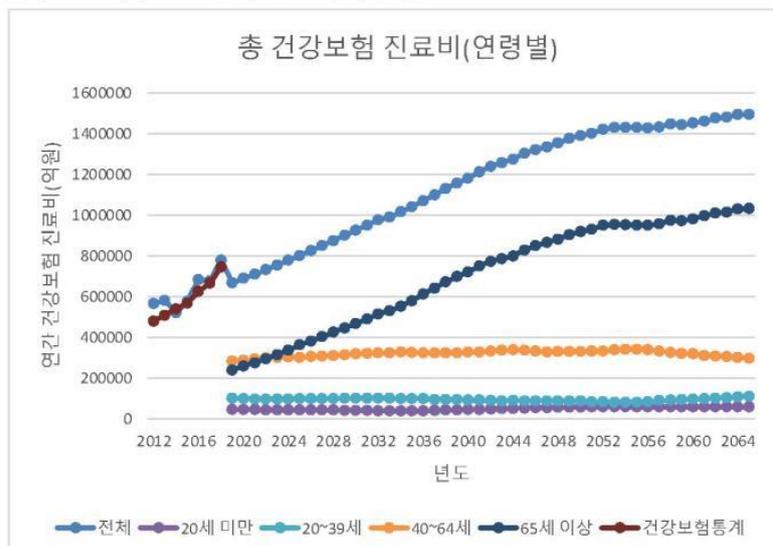


24

3. 건강보험 진료비 추계 결과 - 총 진료비(연령별)

■ 2019~2065년 총 건강보험 진료비(연령별)

- 65세 이상의 진료비 비중이 가장 높고 빠르게 증가함
- 2019년 약 24조에서 2065년 약 103조까지 증가함

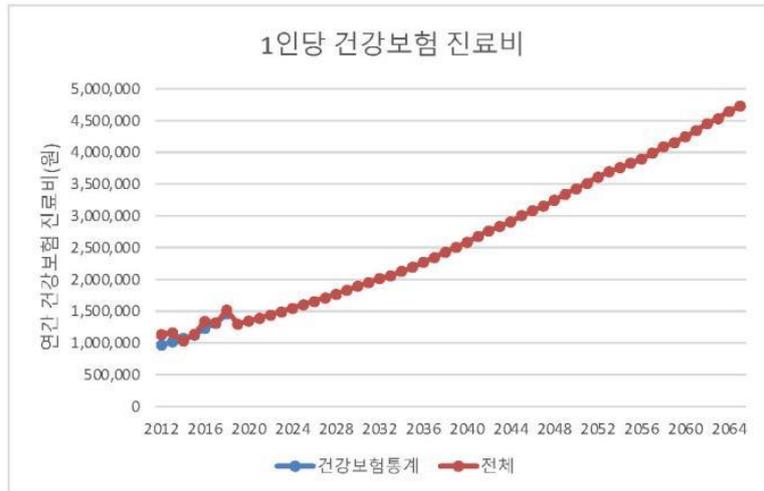


25

3. 건강보험 진료비 추계 결과 - 1인당 진료비

■ 2019~2065년 1인당 건강보험 진료비

- 총 진료비를 인구수로 나눠서 산출함
- 2019년 약 129만원에서 2065년 약 462만원까지 꾸준히 증가함

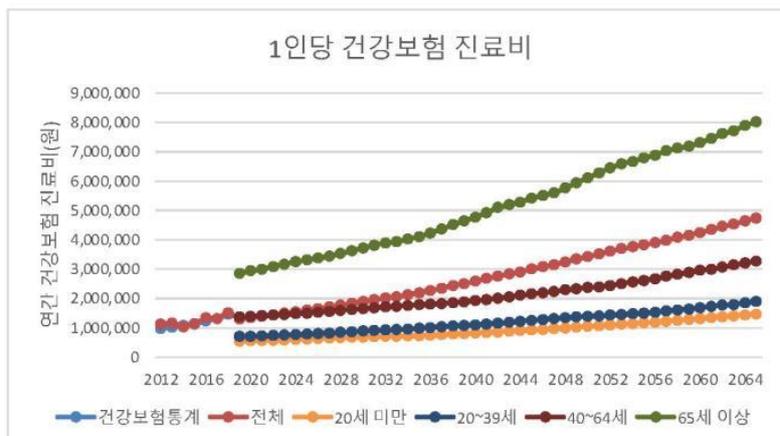


26

3. 건강보험 진료비 추계 결과 - 1인당 진료비(연령별)

■ 2019~2065년 1인당 건강보험 진료비(연령별)

- 모든 연령에서 2065년까지 1인당 진료비 증가함
- 65세 이상의 1인당 진료비가 2019년 약 280만원에서 2065년 약 800만원으로 가장 가파르게 증가함

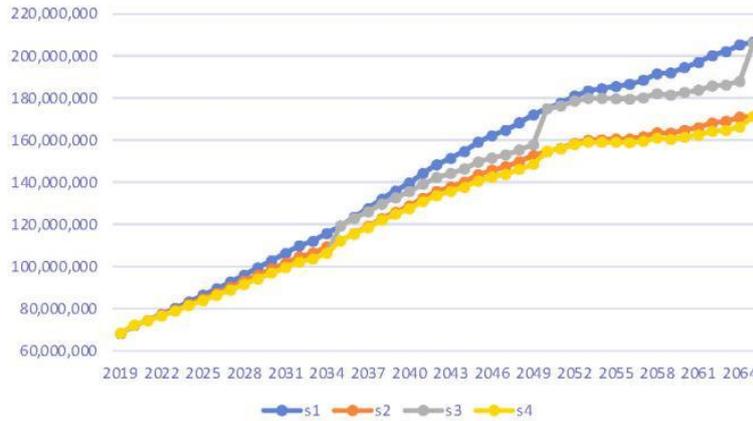


27

4. 보장성강화정책의 영향 추정

■ 보장률 증가 시나리오에 따라 총 건강보험 진료비를 추정함

- 보장률이 매년 증가해 2065년 80%에 도달하는 시나리오 1의 진료비 정점이 206조로 가장 높음
- 보장률이 70%까지 15년마다 증가하는 시나리오 4의 진료비 정점이 171조로 가장 낮음



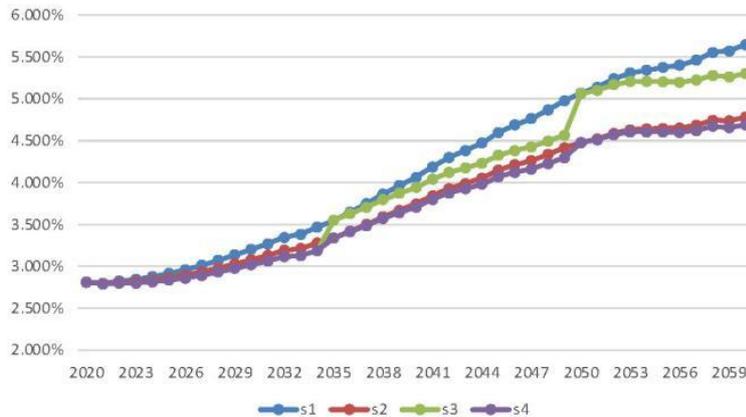
*시나리오1: 매년 보장률이 일정하게 증가하여 2065년에 80% 달성
 시나리오2: 매년 보장률이 일정하게 증가하여 2065년에 70% 달성
 시나리오3: 15년에 한번씩 보장률이 계단식으로 증가하여 2065년에 80% 달성
 시나리오4: 15년에 한번씩 보장률이 계단식으로 증가하여 2065년에 70% 달성

28

4. 보장성강화정책의 영향 추정

■ 예측 GDP 대비 보장률 증가 반영 진료비의 비율은 다음과 같음

- OECD 예측 2020-2060년 한국 GDP 추정 자료 대비 진료비 추정 결과를 비교함
- GDP대비 건강보험 총 진료비는 2020년 약 2.85% 에서 2060년 4.69%(시나리오 4) ~ 5.64%(시나리오 1) 까지 증가할 것으로 예측됨



*시나리오1: 매년 보장률이 일정하게 증가하여 2065년에 80% 달성
 시나리오2: 매년 보장률이 일정하게 증가하여 2065년에 70% 달성
 시나리오3: 15년에 한번씩 보장률이 계단식으로 증가하여 2065년에 80% 달성
 시나리오4: 15년에 한번씩 보장률이 계단식으로 증가하여 2065년에 70% 달성

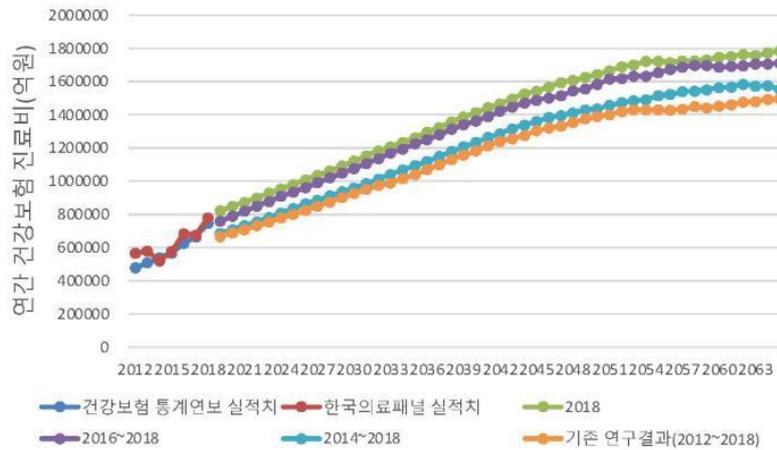
29

5. 모수추정기간 변화 결과

■ 모수추정기간과 건강보험 진료비 추정 결과

- 모수추정기간에 따라 미시실험모형 결과가 달라질 수 있는 점을 고려해 모수추정기간을 2012~2018년(기존 결과), 2014~2018년, 2016~2018년, 2018년 등으로 변경한 추정 결과를 제시
- 모수추정기간이 2018년에 가까울수록 건강보험 진료비 추정치가 증가함

모수추정기간별 전체 건강보험 진료비 추계 결과



30

5. 모수추정기간 변화 결과

■ 모수추정기간과 건강보험 진료비 추정 결과

- 2018년 자료에서 모수를 추정할 경우 2065년 총 건강보험 진료비는 약 178조원까지 증가함

연도	건강보험 통계연보 실적치	한국의료패널 실적치	모수추정기간별 추계결과			
			2018	2016~2018	2014~2018	기존 연구결과(2012~2018)
2012	478,392	564,773				
2013	507,521	579,349				
2014	538,355	519,574				
2015	566,517	576,322				
2016	625,138	683,720				
2017	664,767	675,211				
2018	745,281	778,977				
2019			821,602	758,963	685,092	666,064
2025			981,116	934,222	835,404	801,408
2030			1,120,636	1,076,747	958,453	924,694
2035			1,260,682	1,225,198	1,093,323	1,039,926
2040			1,412,924	1,362,913	1,232,821	1,181,054
2045			1,542,788	1,487,933	1,359,295	1,303,193
2050			1,641,823	1,582,729	1,435,438	1,390,342
2055			1,722,894	1,654,555	1,515,448	1,428,868
2060			1,746,770	1,686,906	1,563,693	1,451,623

31

IV. 결론

1. 결과요약
2. 미시실험모형 주요 요소의 시사점
3. 함의 및 한계점

32

1. 결과요약

- 총 건강보험 진료비가 2019년 약 67조에서 2065년 약 149조까지 증가
 - 65세 이상 노인 진료비는 2019년 약 24조에서 2065년 약 103조까지 증가
- 1인당 진료비는 전체 연령의 경우 2019년 약 130만원에서 2065년 약 470만원까지 증가
 - 65세 이상의 경우 2019년 약 280만원에서 2065년 약 800만원까지 증가
- 2060년 기준 건강보험 보장률 70~80% 달성 기준으로 건강보험 진료비가 GDP 대비 약 4.69~5.64%까지 증가

33

2. 미시실험모형 주요 요소의 시사점(1)

- 건강보험 진료비 추정 결과에 인구수, 진료비에 대한 모수추정기간, 보장률-진료비 탄력성, 한국의료패널 자료의 특성 등이 중요한 영향을 미치는 것으로 나타남
- 인구수
 - 이 연구 모형에서 매 기 인구 수는 신생아 및 사망자 수에 따라 결정되는데, 이 연구는 최근 통계청 장래 인구추계 중 중위 시나리오와 2015년 기준 성연령별 사망률을 적용하였기 때문에 고위 인구추계 시나리오 및 미래 시점의 사망률을 적용할 경우 건강보험 진료비가 더 높게 추정될 수 있음
 - 실제로 고위 인구추계 시나리오를 적용할 경우 2065년 기준 총 건강보험 진료비가 약 3조 높게 나타남
- 모수추정기간
 - 이 연구 모형은 한국의료패널자료에서 건강보험 진료비 등에 대한 모수를 추정하여 시뮬레이션하기 때문에 모수추정기간에 따라 2065년 기준 건강보험 진료비가 약 20% 더 높게 추정되는 것으로 나타남
 - 중장기간의 건강보험 진료비 추세를 미래 추정에 반영하고자 2012~2018년 자료를 모수추정에 활용함

34

2. 미시실험모형 주요 요소의 시사점(2)

- 보장률-진료비 탄력성
 - 이 연구는 한국의료패널자료를 활용해 보장률-진료비 탄력성을 약 2%로 추정하여 보장성강화정책의 영향을 추정결과에 반영하였음
 - 그러나 타 자료를 활용한 이태진 외(2020) 연구는 보장률-진료비 탄력성을 7.7%로 추정하는 등 연구별로 보장률-건강보험 진료비 탄력성의 차이가 존재함
 - 이 연구 모형에 보장률-진료비 탄력성 7.7%와 새로운 모수추정기간을 적용할 경우 2060년 기준 GDP 대비 건강보험 진료비의 비중은 최대 약 16%까지 증가함

구분	모수추정기간(2018년)				모수추정기간(2016-2018년)			
	보장률 1% 증가 당 진료비 1.96% 증가		보장률 1% 증가 당 진료비 7.7% 증가		보장률 1% 증가 당 진료비 1.96% 증가		보장률 1% 증가 당 진료비 7.7% 증가	
	최대 ¹⁾	최소 ²⁾	최대 ¹⁾	최소 ²⁾	최대 ¹⁾	최소 ²⁾	최대 ¹⁾	최소 ²⁾
2025년	3.58%	3.47%	4.46%	3.95%	3.41%	3.30%	4.25%	3.76%
2030년	3.89%	3.65%	5.31%	4.16%	3.74%	3.51%	5.10%	4.00%
2040년	4.87%	4.43%	7.97%	5.49%	4.70%	4.27%	7.69%	5.30%
2050년	6.00%	5.28%	11.76%	7.12%	5.78%	5.09%	11.34%	6.87%
2060년	6.81%	5.64%	16.01%	7.60%	6.58%	5.45%	15.46%	7.34%

1) 최대: 시나리오 1의 경우(매년 보장률이 일정하게 증가하여 2065년에 80% 달성)
 2) 최소: 시나리오 4의 경우(15년에 한번씩 보장률이 계단식으로 증가하여 2065년에 70% 달성)

35

3. 합의 및 한계점

- 우리나라에서 최초로 미시모의실험모형을 이용해 장기 건강보험 진료비 추정을 시도함
 - 동적 미시실험모형을 이용하였으며 건강상태(CCI), 민간의료보험 모듈을 추가하는 등 우리나라 상황에 적합한 장기 진료비 추정 모형을 개발함
 - 광범위한 모형 설계에 대한 validation test과 결과 값에 대한 모형의 주요 요소별 검증을 수행함

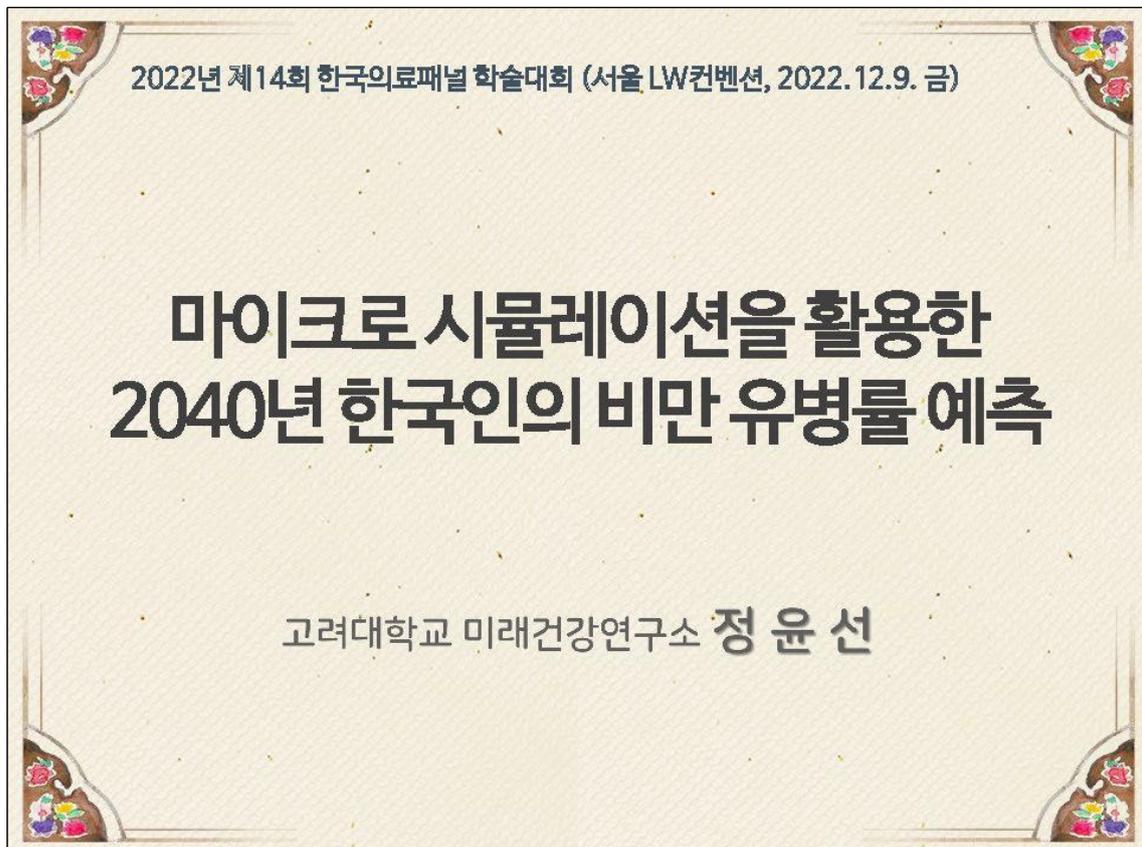
- 2012~2018년 기간에 추정된 설명변수와 건강보험 진료비 등의 관계 또는 모수가 미래 시점까지 유지되는 것으로 가정하는 등의 한계점이 있음
 - 미래에 발생할 수 있는 인구 구성 및 만성질환 분포 등의 변화 등이 해당 모수에 영향을 미칠 수 있으므로 향후 모형의 재구축 및 모수의 재추정이 필요할 수 있음

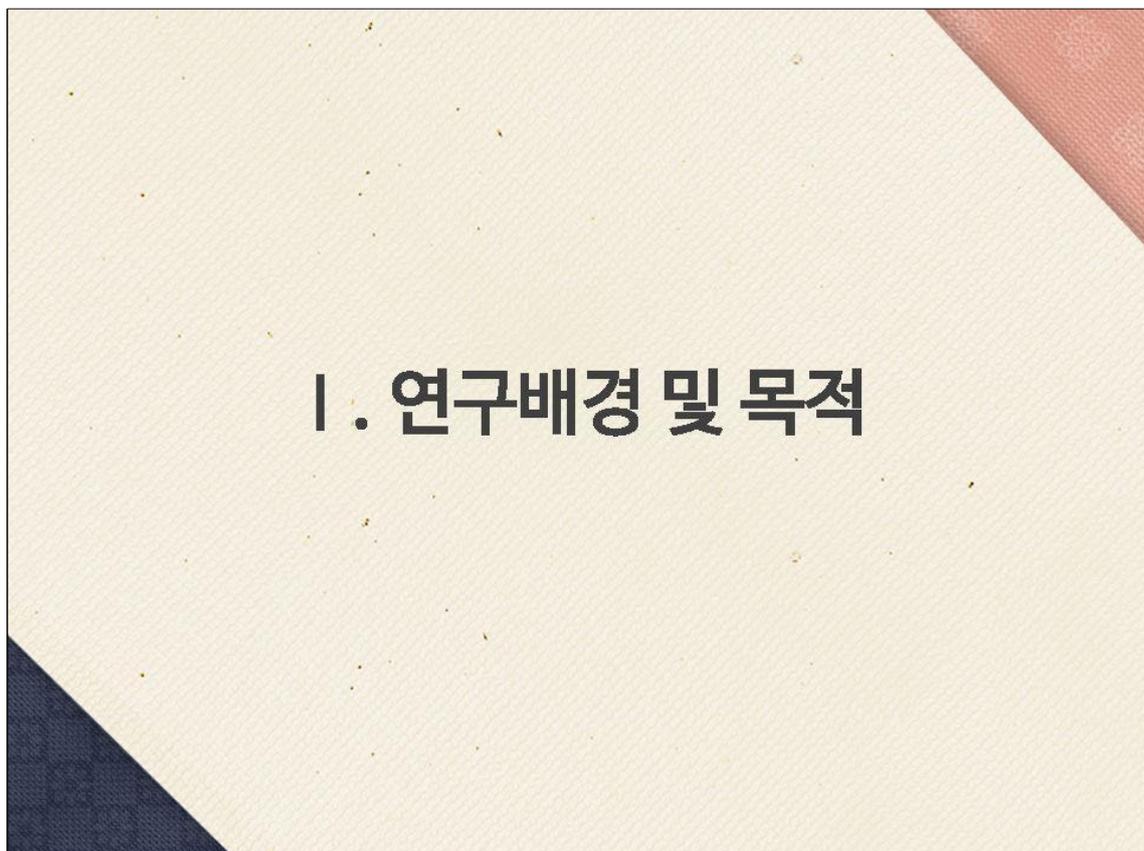
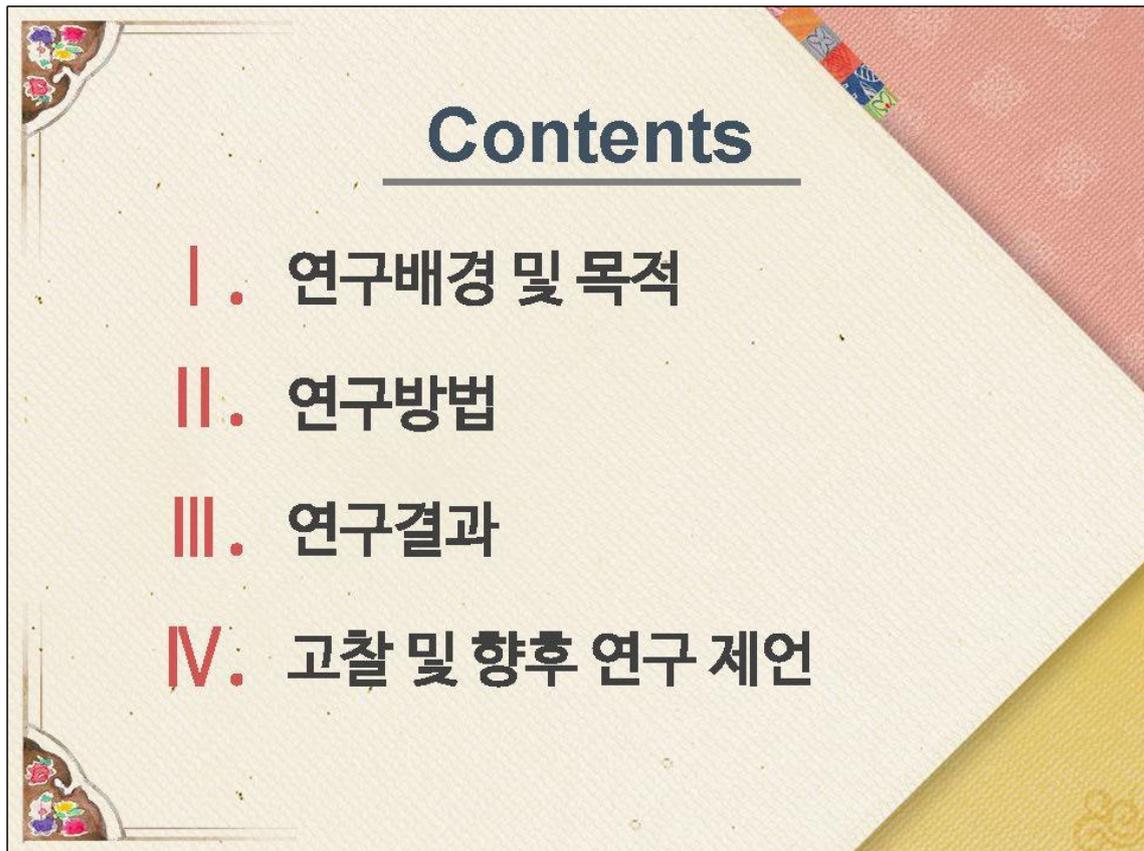
36

감사합니다.

마이크로 시뮬레이션을 활용한 2040년 한국인의 비만 유병률 예측

정윤선 | 고려대학교 미래건강연구소





01. 연구배경 및 목적

예측모형의 개발 및 적용의 필요성

- 대규모 예산이 소요되는 보건 의료 정책의 효율적 수립과 집행을 위해서는 **미래 보건 의료 수요를 파악하고 우선순위를 결정하는 미래예측이 필요하며, 그 중요성이 높아지고 있음.**
 - ▶ **질환 또는 건강위험요인 유병률의 예측은 의료비 급증 등 사회적 위기에 대응한 정책 수립에 기여**
 - ... 미래 의료비 지출 변화 예측
 - ... 보건복지 서비스에 대한 공공지출의 장기수요 예측
 - ... 주요 만성질환의 미래 발생 추정: 심혈관질환, 퇴행성관절염, 주요 암(대장암 등), 신경질환 등
 - ... 사회 돌봄서비스 수요와 이에 대한 재정 소요 추정
 - ... 보건 의료 체계 내에 존재하는 위험요인이나 질환이 보건 정책에 미치는 영향력 평가
- 미래 사회 및 시장의 예측은 기술 발전 등 공급 측면 뿐 아니라, **인구구조와 라이프 스타일 변화 등 수요 측면을 반영해야 함**(박병원 등, 2016).
- 한편, 시뮬레이션 방법론 부문에서는 동적인 사회 시스템에 대한 체계적인 이해를 추구하기 위해 소셜 시뮬레이션(Social Simulation)의 활용이 주목받고 있음.

출처: 박병원 등(2016). 과학기술기반 미래연구사업 Ⅲ. 과학기술정책연구원.

01. 연구배경 및 목적

소셜 시뮬레이션의 구분

System-level Simulation

- 시스템 전체로부터 하향식(Top-down)으로 분석해 가는 방식
- 연구대상 집단 전체를 단위로 모형을 구축
- 집계화(aggregate)된 자료구조를 활용
- 전체 인구를 대상으로 집합적으로 이해

Agent-based Simulation

- 행위자 기반의 상향식(Bottom-up)으로 분석해 가는 방식
 - ✓ 개별적·독립적인 개체(agent)들의 자율적 행태와 상호작용으로부터 거시적인 패턴을 도출
- 개별 구성원을 단위로 모형을 개발하는 새로운 트렌드가 등장함

▶ **마이크로시뮬레이션(Microsimulation)** 방법론은 모형의 기본 단위가 사람, 차량 등 개별 행위자(agent)

- ... 행위자 기반 시뮬레이션 모형에 포함됨

출처: 박병원 등(2016). 과학기술기반 미래연구사업 Ⅲ. 과학기술정책연구원.

연구배경 및 목적

01. 마이크로 시뮬레이션 방법론의 개념과 특징

◆ 마이크로 시뮬레이션이란?

- (다양한 속성 및 행태를 가진) 개인 단위의 미시 통계자료로부터 각 개체들의 개별적 의사결정과 행태를 모의 실험하는 모델링 기법
 - ▶ 독립적인 개별 개체(agent) 단위에서 발생하는 동적인 변화 양상을 분석
 - ▶ 사회 전체가 아닌 개인 및 가구의 미래 의사결정을 예측함으로써 개인의 특성 및 생애주기에 맞춘 결과 도출

기본 과정

- 분석 단위를 개인 혹은 가구로 설정
- 개인별·가구별 주요 정보들이 미래 시점으로 업데이트되는 과정을 모형화
- 업데이트된 정보들에 기반하여 의료비 지출 등 주요 관심변수들의 미래 예측정보를 밝혀냄

출처: 김우현(2021). 미시 모의실험 모형을 이용한 의료 이용량 추정. 보건경제와 정책연구; 박병원 등(2016). 과학기술기반 미래연구사업 Ⅴ. 과학기술정책연구원.

6

연구배경 및 목적

01. 마이크로 시뮬레이션 방법론의 개념과 특징

◆ 마이크로 시뮬레이션의 특징

- **[분석단위]** 단위 행위자는 성별, 연령, 교육수준, 결혼여부, 취업, 소득 등 일련의 속성을 가진 독립적인 개체
- **[여러 개의 모듈로 구성]** 일반적으로 하나의 마이크로 시뮬레이션 모형은 인간 사회의 특성 부분을 설명하는 다양한 (독립된) 모듈들로 구성
ex. 인구 모듈(출생 및 사망), 결혼 모듈, 건강상태 모듈(질환 발생) 등
- **[확률모형의 적용]** 각 개체의 개별 행태와 상호작용은 확률모형에 의해 결정됨
 - ▶ 각 개체의 **'전이확률'**에 따라 시간이 경과하면서 **매 시점마다 속성값이 갱신**되어 상태가 변이

- '전이확률(Transition Probability)' = 각 개체의 행동 규칙을 규정하는 확률 모형을 의미
- 각 단위 개체는 **연령, 성별 등의 개별 속성에 따라 모듈에서 정의되는 전이확률을 얻고, 그에 따라 속성 및 행태의 변화가 결정**됨
- [EX] 단위 행위자는 사망에 대한 전이확률에 따라 소멸되거나, 질환 발생에 대한 전이확률에 따라 유병상태로 전이하거나 혼인에 대한 전이확률에 따라 독신 상태에서 결혼 상태로 전이하게 됨
· 한번에 한 명씩 상태 변화를 시뮬레이션하게 됨

출처: 박병원 등(2016). 과학기술기반 미래연구사업 Ⅴ. 과학기술정책연구원.

7

01. 연구배경 및 목적

01. 마이크로 시뮬레이션 방법론의 개념과 특징

◆ 마이크로 시뮬레이션의 장점 및 활용

- 실제 미시 데이터에 기반하여 귀납적으로 행위자의 행태 방정식을 도출
 - ▶ [행태 방정식] 각 행위자의 상태를 정의하고, 그 상태 간의 변화를 계량적인 수식이나 명령어를 통해 행위자 간의 상호작용을 모델링
- 정책이나 제도의 영향을 받는 개인, 가구의 관점에서 각 분야별 쟁점 과제에 대한 다차원 정책실험 수행과 정책 수립에 대한 의사결정이 가능해짐

🔗 보건의로 분야에서 마이크로 시뮬레이션의 활용

- ▶ 보건의로 정책의 경우, 임신·출산·소득·고용·교육 등 **국민 개개인의 특성을 반영한 정확한 인구 현황 및 전망**을 통하여 의료 수요를 예측하고, 관련 정책을 추진하여 예산의 낭비를 막고 정책의 효과를 높일 수 있음
 - … 개인이 평생 살아가는 동안에 발생하는 다양한 건강위험요인을 모델링
 - … 건강행태에 대한 중재요인(intervention)이 건강위험요인에 미치는 영향과 질병부담 또는 의료 수요에 미치는 영향을 추정할 수 있음
 - … 이를 **인구구조의 변화와 같은 거시적인 영향까지 고려**하면 국가 전체적으로 발생하는 질병부담을 추정할 수 있어 활용 가능성이 매우 높음

출처: 고재이 등(2016), 미시모의실험 기반 중장기 사회 재정 영향 평가 모형 개발-노후 소득 보장 정책을 중심으로, 한국보건사회연구원; 박병원 등(2016), 과학기술기반 미래연구사업 Ⅲ, 과학기술정책연구원.

8

01. 연구배경 및 목적

01. 마이크로 시뮬레이션 방법론의 개념과 특징

◆ 마이크로 시뮬레이션 모델링을 위한 자료 구성

- **[기본 틀]** 개인 또는 가구로 구성된 **Base set**에 기초하여 이들의 생애 사건들은 순차과정(ageing process)을 통해 모형화하고, 그 과정에서 **이질적인 개인들의 상호작용을 반영한 생애 이력**을 구축함으로써 개별 의사결정 주체들의 장기적인 이동 경로와 그 결과에 대해 분석하는 것

🔗 자료의 구성

- ◆ 미시 데이터로부터 행위자의 행동 규칙을 규정하는 **확률모형의 모수(전이확률)**를 추출하고, 이를 토대로 각 개체들의 개별적 행태와 개체 간의 상호작용을 모의실험
 - ✓ 개인 차원, 가구 차원, 지역 차원, 국가 차원 등 다양한 수준에서 예측값을 도출할 수 있음
- ◆ **다양한 인구·사회 데이터를 수집 및 통합하여 기반 데이터셋을 생성**
- ◆ 전이확률 모형을 도출하기 위해서는 모든 속성 값의 조합을 포함하는 방대한 표본 확보가 요구됨
 - ➔ “시뮬레이션을 위한 모든 변수가 포함된 종합적인 자료가 드물기 때문에 여러가지 출처의 자료를 수집하고 결합하는 것이 일반적임”
- ◆ 데이터 취합 시에는 대상 인구의 규모와 범위, 데이터 수집 시기, 대상 집단의 속성 등 여러가지 불일치를 조정해 일관성을 유지하고, 실제 인구와 유사한 속성을 가진 가상의 인구집단(Synthetic Population) 데이터셋을 만드는 것이 중요한 관건임

출처: 박병원 등(2016), 과학기술기반 미래연구사업 Ⅲ, 과학기술정책연구원.

9

연구배경 및 목적

01. 마이크로 시뮬레이션 방법론 활용의 **국외 동향**

◆ 미래 핵심기술로 발전

- 미국과 캐나다, 영국, 호주 등 선진국들을 중심으로 국가 자체적으로 미시 모의실험 모형을 구축하고 이를 발전시켜 왔음.
 - ▶ 모형의 규모와 복잡성이 국가 수준의 정책 이슈를 다룰 수 있도록 확장해 왔음
 - … 모형의 일부 모듈에서 의료 관련 정보 및 주요 변수들의 미래 예측 정보들이 생성되고 정책개발에 활용

미국: FEM 모형	스웨덴: SESIM 모형	캐나다: POHEM 모형
<ul style="list-style-type: none"> The Future Elderly Model (목적) 국민 건강수준의 변화와 의학적 환경 변화, 의약품 혁신, 만성질환 및 비만 등 위험요인의 변화로 인한 미래 의료비 지출의 변화를 시뮬레이션 의료비 지출 모델, 건강상태 이행 모델, 미래 노인 세대의 특성 예측 모델이 통합되어 활용 	<ul style="list-style-type: none"> A Swedish Dynamic Micro-Simulation Model (목적) 인구구조, 노동 공급 및 가구 자산 상태, 건강상태, 질병 및 장애 등의 변화를 토대로 보건복지 서비스에 대한 공공지출의 장기수요 예측 각 개인의 시간이 생애주기에 따른 변화(교육, 혼인, 출산, 근로, 은퇴 등)를 시뮬레이션 정책효과 및 재정 추계 등 거시적인 목적으로 활용 	<ul style="list-style-type: none"> The Population Health Model (목적) 주요 만성질환의 미래 발생 추정 및 보건의료체계 내에 존재하는 위험요인이나 질환이 보건정책에 미치는 영향력에 대한 평가 6 단계로 구성되며, 각 단계에서 필요로 하는 모수 등의 추정에는 국가 서베이 자료와 센서스 자료 등 여러가지 자료가 활용 특수 질환을 대상으로 집단의 영향을 살펴보는 미시적인 접근에 활용

출처: 고제이 등(2016), 미시모의실험 기반 중장기 사회 재정 영향 평가 모형 개발-노후 소득 보장 정책을 중심으로, 한국보건사회연구원; 10

연구배경 및 목적

01. 마이크로 시뮬레이션 방법론 활용의 **국내 동향**

◆ 2010년대 중반부터 모형 구축 및 연구결과들이 소개되고 있음

- 주재욱 등(2016)**: 디지털 미디어의 소비 및 활용을 예측하기 위해 인구·가구·소득 등의 중장기적 변화를 예측하고, 각 개인의 속성을 고려하여 미디어 이용 행태를 시뮬레이션
- 백미라·정기택(2016)**: Future Elderly Model을 활용한 45세 이상 중고령자의 3대 만성질환(고혈압, 당뇨, 암) 의료비 변화 예측 → [FEM 모형을 한국 상황에 적용한 최초의 연구](#)
- 김대중·이난희(2018)**: 흡연율 감소에 따른 질병발생과 질병부담 추정 (FEM 방법론 사용)
- 고제이 등(2016)**: SESIM 모형의 기본틀을 활용하여 출산·사망·가구구성·교육·노동·자산·소득세 등 사회재정 평가를 위한 주요 정보들을 모형화하고, **사회재정 정책의 영향을 평가할 수 있는 미시 모의실험 모형 구축**(DOSA: Dynamic micro-simulation Outlook model for Social policy Analysis)
- 김우현(2021)**: SESIM모형의 의료 모듈을 한국의 환경에 적용한 모형을 구축하고, 미래 의료이용량(입원일수와 외래방문횟수)을 추정 → [모형 추정의 기반이 되는 자료로 한국의료패널 활용\(2010~2017년\)](#)

11

01. 연구배경 및 목적

연구목적

- 캐나다 통계청에서 개발되어 활용되고 있는 POHEM-BMI 모형의 일부를 적용하고, 국내 자료원을 활용한 모형 구축을 통해 2040년까지 만 19세 이상 한국인의 BMI 추계를 시도해보고자 하였습니다

Open access
Original research

BMJ Open Projecting the prevalence of obesity in South Korea through 2040: a microsimulation modelling approach

Yoon-Sun Jung,¹ Young-Eun Kim,² Dun-Sol Go,³ Seok-Jun Yoon^{4,5}

To cite: Jung YS, Kim Y-E, Go D-S, et al. Projecting the prevalence of obesity in South Korea through 2040: a microsimulation modelling approach. *BMJ Open* 2020;14:e025793. doi:10.1136/bmjopen-2020-025793

Prepublication history for this paper is available on the internet only. Please see the supplementary material.

Received: 01 February 2020
Revised: 01 December 2020
Accepted: 01 December 2020

Check for updates

© Author(s) (or their employer(s)) 2020. Re-use is not allowed without commercial reuse. See rights and permissions. Published by BMJ.

¹Department of Health Health, Gachon University, Gachon University, Korea
²Ministry of Health, Korea
³Big Data Department, National Health Insurance Service, Wonju, Korea (the Republic of Korea)
⁴Department of Health Care Policy Research, Korea Institute for Health and Social Policy, Seoung, Korea (the Republic of Korea)
⁵Department of Preventive Medicine, Korea University College of Medicine, Seoul, Korea (the Republic of Korea)

Correspondence to: Dr Seok-Jun Yoon, yoon202@khu.ac.kr

BMJ

Jung Y S, et al. *BMJ Open* 2020;14:e025793. doi:10.1136/bmjopen-2020-025793



II. 연구방법

02. 연구방법: (1) POHEM-BMI 모형의 활용

POHEM 모형의 추정 과정 (overview)

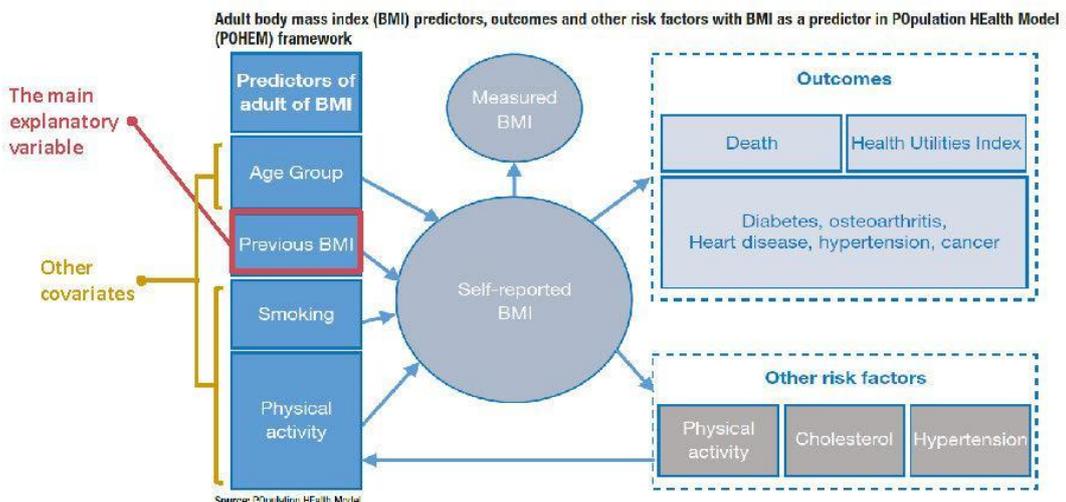
- Step1 Model Specification**
 - 모형 구조 및 건강에 대한 위험요소, 건강결정요인 정의 / 데이터 소스 모색
 - 정책 연관성 및 산출 가능성에 따른 가상 시나리오(counterfactual scenarios) 마련
- Step2 Initialization**
 - 개인 속성값(성별 및 연령, BMI, 흡연여부 등)을 포함하고 있는 조사 데이터 선정
 - 예측 대상자들을 기준으로 하여 가중치를 적용, 시뮬레이션을 위한 전체 (초기) 인구집단 마련
- Step3 Dynamic updates and risk transitions**
 - 인구사회적 특성 업데이트: 초기 인구집단에서 출산을 및 사망률을 기초로 출생과 사망 업데이트 등
 - 유병여부 및 위험요인: 이론에 근거한 예측 알고리즘과 risk transition model을 활용하여 추정
- Step4 Validation and calibration**
 - 출생과 사망, 질환의 유병, 위험요소들의 추정결과를 실제 관측치 혹은 조사 추정값과 비교
 - 추정결과와 실제 관측된 데이터 간의 유의한 차이가 있다면, 모형의 추정치를 조정
- Step5 Projection**
 - 개인의 건강상태 및 위험요소들에 대한 예측 수행(예:~2030년까지)
 - 예측은 건강상태와 위험요소들의 발생, 질병위험 영향 요소들의 기본적 트렌드 반영
- Step6 Counterfactual analysis**
 - 인구집단의 건강결과에 대한 개입의 효과를 평가하기 위한 가상 시나리오의 예측 수행

14

02. 연구방법: (1) POHEM-BMI 모형의 활용

POHEM-BMI 모형

- POHEM-BMI 내에서 BMI는 연령그룹, 이전의 BMI*, 흡연 여부, 신체활동 여부에 의해 예측됨



* 자기회귀모형(Autoregressive model)을 구성하여 BMI를 예측함: t시점의 y(종속변수)가 t+1시점의 y(종속변수)에 영향을 주는 모형

출처: Kopec, J. A., et al. "Development of a population-based microsimulation model of osteoarthritis in Canada." *Osteoarthritis and Cartilage* 18:3 (2010): 303-311. 15

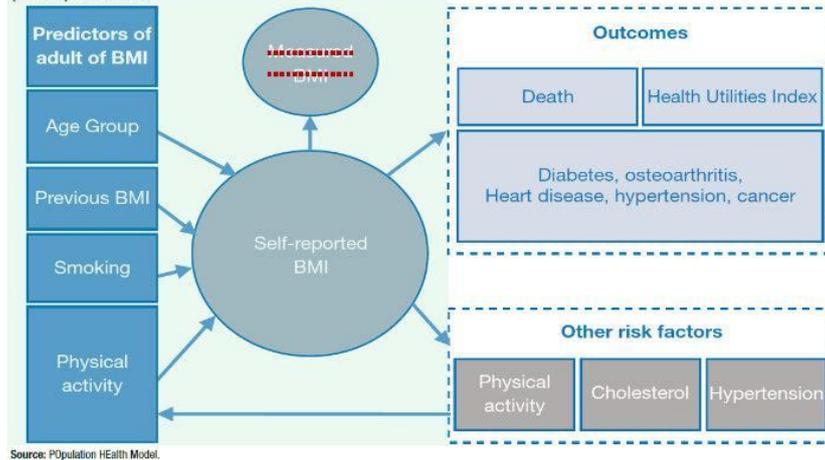
02. 연구방법: (2) POHEM-BMI 단계별 분석방법 및 자료원

Step 0. 비만 발생 예측방정식 도출

- ▶ 개인의 비만 발생확률(전이확률) 산출모형 개발: 로지스틱 회귀모형 적용 (자료원: 한국의료패널 2012)

$$\Pr(\text{Obesity}_i) = \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \text{Age group}_i + \hat{\alpha}_2 \text{Sex}_i + \hat{\alpha}_3 \text{Smoking}_i + \hat{\alpha}_4 \text{Physical Activity}_i + \hat{\alpha}_5 \text{Pre_Obesity}_i$$

Adult body mass index (BMI) predictors, outcomes and other risk factors with BMI as a predictor in POHEM framework



Source: POHEM Health Model.

16

02. 연구방법: (2) POHEM-BMI 단계별 분석방법 및 자료원

Step 1. Model specification: 모형구조 설정 및 data source 결정

- ▶ 가상의 인구를 상정하여 그 생애주기별로 주요 건강 및 사회경제적 상태에서의 사건을 시뮬레이션

▶ 모형의 기본가정

- ▶ 비만의 치료 또는 회복은 없음. 즉, 비만(BMI 25이상) 상태로 되면, 비만의 지속 또는 사망의 event만 발생
- ▶ 매년 새로운 유입인구는 동일한 특성을 지닌 인구가 유입되는 것으로 가정: 위험요인 및 비만 유병상태
- ▶ 장래인구 변동(출산율/기대수명/국제이동)은 중위추계를 기본으로 가정

Step 2. Initialization: 초기 인구집단(t=2012년) 생성

- ▶ 2012년 우리나라 인구구조(성, 연령별)에 대한 가상의 인구집단 데이터셋(base set) 구성

- ▶ (1) 인구집단: 2012년 기준 19세 이상 성인(n=39,842,730)을 성·연령별로 구분 (자료원: 통계청 주민등록연앙인구)
- ▶ (2) 위험요인 할당: POHEM-BMI를 구성하는 각 요인들의 값을 성·연령별집단에 할당 (자료원: 한국의료패널 2012년)

No.	Age	Sex	Obesity ⇒ Pre-Obesity	Obesity (전이확률에 의해 예측)	Smoking	Physical Activity
1	47	Male	X	?	X	O
2	53	Male	O	?	O	X
3	68	Female	O	?	X	X
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮

Year of entry = 2012 (Initial Population)

17

02. 연구방법: (2) POHEM-BMI 단계별 분석방법 및 자료원

- **Step 3. Dynamic updates and transition:** 인구사회적 특성 및 비만 발생, 사망 업데이트
 - ▶ t년 → t+1년 (annually)
 - ▶ 인구 모듈 + 비만 발생 모듈 + 사망 모듈의 (매년) 업데이트

- ↳ (연령 증가) 개인의 기본적인 인구 사회학적 특성들의 변화가 시뮬레이션
- ↳ t년에서 t+1년으로 이행됨에 따라 새롭게 진입하는 19세 인구의 경우, 통계청에서 제시하고 있는 인구를 사용 (2012~2018년) 통계청 주민등록연앙인구, (2019~2040년) 통계청 장래인구 추계 인구수 사용
- ↳ (비만 발생 확률 추정) Step 0에서 정의된 전이확률에 따라 각 개인의 속성값이 추정되어 업데이트
- ↳ (사망 업데이트) 통계청 완전생명표(1세별)_2012년~2017년, 통계청 장래 성 및 연령별 사망률_2019년~2040년
: By the equation derived from step 0.

Year of entry = 2012 (Initial Population)	No.	Age	Sex	Obesity → Pre-Obesity	Obesity (predicted by equation)	Smoking	Physical Activity
	1	47+1	Male	X	?	X	O
2	53+1	Male	O	?	O	X	
3	68+1	Female	O	?	X	X	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	

+

Year of entry = 2013 (t+1)	No.	Age	Sex	Pre-Obesity	Obesity (predicted by equation)	Smoking	Physical Activity
	39,842,731	40	Male	X	?	X	O
39,842,732	40	Female	O	?	O	X	
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	

02. 연구방법: (2) POHEM-BMI 단계별 분석방법 및 자료원

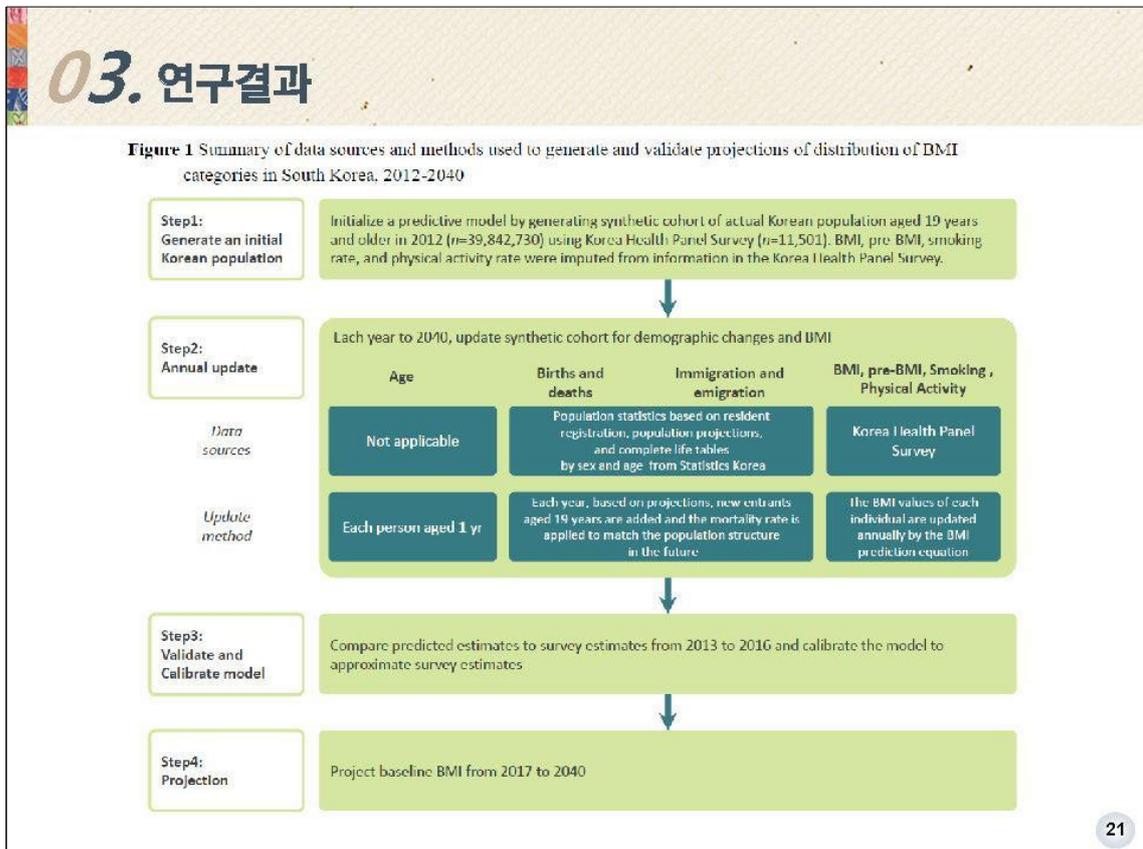
- **Step 4. Validation and calibration: 모형 검증 및 조정**

- ▶ 시뮬레이션 결과와 조사로부터의 추정치를 비교
 - ↳ 초기 집단(Base set 2012년)으로부터 2016년까지 인구유입, 비만 발생, 사망 확률을 적용한 마이크로 시뮬레이션을 수행
 - ↳ 2016년도 예측값 (2016년도 성·연령대별 비만 유병률)과 한국의료패널 자료의 추정치와 비교하여 유사한 결과가 나올 때까지 조정
 - ↳ 단, 전체 성·연령별 인구구조(2016)가 통계청의 장래인구추계의 전망에서 벗어나지 않도록 함

- **Step 5. Projection: 예측 수행**

- ▶ 2017년부터 2040년까지 비만 유병률 예측 (계속)

III. 연구결과



03. 연구결과

Table 2 Comparison of the number of people, South Korea, 2012 and 2040

	Population at baseline (2012)			Projected population (2040)							
	Men		Women	Total		Men		Women		Total	
	No	%	No	%	No	%	No	%	No	%	
No of people	19,709,628		20,133,102		39,842,730		21,717,128		22,101,680	43,818,808	
Age (mean±SD)	44.57±15.60		46.77±16.92		45.69±16.31		55.54±18.63		57.63±19.33	56.59±19.00	
19-39years	7,985,737	40.52%	7,505,824	37.29%	15,491,561	38.88%	4,873,740	22.45%	4,588,867	9,462,607	21.60%
40-64years	9,360,489	47.49%	9,230,871	45.85%	18,591,360	46.66%	8,895,886	40.97%	8,549,634	17,246,520	39.35%
65 years and above	2,363,402	11.98%	3,396,407	16.87%	5,759,809	14.45%	7,946,502	36.59%	9,163,179	17,109,681	39.05%
Smoker	8,879,037	45.05%	4,509,466	2.24%	9,329,983	23.42%					
Physical activity	5,199,273	26.38%	3,103,036	15.41%	8,302,309	20.84%					

SD, standard deviation

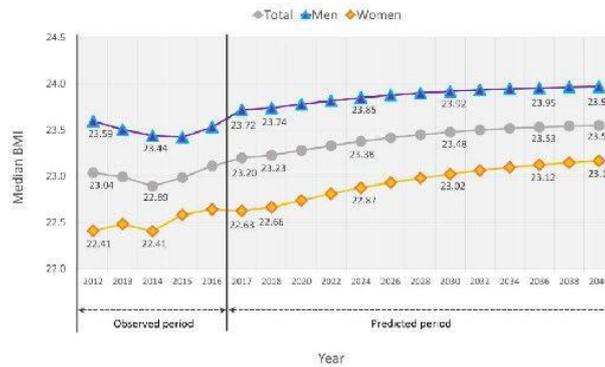


Figure 2 Population Health Model projections of median BMI in South Korea, 2012-2040. BMI, body mass index.

Table 3 Comparison of the number of people according to the BMI classification by age group, South Korea, 2012 and 2040

	Population at baseline (2012)			Projected population (2040)		
	19-39 years	40-64 years	65 years	19-39 years	40-64 years	65 years
No of people	15,491,561	18,591,360	5,759,809	9,462,607	17,246,520	17,109,681
BMI (median)	22.37	23.52	23.02	23.07	23.64	23.58
Distribution of people by BMI classification						
Underweight %	11.76	5.10	7.60	2.66	0.00	0.00
Normal %	45.66	37.81	42.12	45.68	19.89	18.40
Preobese %	20.36	26.51	24.10	39.59	76.60	80.31
Obese class I %	20.67	28.40	24.85	11.70	3.51	1.29
Obese class II %	1.51	1.79	1.30	0.36	0.00	0.00
Obese class III %	0.03	0.38	0.02	0.02	0.00	0.00

BMI, body mass index.

Figure 3 (A) Projection of the distribution of BMI, adults aged 19 years and older, South Korea, 2012-2040.

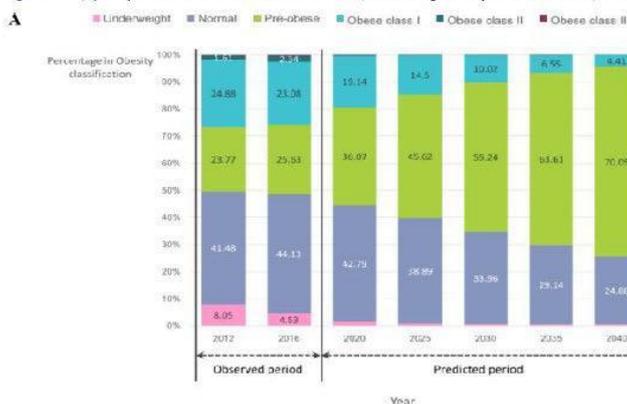


Table 1 BMI classification of South Korea

Classification	BMI (kg/m²)
Underweight	<18.5
Normal	18.5-22.9
Preobese	23-24.9
Obese class I	25-29.9
Obese class II	30-34.9
Obese class III	>35

BMI, body mass index.

IV. 고찰 및 향후 연구 제언

04. 고찰 및 향후 연구 제언

◆ 연구결과 요약 및 한계점

- 이 연구에서는 캐나다 통계청에서 개발한 POHEM 모형의 일부를 적용하여 미래 한국인의 성인 비만 유병률을 추정할 수 있는 모형을 구축함.
 - ▶ 그 결과, 2040년을 기준으로 19세 이상 성인의 BMI 중위값은 23.55로 예측됨을 관찰하였음
 - … (남성) 23.97, (여성) 23.17
 - ▶ 비만전단계(BMI 23~24.9)에 해당하는 인구집단의 비중이 70% 이상으로 높아질 것으로 예측됨
 - … 2012년 기준의 흡연과 신체활동 비율이 지속될 경우를 기본 가정으로 함
- (본 연구에서 방법론상의 한계점)
 - ▶ 기존 POHEM-BMI 모형의 포함 변수를 그대로 적용
 - ▶ 설문조사로부터 확인된 self-reported BMI에 대한 보정 생략
 - ▶ 기존 모형의 일부만을 차용

04. 고찰 및 향후 연구 제언

◆ 결론 및 고찰

- 미래의 다양한 불확실성을 통제하고 그에 따른 타당한 예측 추정치를 제시하는 것은 쉽지 않음. 특히, 마이크로시뮬레이션 모형을 구성하는 여러 개의 부분 모형(모듈) 각각에서 추정 오차를 가지는데, 이러한 오차들이 집결한 전체 모형의 적용은 예측 결과의 신뢰도에 심각한 영향을 미침 (고제이 등, 2016).
- 따라서, 각 모듈별로 신뢰할만한 자료원으로부터 확보된 데이터를 활용하는 것이 중요하며, 실제 현실을 얼마나 정확하게 반영하는가를 검토하면서 모형을 조정하는 방식이 요구됨.

◆ 향후 연구 제언

- 본 연구에서는 한국의료패널의 특징점을 활용하여 성인 비만 유병률을 예측을 시도해 보았음. **향후 연구에서는 국내 실정에 적합한 정교하고 세부적인 모형을 개발하여 발전시켜 나갈 필요가 있음**

- 예측방정식의 개발 필요: 이전 BMI, 흡연, 신체활동 이외의 변수를 포함 & 변수 항목을 재구성
- Self-reported BMI를 Measured BMI로 보정하기 위한 방법론 개발 필요
- 최종 건강결과(당뇨병, 골관절염의 발생 또는 고혈압 등 다른 건강위험요인의 발생) 모듈을 고려하여 완성된 모형의 개발 필요

출처: 고제이 등(2016). 미시모의실험 기반 중장기 사회 재정 영향 평가 모형 개발-노후 소득 보장 정책을 중심으로. 한국보건사회연구원; 박병원 등(2016). 과학기술기반 미래연구사업 №. 과학기술정책연구원.

26

04. 고찰 및 향후 연구 제언

◆ 향후 연구 제언 (이어서)

- 한편, 미래의 불확실성이란 미래의 다양한 가능성을 의미함. 따라서, 현재의 건강행태를 지속한다는 기본 시나리오(reference scenario)에 대한 예측결과와 함께 정책 개입으로 인한 예측결과를 추가적으로 제시한다면 의미 있는 결과가 도출 될 것으로 기대됨.
 - ▶ 대부분의 만성질환은 여러가지 건강행태를 위험요인으로 하므로 추후 다양한 만성질환에 대한 질병부담과 의료수요를 추정
- 비만 뿐 아니라 다양한 위험요인, 질환을 대상으로 한 예측 모형을 정교하게 구축하고 발전시킴으로써 향후 정책 방향결정에 유용한 근거를 제공할 수 있을 것으로 기대됨.
 - ▶ 모형 구축을 위한 타당하고 신뢰할만한 자료원의 확보 가능성을 충분히 검토
 - ▶ 정책 변화 가능성 등을 시나리오로 설정함으로써 양질의 정보들이 도출될 수 있기를 기대함.

27

참고문헌

- 고제이 등(2016). 「미시모의실험 기반 중장기 사회 재정 영향 평가 모형 개발-노후 소득 보장 정책을 중심으로」, 한국보건사회연구원.
- 김대중, 이난희(2018). 「건강행태의 변화에 따른 질병 예측 및 질병부담 추계 연구」, 한국보건사회연구원.
- 김우현(2021). 미시 모의실험 모형을 이용한 의료 이용량 추정, *보건경제와 정책연구* 27(3), pp. 89-117.
- 박병원 등(2016). 「과학기술기반 미래연구사업 VIII」, 과학기술정책연구원.
- 백미라, 정기택(2016). Future Elderly Model을 활용한 중고령자의 연령집단별 3대 만성질환 의료비 변화 예측, *한국보건행정학회지* 26(3), pp.185-194.
- 주재욱 등(2016). 「데이터 기반 디지털 경제 미래예측 방법론 연구」, 경제·인문사회연구회 미래사회 협동연구총서 16-01-02, 정보통신정책연구원.
- Kopec, J. A., et al. "Development of a population-based microsimulation model of osteoarthritis in Canada." *Osteoarthritis and Cartilage* 18.3 (2010): 303-311.

감사합니다

sunnyaaurora@nate.com

주제세션

1

제14회 한국의료패널 학술대회

노인층 의료이용·의료비 지출

좌장 | 박재용(경북대학교)

발표1. 고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정
김우현(서울시립대)

발표2. 중,고령 진입에 따른 세대별 질병 및 의료비 부담분석
강태욱(성신여대)

발표3. 노인의료비 지출 영향요인: 단독가구와 부부가구 집단비교를 중심으로
문용필(광주대)

토론 | 이호용(국민건강보험공단)

정영일(방송통신대)

이은경(한국조세재정연구원)



고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

김우현 | 서울시립대학교 도시보건대학원

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

2022 한국의료패널 학술대회

김우현

2022.12.9.

서울시립대학교 도시보건대학원

발표 순서

1. 연구 배경
2. 선행연구
3. 모형
4. 자료와 추정 방법
5. 결과
6. 논의

1 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

연구 배경

건강보험 보장성 강화 정책 배경

- 건강보험의 보장성에 대한 본격적인 논의는 2000년대 중반부터 시작
 - 2000년 단일보험자 통합 및 초반 겪었던 건강보험 재정 수지 적자 개선 이후 2004년 말부터 재정 흑자를 국민에게 되돌려줘야 한다는 논의로 시작 (허순임 & 김창보 (2009))
 - 박근혜 정부의 중증질환 중심의 보장성 강화 정책
- 2017년 8월 발표된 문재인 정부의 보장성 강화 정책은 건강보험 보장률 강화를 위한 적극적인 개입
 - 건강보험 급여 서비스의 본인부담 경감
 - 비급여 의료 서비스의 건강보험 급여 체계 편입
 - 취약 계층 대상의 적극적인 본인부담 강화
- 건강보험 보장성 강화 정책은 의료비 본인부담을 정책 수단으로 한 가격 정책

2 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

연구 배경

- 본인부담 경감으로 인한 건강보험 재정 부담 우려
 - 보건복지부 '18~'22년 총 30.6조원 재정 소요 발표
- 중기 재정 소요에 대한 컨센서스 부족
 - 보건복지부 보장성 강화 정책 시행으로 인한 5년 중기 재정 소요 발표
 - 재정 추계 과정 및 결과 (의부)검증 불가
 - 다양한 원인이 있겠으나, **가격 변화에 따른 의료 이용량 변화에 대한 정보가 부족**

(단위: 억원)

사업내용	'17	'18	'19	'20	'21	'22	합계
예비-선별급여	2,098	11,952	16,733	21,774	26,818	31,123	110,498
3대 비급여	1,401	9,390	13,742	15,856	17,980	20,115	78,484
소득수준별 상한액	-	4,908	5,457	6,077	6,777	7,573	30,792
취약계층부담완화	1,335	9,997	12,858	14,740	16,402	18,341	73,673
신포괄	-	937	1,800	2,475	3,217	4,289	12,718
합계	4,834	37,184	50,590	60,922	71,194	81,441	306,164

출처: 보건복지부

3 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

연구 주제

- 고령층 의원급 외래 서비스 본인부담 제도에 주목
- (연구 주제) 만 65세 이상 고령층 외래 서비스 중심으로 보건의료 이용의 가격탄력성을 추정

만 65세 이상 외래 서비스 본인부담 제도 변화		
구간(총진료비)	본인부담	
	현행(~'17)	개선('18~)
15,000원 이하	1,500원	1,500원
15,000원 초과~ 20,000원 이하		10%
20,000원 초과~ 25,000원 이하	30%	20%
25,000원 초과		30%

출처: 국민건강보험공단

4 / 25
김우현
고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

연구 방법: 집군 분석(bunching analysis)

FIGURE 3. EARNINGS DENSITY DISTRIBUTIONS AND THE EITC

출처: Saez (2010), Figure 3

5 / 25
김우현
고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

선행연구

가격탄력성 추정 연구(해외)

- 가격탄력성 추정 과정에서의 내생성 통제 위한 노력
universal health insurance system이 부재한 국가 중심
- 실험설계: Rand Health Insurance Experiment(1974~1982), Oregon Medicaid health experiment(2008)
- 준실험설계: Eichner (1998), Duarte (2012), Ellis *et al.* (2017), 등

RAND Health Insurance Experiment

plan	face-to-face visits	outpatient expenses (1984\$)	inpatient dollars (1984\$)	total expense (1984\$)	probability of using any medical services
free	4.55	340	409	749	86.8
25%	3.33	260	373	634	78.8
50%	3.03	224	450	674	77.2
95%	2.73	203	315	518	67.7
individual deductible	3.02	235	373	608	72.8

source: Manning *et al.* (1987)

국내 연구

- 가격탄력성 추정 연구
 - 초기 추세 연구: 김한중 & 이해종 (1989), 김춘배 *et al.* (1995)
 - 본인부담 변화와 의료 이용 행태 연구: '06년 6세 미만 아동 입원 본인부담 면제(전경수 *et al.* (2008)), '07년 8월 6세 미만 아동 외래 본인부담 경감제도(안이수 (2013))
 - 가격탄력성 추정
 - 의료비 소득공제 제도 활용: 전병목 (2009)
 - 건보공단 청구자료 활용: 최성은 (2018)
- 고령층 의원급 외래 본인부담제도
 - 김명화 & 권순만 (2010): 본인부담이 고령층 외래 이용에 미치는 영향
 - 나영균 (2020): '18년 본인부담 변화 이후 의료 이용 변화

7 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

기여

- 국내 많지 않은 보건의료 가격탄력성 추정 연구
- 집군분석을 보건의료 분야에 적용한 국내 연구
 - 국외연구: Einav *et al.* (2017)

8 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

모형

모형

- '18년 제도 변화 이전을 중심으로 분석
- 진료비 15,000원 기준으로 그 이하 시 정액 1,500원, 초과 시, 정률 30%
- 효용함수 (Einav *et al.* (2017))

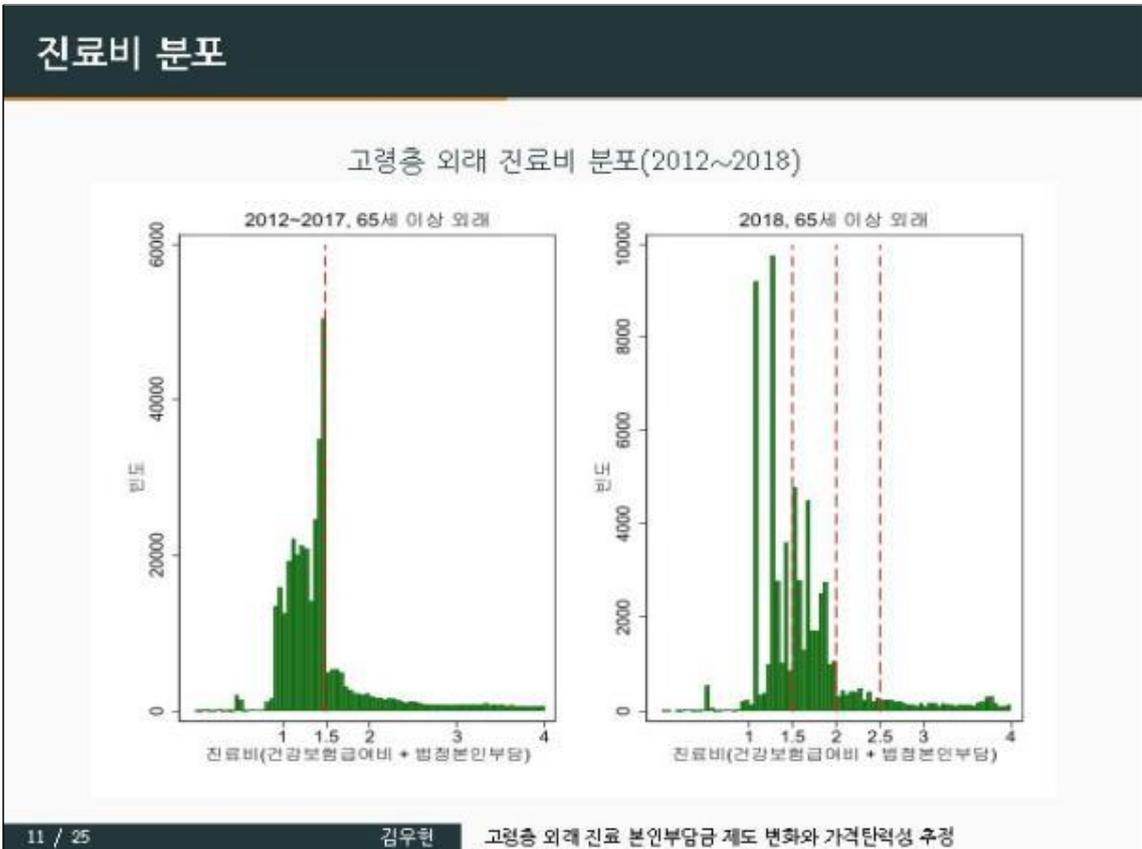
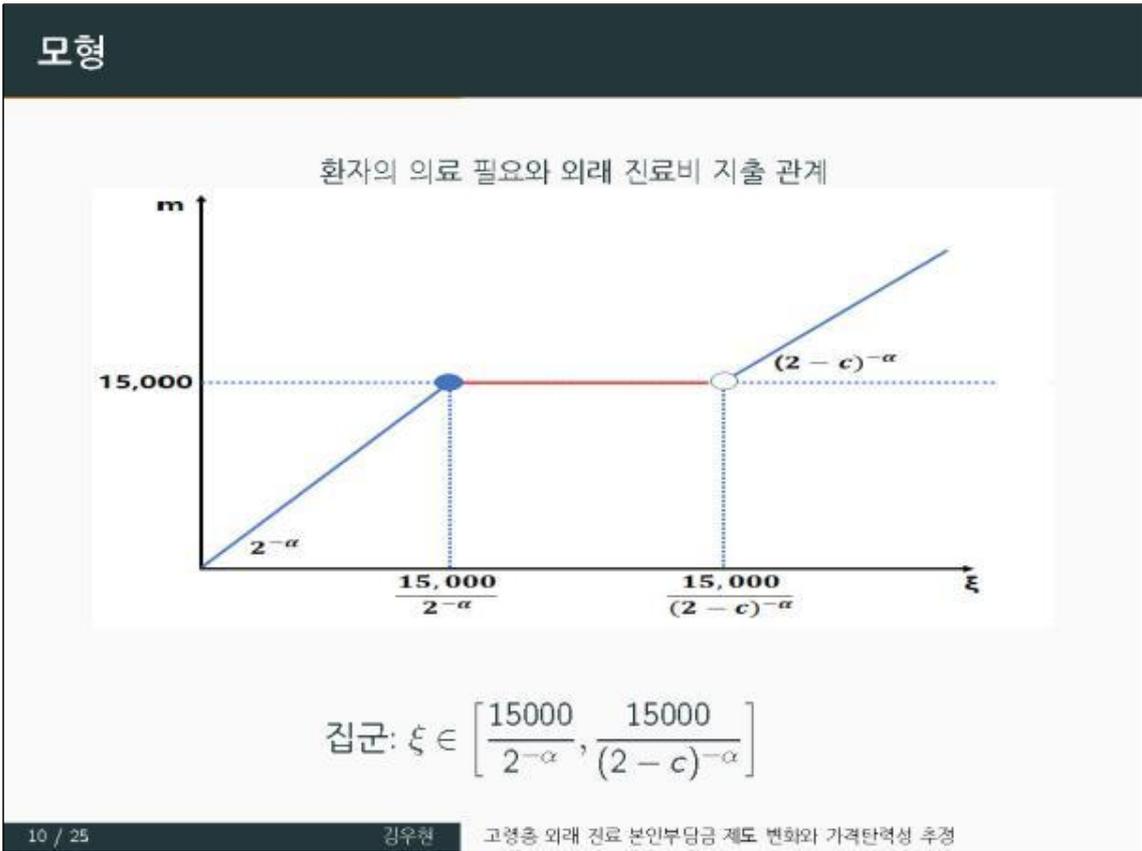
$$u_i(m, y) = \left[2m - \frac{\xi_i}{1 - \frac{1}{\alpha}} \left(\frac{m}{\xi_i} \right)^{1 - \frac{1}{\alpha}} \right] + \underbrace{l_i - C(m)}_y$$

- 본인부담 함수

$$C(m) = \begin{cases} m_0 & \text{if } m \leq 15000 \\ c \times m & \text{if } m > 15000, 0 < c < 1 \end{cases}$$

- 최적 의료 소비 \hat{m}

$$\hat{m} = \begin{cases} (2 - c)^{-\alpha} \xi_i & \text{if } C(m) = c \times m \\ 2^{-\alpha} \xi_i & \text{if } C(m) = m_0 \end{cases}$$



marginal buncher

$$\text{집군: } \xi \in \left[\frac{15000}{2^{-\alpha}}, \frac{15000}{(2-c)^{-\alpha}} \right]$$

- 진료비 15,000원으로 이동하는 집군 집단 중, 가장 의료 필요도가 높았던 환자(marginal buncher): $\xi = \frac{15000}{(2-c)^{-\alpha}}$

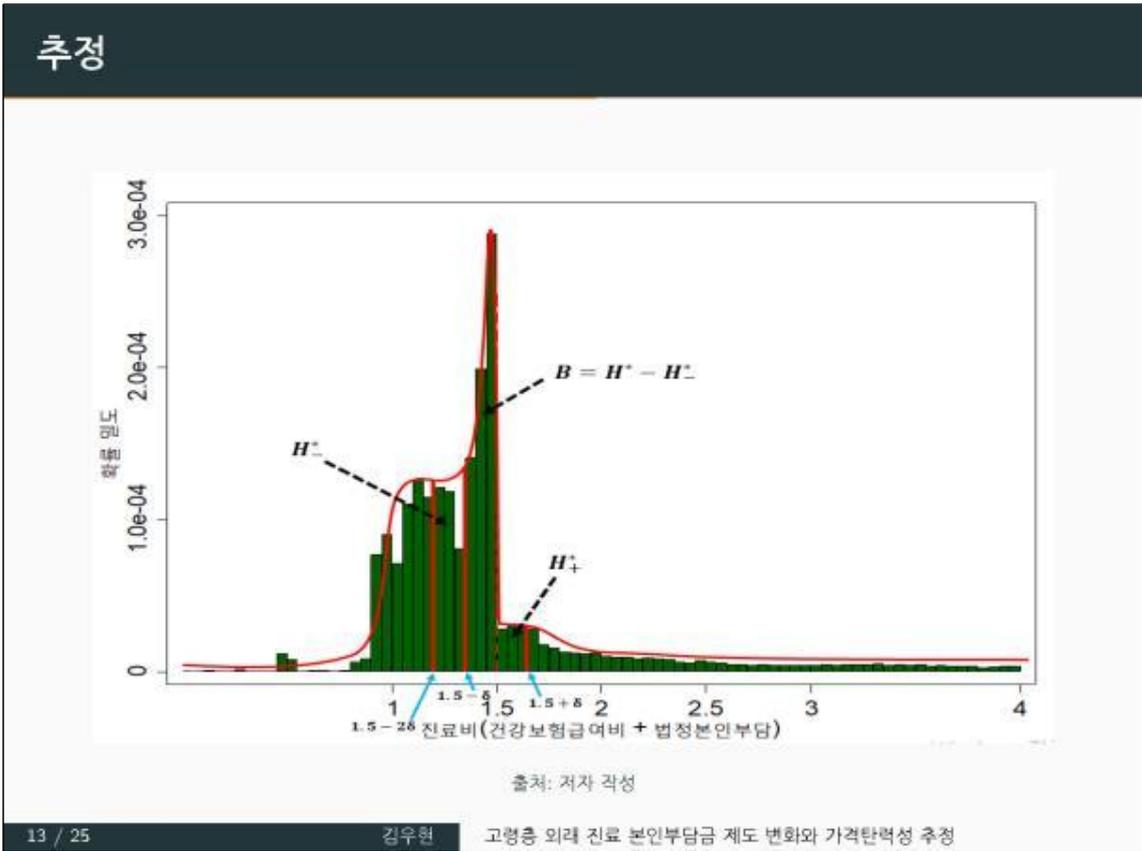
$$15000 + \Delta m^* = \frac{15000}{(2-c)^{-\alpha}} 2^{-\alpha}$$

$$\text{bunching} = \int_{15000}^{15000 + \Delta m^*} h_0(m) dm$$

$$\approx \Delta m^* \frac{h_0(15000) + h_0(15000 + \Delta m^*)}{2}$$

$$= 15000 \left[\left(\frac{2}{2-c} \right)^{-\alpha} - 1 \right] \frac{h(15000)_- + \frac{h(15000)_+}{\left(\frac{2}{2-c} \right)^{-\alpha}}}{2}$$

자료와 추정 방법



- ### 분석 자료
- 1기 한국의료패널(2012~2018)
 - 가구 및 가구원의 기본 사회경제적 변수
 - 연령, 성별, 가구소득(5분위), 실손의료보험 가입 여부, 경제활동 참여 여부, 배우자 유무, 교육수준(중졸 이하, 고졸, 대학교육 경험 이상), 장애 여부, 건강보험 가입 형태(직장, 지역, 공무원·교직원, 기타)
 - 외래 서비스
 - 외래 전체 의료비, 건강보험 급여비, 법정 본인부담금, 비급여비
- 14 / 25
김우현
고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

결과

요약 통계

	진료비 15000원 이하	진료비 15000원 초과
평균 연령(세)	74.76	74.45
평균 주관적 건강상태	2.75	2.70
평균 진료비 지출(원)		
총 진료비	14913	57560
건강보험 급여 부담금	10945	35750
환자 부담 본인부담금	1481	13279
환자 부담여 본인부담금	1864	9525
성별(%)		
남성	37.03	34.51
여성	62.97	65.49
가구 소득(%)		
소득 1분위	46.07	46.93
소득 2분위	28.43	27.58
소득 3분위	13.77	13.66
소득 4분위	7.68	7.67
소득 5분위	4.05	4.16
실손의료보험(%)		
가입	4.91	6.30
미가입	95.09	93.70
경제활동 유무(%)		
경제활동 참여	33.60	35.08
경제활동 미참여	66.40	64.92
배우자 유무(%)		
배우자 있음	63.25	63.47
배우자 없음	36.75	36.53
교육 수준(%)		
중졸 이하	81.01	80.59
고졸	13.94	14.50
대학교육 경험 이상	5.05	4.82
장애(%)		
장애 있음	15.67	17.32
장애 없음	84.33	82.68
건강보험 가입 형태(%)		
직장 가입자	8.01	7.22
지역 가입자	60.18	58.49
공무원·교직원	5.68	11.10
기타	26.13	23.19
총 외래 건수(N)	305647	149543

가격탄력성 추정 결과

	추정치	p-value
가격탄력성	-0.8726 (0.0317)	***

주 * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

16 / 25
김우현
고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

세부 가격탄력성 추정 결과(1)

	추정치	p-value
성별		
남성	-0.4287 (0.0590)	***
여성	-0.9664 (0.0583)	***
가구소득		
1분위	-0.9097 (0.0446)	***
2분위	-0.9185 (0.0292)	***
3분위	-1.1900 (0.0649)	***
4분위	-0.9121 (0.0500)	***
5분위	-0.5022 (0.0377)	***
실손의료보험 가입 유무		
가입	-0.4973 (0.0344)	***
미가입	-0.8922 (0.0282)	***

주 * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

17 / 25
김우현
고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

세부 가격탄력성 추정 결과(2)

	추정치	p-value
주관적 건강상태		
매우 나쁨	-1.2105 (0.1105)	***
나쁨	-1.1389 (0.0509)	***
보통	-0.7864 (0.0304)	***
좋음	-0.5269 (0.0700)	***
매우 좋음	-0.4239 (0.0880)	***
연령		
65~74세	-0.7647 (0.0606)	***
75~84세	-1.0192 (0.0248)	***
85세 이상	-0.7215 (0.0672)	***
교육 수준		
중졸 이하	-1.0024 (0.0492)	***
고졸	-0.3170 (0.0287)	***
대학교육 경험 이상	-0.3921 (0.0349)	***

주: * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

18 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

세부 가격탄력성 추정 결과(3)

	추정치	p-value
건강보험 가입 형태		
직장 가입자	-0.9204 (0.0386)	***
지역 가입자	-0.9046 (0.0317)	***
공무원·교직원	-1.1384 (0.0353)	***
장애		
장애 있음	-0.9260 (0.0529)	***
장애 없음	-0.8625 (0.0284)	***
경제활동 유무		
경제활동 참여	-1.0843 (0.0162)	***
경제활동 미참여	-0.7701 (0.0685)	***
배우자 유무		
배우자 있음	-0.8503 (0.0385)	***
배우자 없음	-0.9101 (0.0463)	***

주: * : $p < 0.1$, ** : $p < 0.05$, *** : $p < 0.01$

19 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

논의

결론

- 고령층 외래 이용의 가격탄력성 -0.87 추정
 - RAND HIE: -0.2
 - 최성은 (2018): 전체의료 -0.295 , 외래 -0.151 , 입원 -0.072 , 경증외래 -0.184
 - 전병목 (2009): 총의료비 -0.22 , 의약품 지출 -0.09 , 의료용품 지출 -0.01 , 의료서비스 지출 -0.28
- 고소득, 실손의료보험 가입, 고학력, 남성, 주관적 건강상태가 좋은 집단에서 비교적 낮은 가격탄력성 추정
- 저소득, 실손의료보험 미가입, 저학력, 여성, 주관적 건강상태가 좋지 않은 취약집단의 가격탄력성 높게 추정
 - '18년 본인부담 경감이 취약집단을 중심으로 혜택을 제공했을 가능성

논의

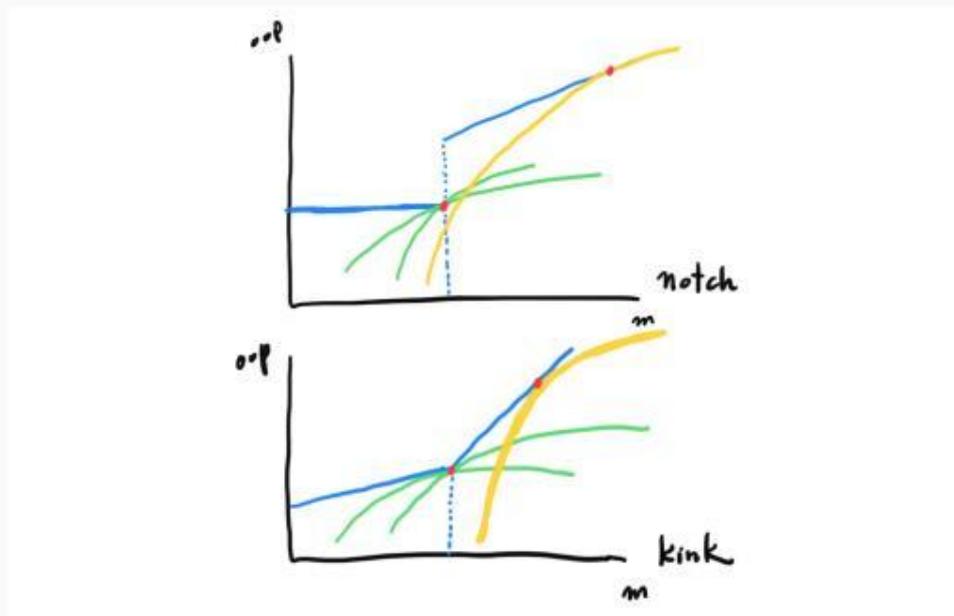
- 집군분석의 한계: 특정 경계점 중심으로 한 부분적인 행태변화로 일반화가 어렵다는 지적(권성오 (2020))
- 효용함수 specification
 - 분석 단위: 연단위(Saez (2010), Einav *et al.* (2017)) vs. 외래 건 단위
- 본인부담으로 급격한 상승으로 인한 고액 외래 진료의 포기
→ 미래의 건강 악화 등으로 인한 고액 진료 소비 가능성
- 외래 진료 방법의 의사결정자(의사 vs. 환자)
- 연구 수정 방향
 - kink vs. notch choice sets (Kleven & Waseem (2013))
 - 건강 상태의 변화
 - 경계점 이하 소액 진료를 높은 비율로 받다가 '18년 이후 고액 진료를 받는 비율이 높아진 표본
 - 의료공급자 관련 정보 분석 포함
 - 건(case) 단위 분석의 합리적 설명

21 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

kink vs. notch choice sets



22 / 25

김우현

고령층 외래 진료 본인부담금 제도 변화와 가격탄력성 추정

감사합니다

감사합니다

(e-mail: whkim@uos.re.kr, 7bumblebees@gmail.com)

Reference i

References

- Duarte, Fabian. 2012. Price elasticity of expenditure across health care services. *Journal of health economics*, 31(6), 824–841.
- Eichner, Matthew J. 1996. The demand for medical care: What people pay does matter. *The American Economic Review*, 88(2), 117–121.
- Einav, Liran, Finkelstein, Amy, & Schrimpf, Paul. 2017. Bunching at the kink: implications for spending responses to health insurance contracts. *Journal of Public Economics*, 146, 27–40.
- Ellis, Randall P, Martins, Bruno, & Zhu, Wenjia. 2017. Health care demand elasticities by type of service. *Journal of health economics*, 55, 232–243.
- Kleven, Henrik J, & Waseem, Mazhar. 2013. Using notches to uncover optimization frictions and structural elasticities: Theory and evidence from Pakistan. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(2), 669–723.
- Manning, Willard G, Newhouse, Joseph P, Duan, Naihua, Keeler, Emmett B, & Leibowitz, Arleen. 1987. Health insurance and the demand for medical care: evidence from a randomized experiment. *The American economic review*, 251–277.
- Saez, Emmanuel. 2010. Do taxpayers bunch at kink points? *American economic Journal: economic policy*, 2(3), 180–212.
- 관성오. 2020. [수시] 소득세를 인상에 따른 납세자 행태변화-검군추정법을 이용한 분석
- 김영화, & 권순만. 2010. 노인의 외래본인부담제도에 따른 의료이용의 변화. *예방의학회지*, 43(6), 496–504.
- 김춘배, 이도성, 김한중, & 손영세. 1995. 의료보험하에서의 의료수요의 가격탄력성에 관한 실증분석.

Reference ii

- 김한중, & 이해중. 1989. 전국인 의료보험 실시에 따른 사회전체 순편익 분석. *예방의학회지*, 22(3), 398-405.
- 나영균. 2020. 의원급 노인 외래 진료장등장률 효과분석. *보건행정학회지*, 30(2), 185-191.
- 안이수. 2013. 이중차이모델에 의한 건강보험 외래본인부담금 경감제도의 영향 분석. *한국콘텐츠학회논문지*, 13(11), 187-197.
- 전경수, 윤석준, 안형식, 신현웅, 윤영혜, 황세민, & 경인호. 2008. 6 세이만 입원 법정 본인부담금 면제정책이 의료이용에 미치는 영향. *예방의학회지*, 41(5), 295-299.
- 전병욱. 2009. 우리나라의 의료수요 탄력성 추정. *재경포럼*, 160, 8-26.
- 최성은. 2018. 건강보험 본인부담금과 의료서비스 이용에 관한 연구. *여성경제연구*, 15(1), 25-47.
- 허순임, & 김창보. 2009. 우리나라 건강보험 보장성 개선 정책에 대한 평가. *보건행정학회지*, 19(3).

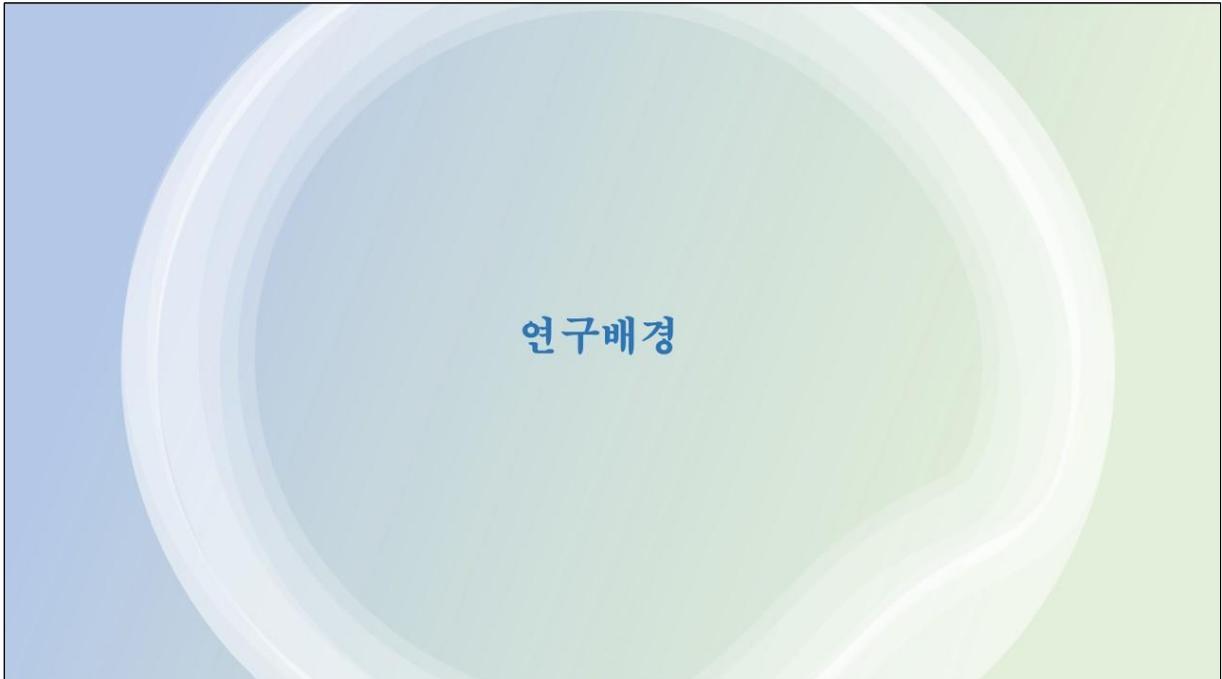
중,고령 진입에 따른 세대별 질병 및 의료비 부담분석

강태욱 | 성신여자대학교



중,고령 진입에 따른 세대별 질병 및 의료비 부담분석





1. 연구배경

1. 알고 있다고 하지만 점점 현실화되는 고령사회



[고령화 사회에서 고령사회로의 전환 기간]

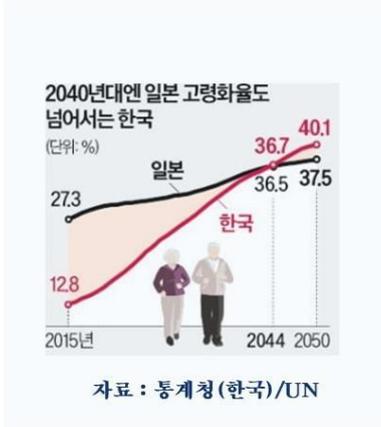
일본 : 25년
한국 : 18년

2025년 한국의 인구구조는? '초고령사회'

* 총 인구 중 65세 이상 인구 비율 7% 고령화사회 / 14% 고령사회 / 20% 이상 초고령 사회

1. 연구배경

2. 국가가 고령사회를 과연 견뎌 낼 수 있을까?



* 고령화율 (65세 이상 인구 비율)

[평균 수명, 건강 수명]

2021 일본 평균 수명 (남성 82세, 여성 88세) / 한국 평균 83.5 (2020)
 2021 일본 건강 수명 (남성 72세, 여성 75세) / 한국 평균 73.1 (2019)

지향점 : 평균수명과 건강수명의 차이를 줄여 나가는 것

건강진단 확대, 조기발견
 금연/절주/염분섭취 감소 등

[한국] 대장암 국가검진 검토 / 대사증후군 관리 등

Q. 건강수명이 연장되면 의료비 지출은 줄어들까? (의료비 vs 간병비)

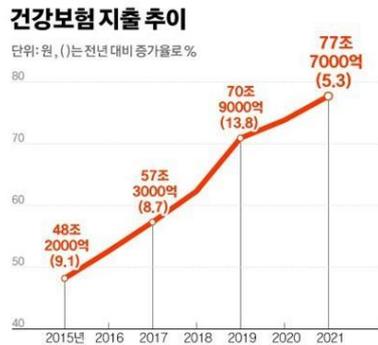
일본 사회보장비 예산 = 총 예산의 3분의 1 (약 345조원)

사회보장비용 중 66% = 고령자 관련

정리 : 국가 예산의 20% = 고령자 관련 예산

1. 연구배경

2. 국가가 고령사회를 과연 견뎌 낼 수 있을까?



2022년 상반기 진료비 : 50조 845억 원

2011년 상반기 진료비 : 44조 8,823억 원

* 같은 기간 대비 10.7% 증가

[학습] 건강보험은 연금과 달리 단기조정을 통해 조정(운영) 가능하다

[의문] 인구구조의 변화를 어디까지 고려했을까?

1. 연구배경

3. 우리는 지금의 중고령층보다 건강한 삶을 살 수 있을까?

의료기술도 발전할 것이고
건강에 대한 정보도 더 많이 알고 있고
위생상태도 좋아지고
건강검진 범위도 확대되니..
우리는 지금의 고령층보다 의료비를
더 적게 지출할 수 있을까?

당뇨병 인원의 95.3%는 40세 이상
당뇨, 혈압 관리가 중요하다고 했지!
심근경색, 협심증, 관상동맥질환,
뇌졸중, 뇌경색, 망막변증, 신부전증까지..

[20대 당뇨병환자]

‘17년 2만 4000명 수준 → ‘21년 3만 7,900명
57.2% 증가

10대 당뇨병환자 1만 명

(건강보험공단 보도자료)

2. 연구질문

1. 의료비 증가폭이 증가하는 연령대는? 그 원인은?
2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?
3. 고령자의 의료비 증가만을 걱정할 것인가?
지역별 의료자원 배분, 노인빈곤 등에 따른 고령자의 미충족의료 수준에 대한 고려는 어떻게 되고 있는가?

3. 선행연구

1. 의료비 증가폭이 증가하는 연령대는? 그 원인은?
2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?
 - (선행연구주제)
의료고령화, 의료비 증가 추이, 사망 전 의료비 변화, 의료보장형태별 의료비 차이, 사회적 입원, 민간보험
3. 고령자의 의료비 증가만을 걱정할 것인가? 의료자원 배분의 문제로 인한 미충족의료 발생은 없을까?
 - (선행연구 주제)
가구유형, 병의원 공급부족 관련 연구

4. 분석자료

(연구질문)

1. 의료비 증가폭이 증가하는 연령대는? 그 원인은?
2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?

자료원 : 1기 한국의료패널

2008~2018년 모두 응답한 가구원 (10,495명) 중 2008년 당시 30세 미만인 가구원은 제외

- 최종 7,074명 선정, 개인단위 자료 구축
- 개인단위 (인구사회학적 요인, 만성질환, 건강행태) + 가구단위 (소득분위)
- 의료비 분석 시 표본 가중치 반영

5. 연구결과

1. 의료비 증가폭이 증가하는 연령대는? 그 원인은?



기초분석

2008년 40~44세 인구집단이

50~54세로 연령대로 진입하는 과정에서
의료비 지출(평균)은 연 평균 13% 증가

5. 연구결과

1. 의료비 증가폭이 증가하는 연령대는? 그 원인은?

n	age	2008년	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년	연평균 증가율	18년/08년
622	30~35미만	325,133	271,286	323,850	276,197	376,167	368,395	359,271	354,360	413,716	394,374	460,383	3.5%	1.42
938	35~40미만	251,270	274,623	248,118	280,841	320,800	351,843	331,445	406,413	468,392	476,748	579,375	8.7%	2.31
869	40~45미만	249,674	311,645	293,960	327,950	409,307	438,001	514,173	552,086	669,732	756,586	811,797	12.5%	3.25
805	45~50미만	381,985	374,229	415,207	512,392	549,218	574,624	578,906	630,922	704,102	806,000	889,327	8.8%	2.33
832	50~55미만	502,221	584,732	650,185	822,213	705,250	735,802	773,780	885,418	926,417	1,050,510	1,020,068	7.3%	2.03
786	55~60미만	531,287	595,153	622,425	796,723	856,152	1,013,998	939,140	982,685	1,133,183	1,099,727	1,182,943	8.3%	2.23
744	60~65미만	721,304	670,654	688,526	839,250	1,001,911	962,595	894,059	1,159,133	1,193,851	1,213,136	1,299,816	6.1%	1.80
750	65~70미만	693,963	699,746	819,249	868,003	920,211	928,616	942,016	1,078,276	1,214,671	1,305,820	1,345,650	6.8%	1.94
728	70세 이상	665,442	703,286	779,745	781,242	855,284	908,616	981,383	1,078,044	1,051,061	1,086,574	1,221,138	6.3%	1.84

1. 노령층이 아닌, 40대 초반에서 50대로 넘어가는 시점에서의 의료비 증가 폭이 크다

2. 2008년 40~45세 연령대가 2018년이 된 시점의 의료비(811,797)가

2008년 50~55세 의료비(502,221) 보다 상당히 높다

5. 연구결과

2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?

의료비 감소/증가 구분: 연령별 평균 증가율을 기준으로 구분

변수	구분	연령별 평균 이상 증가 / 감소		
		감소 (4,705)	증가 (2,515)	합계 (7,220)
연령	30~35세 미만	486	145	631
	35~40세 미만	749	194	943
	40~45세 미만	675	203	878
	45~50세 미만	583	256	839
	50~55세 미만	560	309	869
	55~60세 미만	470	347	817
	60~65세 미만	414	341	755
	65~70세 미만	359	396	755
성별	70세 이상	409	324	733
	여성	2,362	910	3,272
혼인	여성	2,343	1,605	3,948
	혼인중	3,880	2,082	5,962
	별거	29	9	38
	사별	358	321	679
	미혼	129	70	199
교육수준	초급	309	33	342
	중급	1,016	872	1,888
	고급	605	448	1,053
	대졸	1,715	781	2,496
	대학원 이상	1,235	371	1,606
건강보험유형	건강보험	4,504	2,400	6,904
	의료급여	195	115	310
	기타	6	-	6
소득분위	1분위	630	492	1,120
	2분위	926	586	1,512
	3분위	1,095	542	1,637
	4분위	1,047	450	1,497
	5분위	955	428	1,383
	후술답	44	17	61

변수	구분	연령별 평균 이상 증가 / 감소		
		감소	증가	합계
장애통무	없음	4,419	2,352	6,771
	있음	286	163	449
흡연유무	비흡연	2,626	1,678	4,304
	흡연	1,999	822	2,821
음주유무	비음주	3,138	1,829	4,967
	가벼운음주	1,173	501	1,674
주관적건강	음주	324	170	494
	매우음용	253	105	358
상태	좋음	1,804	925	2,729
	보통	1,740	990	2,730
만성질환	나쁨	352	380	732
	매우나쁨	57	41	98
	무응답	235	63	298
만성질환	없음	1,023	107	1,130
	중위수 (1.67개)	1,845	735	2,580
	Q2-Q3(3.27개 미만)	887	834	1,721
	Q3 이상 (3.37개)	950	839	1,789
지역	서울특별시	656	324	980
	광역시	1,353	752	2,065
	경기도	1,002	445	1,447
	강원도	155	87	242
	충청도	355	216	571
	전라도	469	315	784
경상도	경상도	585	353	938
	제주도	130	63	193

08~18년 (총 11년)의 연령별 의료비 연령별 증가율보다 높게 지출된 비율: 약 35% (2,515명)

Q1. 평균수치보다 높은 의료비 지출의 원인은?

5. 연구결과

2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?

의료비 감소/증가 구분: 연령별 평균 증가율을 기준으로 구분

연구모형: logit regression

- * 종속변수: 평균증가율 기준 높음 / 낮음
- * 독립변수: 인구사회학적 요인(성, 연령, 혼인, 교육수준, 소득분위, 건강보험유형, 거주지역)

건강요인 (장애유무, 흡연, 음주, 주관적 건강상태, 만성질환)

[운동, 신체활동 변수는 제외]

전체 연구대상으로 분석수행 후 40세~45세 미만 집단에 한정하여 동일 모형으로 추가분석 수행

5. 연구결과

2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?

의료비 감소/증가 구분: 연령별 평균 증가율을 기준으로 구분

	Effect	Point Estimate	95% Wald Confidence Limits		p value
연령(30~35세)	35~40세 미만	0.725	0.559	0.941	0.0047
	40~45세 미만	0.67	0.515	0.872	<.0001
	45~50세 미만	0.838	0.642	1.093	0.1777
	50~55세 미만	0.849	0.646	1.112	0.2035
	55~60세 미만	1.028	0.778	1.359	0.171
	60~65세 미만	1.1	0.825	1.466	0.0277
	65~70세 미만	1.379	1.025	1.856	<.0001
70세 이상		0.965	0.709	1.314	0.6697
		1.45	1.209	1.74	<.0001
성별(남성)	여성	0.5	0.228	1.094	0.2388
	남성	0.926	0.768	1.116	0.0495
결혼상태(혼인)	사별	1.029	0.745	1.421	0.0304
	이혼	0.444	0.299	0.648	0.0049
	혼인	1.062	0.897	1.237	0.1243
교육수준(초졸)	초졸	1.01	0.858	1.19	0.3092
	고졸	0.862	0.702	1.058	0.1577
	대졸	0.849	0.567	1.27	0.455
건강보험유형(건강보험)	의료급여	0.798	0.61	1.044	0.9513
	부종급여	0.659	0.359	1.21	0.2331
가구소득수준(1분위, 저소득)	2분위	0.987	0.829	1.176	0.1519
	3분위	0.891	0.721	1.063	0.99
	4분위	0.886	0.729	1.075	0.9472
	5분위	0.968	0.789	1.188	0.2853

	Effect	Point Estimate	95% Wald Confidence Limits		p value
흡연(흡연)	비흡연	1.072	0.901	1.274	0.4339
	흡연(가벼운흡주)	0.94	0.815	1.083	0.2606
	흡연(중증흡주)	1.038	0.832	1.293	0.51
만성질환(없음)	중위수 (1.6개)	3.297	2.632	4.129	0.9257
	Q2-Q3(3.2개 미만)	6.625	5.204	8.434	<.0001
	Q3 이상 (3.3개)	5.505	4.254	7.123	<.0001
장애(있음)	없음	1.156	0.928	1.44	0.1961
	무종답	0.683	0.464	1.004	0.0398
	종답	1.033	0.797	1.34	0.0292
주관적건강상태(매우좋음)	보통	1.027	0.791	1.332	0.0331
	나쁨	0.853	0.638	1.139	0.4889
	매우나쁨	0.86	0.525	1.409	0.8065
지역(서울)	광역시	1.011	0.849	1.204	0.7698
	광역시	0.928	0.769	1.119	0.1094
	광역시	1.17	0.849	1.612	0.3226
	충청도	1.07	0.847	1.351	0.2022
	전라도	1.133	0.915	1.404	0.2022
	경상도	1.043	0.849	1.28	0.8435
	제주도	0.898	0.633	1.274	0.3523

[해석]

일반적으로 의료비 지출에 영향을 미치는 소득, 건강보험 유형은 '의료비 증가'에는 유의미한 영향을 미치지 않음
 (의료비 증가수준이 높다는 것과 의료비 지출수준이 높다는 것은 다른 의미)
 30대 초반 연령군에 비해 60대 이상에서의 의료비 평균 증가율이 높아진 확률이 1.3배
 평균 증가율보다 높은 의료비 지출이 발생하는 주요 원인은 '만성질환'

5. 연구결과

2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?

의료비 감소/증가 구분: 연령별 평균 증가율을 기준으로 구분

	Effect	Point Estimate	95% Wald Confidence Limits		p value
성별(남성)	여성	1.678	0.894	3.149	0.1069
	남성	0.537	0.129	2.245	0.3356
결혼상태(혼인)	사별	2.2	0.936	5.17	0.0191
	이혼	0.604	0.221	1.651	0.3249
	혼인	0.843	0.283	2.91	0.1155
교육수준(초졸)	초졸	0.611	0.227	1.642	0.5048
	고졸	0.414	0.147	1.167	0.3003
	대졸	0.193	0.031	1.185	0.1107
건강보험유형(건강보험)	의료급여	0.798	0.292	2.252	0.8716
	부종급여	<.0001	<.0001	>999.999	0.9743
가구소득수준(1분위, 저소득)	2분위	0.735	0.351	1.541	0.9748
	3분위	0.658	0.316	1.372	0.8761
	4분위	0.716	0.342	1.5	0.8751
	5분위	0.745	0.348	1.597	0.8746
결혼(혼인)	비혼인	1.266	0.659	2.434	0.4785
	혼인	0.893	0.589	1.354	0.5725
흡주(가벼운흡주)	흡주	1.064	0.476	2.379	0.7651
	중위수 (1.6개)	3.025	1.725	5.305	0.1636
	Q2-Q3(3.2개 미만)	8.073	4.354	14.966	<.0001
Q3 이상 (3.3개)		7.769	3.367	17.925	0.005
	장애(있음)	없음	1.674	0.537	5.225
주관적건강상태(매우좋음)	무종답	1.323	0.38	4.608	0.3925
	종답	1.355	0.555	3.306	0.1218
	보통	1.476	0.604	3.61	0.0555
지역(서울)	나쁨	1.257	0.448	3.528	0.3041
	매우나쁨	0.166	0.015	1.84	0.0767
	광역시	0.96	0.543	1.698	0.3599
	광역시	0.806	0.447	1.451	0.8978
	광역시	1.113	0.402	3.086	0.4446
	충청도	0.749	0.319	1.757	0.8105
	전라도	1.033	0.476	2.245	0.4088
경상도	0.677	0.323	1.417	0.4995	
제주도	0.418	0.135	1.297	0.1564	

의료비 증가폭이 높은 40~45세 미만 연령층에서

평균 이상의 의료비 증가가 발생하는 원인에 대해 살펴본 결과

1. 결혼상태 (이혼)
2. 만성질환의 영향

이 외 변수에 대해서는 통계적으로 유의미한 결과는 보이지 않음

5. 연구결과

2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?

	평균 미만					평균 이상 증가					
	N	평균	표준편차	최소값	최대값	N	평균	표준편차	최소값	최대값	
연간 외래이용횟수	ou08	484	9.2	12.3	1	151	203	9.9	12.1	1	125
	ou09	472	10.2	14.4	1	157	203	12.5	11.7	1	61
	ou10	516	9.5	13.3	1	156	203	13.8	12.3	1	78
	ou11	524	9.7	14.7	1	174	203	16.4	17.1	1	117
	ou12	530	11.3	16.9	1	181	203	17.3	17.6	1	137
	ou13	547	11.8	18.9	1	246	203	19.1	19.0	1	123
	ou14	553	11.3	17.2	1	199	203	22.1	22.8	1	171
	ou15	550	12.1	19.7	1	217	203	19.9	21.6	1	208
	ou16	558	13.4	21.4	1	225	203	20.8	23.6	1	252
ou17	576	14.0	20.3	1	232	203	23.5	22.1	1	175	
ou18	588	14.9	21.4	1	247	203	27.7	20.7	1	172	

	평균 미만					평균 이상 증가					
	N	평균	표준편차	최소값	최대값	N	평균	표준편차	최소값	최대값	
연간 입원이용횟수	in08	51	1.3	0.8	1.0	5.0	13	1.4	1.0	1.0	4.0
	in09	47	1.3	1.0	1.0	6.0	21	1.1	0.3	1.0	2.0
	in10	53	1.4	0.8	1.0	5.0	23	1.3	0.5	1.0	2.0
	in11	47	1.4	0.7	1.0	4.0	21	1.9	1.6	1.0	5.0
	in12	44	1.4	0.8	1.0	5.0	30	1.4	1.1	1.0	7.0
	in13	44	1.2	0.5	1.0	4.0	22	1.5	1.1	1.0	5.0
	in14	60	1.3	0.7	1.0	5.0	33	1.5	0.8	1.0	3.0
	in15	54	1.3	0.8	1.0	6.0	31	1.6	1.1	1.0	6.0
	in16	49	1.8	2.0	1.0	13.0	32	1.4	0.8	1.0	4.0
in17	72	1.9	2.2	1.0	15.0	33	1.4	0.8	1.0	5.0	
in18	60	2.1	2.3	1.0	12.0	46	1.4	0.8	1.0	5.0	

입원보다는 외래 이용 증가

전체 의료비 증가에 영향을 미치는 요인

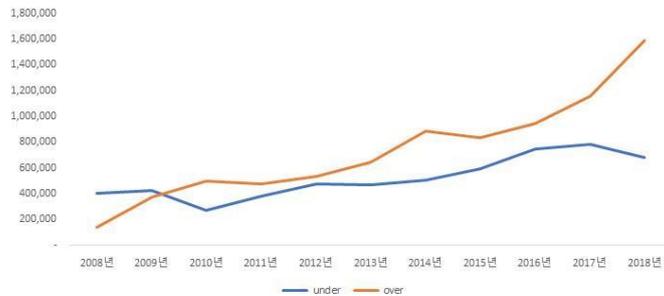
세부질: 외래방문 증가 원인, 질병의 특성

5. 연구결과

2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?

	under					over					
	N	평균	표준편차	최소값	최대값	N	평균	표준편차	최소값	최대값	
연간 의료비 (본인부담)	cost08	470	405,537	885,879	1,100	9,795,200	203	137,475	154,167	1,500	929,550
	cost09	463	426,815	1,069,037	2,100	15,822,120	203	370,892	645,847	3,820	5,680,990
	cost10	580	273,272	545,744	-	5,109,330	203	495,283	978,431	950	9,136,400
	cost11	509	377,600	726,290	90	6,046,330	203	473,747	1,012,055	7,530	12,652,887
	cost12	525	476,309	1,037,867	1,000	10,472,870	203	534,321	834,214	5,700	6,667,730
	cost13	535	471,544	910,630	1,500	8,731,500	203	644,348	977,532	5,700	7,236,820
	cost14	545	504,253	1,044,044	1,370	12,506,930	203	889,395	1,236,992	5,050	9,691,560
	cost15	536	590,664	1,679,581	900	30,845,840	203	837,278	1,308,006	1,800	7,313,070
	cost16	552	744,007	2,184,612	1,200	35,491,780	203	945,314	1,470,803	6,000	13,187,737
cost17	566	782,736	1,810,267	1,000	20,733,711	203	1,159,319	2,371,366	29,200	25,297,214	
cost18	570	679,207	1,499,720	1,150	21,193,270	203	1,587,135	2,285,342	34,700	18,906,714	

* 의료비: 응급, 입원, 외래, 교통비, 간병비



5. 연구결과

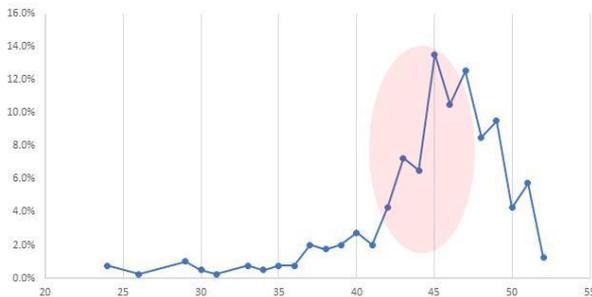
2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?

40~45세 미만	질병구분	구분	2008년	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
질환별 의료비 지출 추이	특정 감염성 및 기생충성 질환	평균 이상											
	신생물	평균 이상											
	혈액, 조혈기관 질환과 면역기전을 침범하는 특정감염	평균 이상											
	내분비, 영양 및 대사 질환	평균 이상											
	장신 및 방출 장애	평균 이상											
	신경계통의 질환	평균 이상											
	심 및 폐부속기의 질환	평균 이상											
	귀 및 목지름기의 질환	평균 이상											
	순환기계통의 질환	평균 이상											
	호흡기계통의 질환	평균 이상											
	소화기계통의 질환	평균 이상											
	피부 및 피부 질환의 질환	평균 이상											
	근골격계통 및 결합 조직의 질환	평균 이상											

주요 질환별 의료비 지출 추이를 구분(평균 이상, 평균 미만 집단)하여 살펴보면..

5. 연구결과

2. 의료비 지출이 증가하는 인구집단의 특징과 그 수준은?



만성질환이 처음 발병, 또는 치료 받은 시점

Q1. 여기서의 만성질환은?

고혈압, 당뇨병, 고지혈증, 관절염증, 결핵
허혈성 심장질환, 뇌혈관 질환

Q2. 만성질환별 발병 시점에 차이는?

6. 추후연구

세대별로 건강, 의료이용에 유의미한 차이가 발생하고 있을까?

age	2008년	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	2018년
30~35미만	325,133	271,286	323,850	276,197	376,167	368,395	359,271	354,360	413,716	394,374	460,383
35~40미만	251,270	274,623	248,118	280,841	320,800	351,843	331,445	406,413	468,392	476,748	579,375
40~45미만	249,674	311,645	293,960	327,950	409,307	438,001	514,173	552,086	669,732	756,586	811,797
45~50미만	381,985	374,229	415,207	512,392	549,218	574,624	578,906	630,922	704,102	806,000	889,327
50~55미만	502,221	584,732	650,185	822,213	705,250	735,802	773,780	885,418	926,417	1,050,510	1,020,068
55~60미만	531,287	595,153	622,425	796,723	856,152	1,013,998	939,140	982,685	1,133,183	1,099,727	1,182,943
60~65미만	721,304	670,654	688,326	839,250	1,001,911	962,595	894,059	1,159,133	1,193,851	1,213,136	1,299,816
65~70미만	693,963	699,746	819,249	868,003	920,211	928,616	942,016	1,078,276	1,214,671	1,305,820	1,345,650
70세 이상	665,442	703,286	779,745	781,242	855,284	908,616	981,383	1,078,044	1,051,061	1,086,574	1,221,138

2008년 40대 초반이었던 대상이 50대 초반이 되었을 때 지출된 평균 의료비는 2008년 50대 초반이었던 집단보다 약 1.6배 높음

조사의 특성 상 초기 단계(2008) 수집된 의료비 정보에 대한 신뢰성 문제 존재
인구집단은 다르지만, 2기 패널 자료와 비교하는 것이 보다 나은 선택으로 판단

7. 시사점

1. 60, 70대에서 의료비 지출이 증가할 것으로 생각했으나 증가 자체는 40대에서 50대 사이에서 높은 것으로 나타남 (지출수준은 고령층이 높음)

* 한 번 증가된 의료비는 감소하지 않고, 지속적으로 유지, 증가 / 40대 연령에서부터 적극적 개입 필요

2. 만성질환 관리에 대한 국가적 차원의 정책지원 검토 필요

* 현재 일차의료 만성질환관리사업(고혈압, 당뇨병 발병 초기부터 관리) 운영 / 결과는?

[경과] 고혈압 당뇨 등록관리사업(07) / 의원급 만성질환관리제(12) / 지역사회 일차의료 시범사업(14)

만성질환 수가시범사업(16) / (일차의료 만성질환관리 시범사업('19)

* 건강플랫폼과 연계할 수 있는 방안은?

노인의료비 지출 영향요인: 단독가구와 부부가구 집단비교를 중심으로

문용필 | 광주대학교 사회복지학부

2022 제 14회 한국의료패널 학술대회
2022.12.9

노인의료비 지출 영향요인

: 단독가구와 부부가구 집단비교를 중심으로

광주대학교 사회복지학부

문용필

광주대학교
GWANGJU UNIVERSITY

학술대회 참여시 시간관계상 급히 작업이 진행된 부분이 있어 향후 수정/보완될 예정입니다



서론

연구의 필요성

노인의 절대인구증가, 평균수명연장, 고령화 속도 증가 현상 심화(OECD 2021)
지역사회에서 오래 머무르는 여러 다양한 지역사회 보건복지 서비스가 확대되는 기조(문용필 2021)

OECD 국민 1인당 외래환자 수 OECD 1위(OECD 2022)

병원 시설에 가지 않는 이상 지역사회에서 의료 서비스를 받게 되는데, 노인들은 입원 응급보다는 지역의 원등으로 외래 진료 이용이 높음(광주시서구 2021), 1차 의료기관 외래 이용은 지역사회 노인에게 중요함

지역사회 통합 돌봄 선도사업(2019-2022) 동안 지역사회 관련 보건 의료 서비스 제공, 연계가 강조되었음(보건복지부 2022) 보건 의료 특화 사업도 지역의원을 활용하여 진행 중임

최근에는 복지부에서 전국 지자체 20여 곳 대상으로 장기요양 건강보험 재택의료센터 시범사업도 진행하고 있음(보건복지부 2022)

커뮤니티케어 확대 기조와 달리 최근 노인의료비에 대한 실증 연구는 미미한 상황임
또한 기초연금 수급자의 의료비 지출에 대한 논의가 있으나 관련 연구는 미미한 상황임

이론적 배경

1. 노인의료비 관련 선행 연구 검토

손경복 외(2015)는 노인의료비 지출 관련 연구 중 국내외 29편을 대상으로 검토하였음.

거시적 연구는 국가 수준에서 전체 노인 인구의 의료비 지출을 다룬 연구로,

미시적 연구는 노인 개인이나 노인 가구의 의료비 지출을 다룬 연구로 정의하였음.

미시적 연구에서는 하위 의료비 현황, 의료비 결정 요인, 의료비와 개입의 상관관계 분석 연구로 세분하여 살펴봤음

이론적배경

의료비결정요인관련선행연구(순경복외2015재인용)

<표 6> 의료비 결정요인 분석 연구

연구	내용	자료원	종속변수	포함된 독립변수				
				인구요인	경제 사회적 요인	건강요인	정책요인	기타
김미혜 외(2002)	과부담 의료비	국민건강영양조사 (1998)	의료비 부담	성별, 연령, 가구유형*	소득*, 교육*, 상용직료원*	질환수, 일상생활수행능력*	보험	
노승현 (2012)	과부담 의료비 (장애노인가구)	장애인고용패널조사 (2008-2010)	과부담 의료비	성별, 연령, 배우자*	소득, 자산, 교육, 빈곤유형, 노인가족비율*	건강상태*, 장애정도, 장애유형*, 장애기간		
석상훈 (2012)	노인의료비, 사망의료비	노후보장패널조사 (2008-2010)	의료비 지출 규모와 비중	성별*, 연령*, 배우자*	소득*, 은퇴*, 교육*, 주택*, 거주지역*	질환여부*, 장애여부*, 주관적 건강*	보험*, 민간보험*	
심영 (1997)	노인의료비	충북지역 설문조사	본인부담 의료비	성별, 연령, 배우자	직업, 교육, 주택, 소득*, 거주지역*	질환여부*		
오지연 외(2010)	노인의료비	노후보장패널조사 (2007)	의료비 지출 규모와 비중	성별, 연령	취업, 교육, 주택, 소득*, 거주지역*	질환여부*, 장애여부*	보험*, 민간보험	
유형식 (2005)	사망의료비	사망자 가족 면접조사	총의료비, 보험진료비	성별, 연령* 사망자와의 관계	재산*, 소득*	질환여부*, 일상생활수행, 보완대책요법*	부양자의 인식*	
윤정혜 (2010)	노인의료비	노후보장패널조사 (2008-2010)	본인부담 의료비	성별*, 연령	자산, 부채*, 취업*, 주택*, 교육*, 소득*, 거주지역*	질환여부*, 장애여부*	보험*	
이호성 (2004)	노인의료비	대전, 논산지역 노인정 설문조사	의료비 부담	성별, 연령, 배우자	교육*, 경제수준, 거주지역, 소득*	건강상태*, 건강유지활동*, 걷기*		가족지지*
정완교 (2012)	사망의료비	노후보장패널조사 (2005, 2007, 2009)	사망의료비 중 본인부담 의료비	성별, 연령*, 배우자, 세대구성	소득, 은퇴, 교육, 주택, 거주지역	건강상태, 질환여부	민간보험	
황연희 (2011)	노인의료비	한국의료패널조사 (2008-2009)	본인부담 의료비	성별, 연령, 세대구성	경제활동, 소득*, 주택	질환여부*, 장애여부*, 신체활동, 주관적 건강	보험	

주 : *)는 종속변수의 요인 분석에서 통계적으로 유의미한 영향을 나타낸 변수를 의미함

자료: 순경복, 신자은, 임은옥, 이태진 and 김홍수. (2015). 한국의 노인의료비 지출과 결정요인: 연구 현황과 과제. 보건경제와 정책연구, 21(1), 51-77.

이론적배경

노인의료비 관련 선행연구 검토

정완교(2009)는 국민연금연구원의 국민노후보장패널데이터를 활용하여 연령이 의료비 분포에 미치는 영향을 분석하였다. 그리고 출생 후 시기인 연령과 더불어 사망 전 생애 마지막 시기와 생애 마지막 시기의 연령이 의료비 지출에 미치는 영향을 분석하였다

- 분석결과 생애 마지막 시기의 의료비 지출에 큰 영향을 미치며 생애 마지막 시기의 의료비 지출에 미치는 영향이 생애 마지막 시기의 연령이 증가함에 따라 감소하였다

이호용 문용필(2015)은 노인장기요양보험의 도입 전후 진료 형태별 의료비 변화 분석에서 노인장기요양보험도 입 이후 총 진료비 입원비는 절감되는 제도 도입의 긍정적인 효과가 있는 것으로 분석되었음 반면 노인장기요양보험 도입 이후 외래비와 약재비는 오히려 증가하는 음의 효과가 있는 것으로 나타남

이수연 문용필(2018)은 국민건강보험의 노인의료비 지출 추계 및 장기 재정 전망에서 M의 건강한 고령화 개념을 적용하여 건강 상태 변화(순수한 고령화, 건강한 고령화)를 고려하여 분석하였다. 분석결과 국민건강보험의 지속 가능성을 위해 인구 구조를 고려한 건강한 고령화(hallaying) 실현을 위한 정책적 개입, 건강보험의 재정안정성 고려, 건강보험과 노인장기요양보험과의 관계 재정립 등이 필요하였다

이론적배경

2노인의외래진료 이용시 노인외래정액제 존재함

노인외래정액제(2007년~)는 65세 이상 환자가 의원급 외래 진료를 받을 경우 총 진료비가 일정 수준 이하인 경우에는 정액만 부담하도록 하는 제도로 노인 복지 향상을 도모하고자 도입되었음(복지부, 2017)

나영균 외(2016)은 2011년, 2013년 건보 표본코호트를 활용해서 분석하였음. 본인 부담 정액제도 대상자인 실험군은 비대상자인 대조군에 비해 외래 본인부담금은 감소하였으며, 1인당 연간 의원 외래 내원일수와 외래 의료비 총액은 증가함. 이용자의 도덕적 해이나 불필요한 유인수요의 가능성이 있었음

6

이론적배경

노인외래정액제는 구간 정액제로 인한 환자와 의료기관 간 갈등, 의료 이용 왜곡 등의 문제가 지속적으로 제기

의료 이용에 대한 '최소한의 본인 부담*'을 정액구간으로 설정하도록 기준 안을 수정·보완하고, 정액구간을 초과하는 경우 점진적으로 늘어나는 정률 구간으로 개편하기로 하였음(복지부, 2017)

* (본인부담) 정액구간 기준금액의 10% : (의과·치과·한의원) 1,500원 // (약국) 1,000원

단기개산안(복지부 2018-)

구분	구간	본인부담			
		현행	개선		
의원	1만5000원 이하	1,500원	1,500원		
	1만5000원 초과~2만원 이하	30%	10%		
	2만원 초과~2만5000원 이하		20%		
	2만5000원 초과		30%		
치과 의원	1만5000원 이하	1,500원	1,500원		
	1만5000원 초과~2만원 이하	30%	10%		
	2만원 초과~2만5000원 이하		20%		
	2만5000원 초과		30%		
한의원	무약 처방 無	1만5000원 이하	1,500원	1,500원	
		1만5000원 초과~2만원 이하	30%	10%	
		2만원 초과~2만5000원 이하		20%	
	2만5000원 초과	30%			
	약국	1만5000원 이하	1,500원	1,500원	
		1만5000원 초과~2만원 이하	2,100원	30%	10%
					20%
	2만5000원 초과~3만원 이하	30%	20%		
3만원 초과	30%				
약국	1만원 이하	1,200원	1,000원		
	1만원 초과~1만2000원 이하	30%	20%		
	1만2000원 초과~1만5000원 이하		30%		
	1만5000원 초과				

2018년당시중장기개산안

구분	대상 및 내용	본인부담률(안)
의원	만성(경증)질환	30% → 20%
치과 의원	일부 예방적 진료항목(스케일링 등)	
한의원	만성질환 중 한의원 다빈도 상병	
약국	의과의 만성질환 지속적 관리 환자 등의 처방	

그럼에도 매년 노인외래정액제 이슈는 본인부담금 변화구간 등에서 지속적인 문제로 지적되고 있음

7

이론적배경

3. 이러한 상황에서 노인 특성과 관련된 연금과 노인의료비 관계에 대한 접근이 미미하였음

특히 기초연금 수급자의 의료비 지출에 대한 논의가 있는데, 2014년 7월부터 시작된 기초연금(이전에는 기초노령연금으로 제도 운영, 최대 20만원) 수급자는 다른 소득계층보다 의료비를 많이 사용(보건복지부, 2014, 2015)

기초연금 수급금액은 25만원(2018년 4월 인상에서 30만원으로 인상(복지부, 2019.4월~))

2020년까지 기초연금 소득분위별 차등지급(40%, 70%), 2021년 이후 차등없이 소득하위 70% 모두 지급

기초연금 선정기준액도 문제, 부부 동시 수급시 20% 감액, 국민연금 수급자 감액

기초연금 수급금액도 40만원으로 인상이 제시되고 논의 중임(대통령실, 2022)

9

이론적배경

연구의 필요성

기초연금이 생활에 도움이 된다고 나타났고, 기초연금 수급 후 수급자들이 느끼는 변화로 가장 높게 나온 것은 병원을 가는 것에 대한 부담 감소로 나타났음(국민연금연구원, 2021, 보건복지부, 2022)

실증적으로 기초연금이 있는 자의 의료비 부담이 덜 되는지 살펴볼 필요가 있음

연구문제

노인의 의료비 지출 중에서 외래 의료비 지출에 영향을 주는 요인은 무엇인가

연금유무(공적연금, 기초연금)가 외래 의료비 지출에 영향을 주는가

집단(노인 단독가구, 노인 부부가구)별로 노인의료비 지출 영향요인은 어떤 차이가 있는가

9

분석방법

기초연금에서의 선정기준액의 대상구분은 2집단임

노인 단독가구, 노인 부부가구로 구분되어 지급
(부부가구의 경우, 모두 받을시 감액 지급)

**연구모형에 대해
단독가구와 부부가구
집단비교를 중심으로**

연구모형1

독립변수		→	종속변수
인구사회학적 요인	성별 연령 교육수준 지역(동/읍면 구분)		연간 외래의료비지출금액 (log_외래의료비)
건강요인	만성질환유무 규칙적운동실천여부 주관적 건강상태 우울감 유무 상용치료원 유무		
정책요인	기초연금 유무		

변수설정

본 연구는 노인의료비의 조작적 정의를 외래의료비지출금액(연간)으로 설정함
입원의료비, 응급의료비, 약제비는 논의에서 본 연구에서 제외함. 외래의료비 0인 대상자는 제외함

분석데이터는 보사연 & 건강보험연구원에서 제공한 K-I-P version 201_ 활용함

10

분석방법

연구모형2

독립변수		→	종속변수
인구사회학적 요인	성별 연령 교육수준 지역(동/읍면 구분)		연간 외래의료비지출금액 (log_외래의료비)
건강요인	만성질환유무 규칙적운동실천여부 주관적 건강상태 우울감 유무 상용치료원 유무		
정책요인	연금가입수준 (기초연금, 기초연금+공적연금, 공적연금)		

K-I-P version 201 에서 공적연금 변수와 기초연금 변수 간의 중복수혜 대상자 존재 (기초연금 특성상 다른 공적연금과 중복수혜 가능함)
다만, 공적연금 변수(HNK41YN)가 국민연금, 공무원 군인연금, 사학연금, 보훈연금, 별정우체국연금 등에 대한 유무만 있음
차후라도 국민연금 따로, 특수직역연금 따로 분리해서 유무 변수를 생성하여 제공하면 더 세밀한 분석이 가능할 것으로 보임

11

분석결과

1) 노인전체집단 분석

		빈도	유효 퍼센트
성별	전체	4669	100.0
	여성	2637	56.5
	남성	2032	43.5
교육수준	무학	468	10.0
	초등학교	1784	38.2
	중학교	992	21.2
	고등학교	1022	21.9
	대학교	345	7.4
	대학원	58	1.2
지역	전체	4669	100.0
	읍면	983	32.9
	동	2003	67.1
	전체	2986	100.0
만성질환	만성질환 무	682	15.1
	만성질환 유	3839	84.9
	전체	4521	100.0
규칙적 운동	규칙적운동실천 무	1909	42.8
	규칙적운동실천 유	2555	57.2
	전체	4464	100.0

		빈도	유효 퍼센트
주관적 건강만족도	매우 불만족	166	3.7
	불만족	1090	24.4
	보통	1895	42.5
	만족	1213	27.2
우울	매우 만족	100	2.2
	전체	4464	100.0
	우울 무	4063	91.0
	우울 유	401	9.0
상용치료원	전체	4464	100.0
	상용치료원 무	1136	25.4
	상용치료원 유	3328	74.6
공적연금	전체	4464	100.0
	공적연금 무	1077	36.1
	공적연금 유	1909	63.9
기초연금	전체	2986	100.0
	기초연금 무	1019	34.1
	기초연금 유	1967	65.9
연금가입수준	전체	2986	100.0
	기초연금만 보유	833	30.4
	공적 기초 료다 보유	1134	41.4
	공적연금만 보유	775	28.3
	전체	2742	100.0

	회	평균	표준편차	값	표준편차
인생서비스 이용수준(무), 연금	4669	600	1309.4570	59.4013.39	982.429.406
연령	4669	65	99	74.27	6.403

12

분석결과

1) 노인전체집단* 분석

모델 1	변수	β	t	유의수준	
1	(상수)	13.299	34.792	0.000	
	성별(남)	-0.279	-4.099	0.000	
	연령	-0.019	-2.801	0.005	
	교육수준	0.099	2.557	0.011	
	지역_읍면(남)	-0.017	-0.271	0.789	
	(상수)	13.745	34.019	0.000	
	성별(남)	-0.210	-3.199	0.002	
	연령	-0.019	-3.984	0.000	
	교육수준	0.098	3.571	0.000	
	지역_읍면(남)	-0.025	-0.399	0.690	
2	만성질환(유)	0.287	3.311	0.001	
	규칙적운동실천(유)	0.095	1.284	0.197	
	주관적건강상태	-0.198	-3.079	0.000	
	우울(유)	-0.010	-0.098	0.924	
	상용치료원(유)	0.125	1.778	0.078	
	(상수)	13.878	33.490	0.000	
	성별(남)	-0.224	-3.355	0.001	
	연령	-0.019	-2.511	0.012	
	교육수준	0.074	2.633	0.009	
	지역_읍면(남)	-0.042	-0.657	0.511	
3	연령_연령제곱(유)	0.298	3.429	0.001	
	규칙적운동실천(유)	0.079	1.290	0.197	
	주관적건강상태	-0.191	-3.220	0.000	
	우울(유)	-0.019	-0.193	0.871	
	상용치료원(유)	0.130	1.845	0.068	
	기초연금(유)	-0.287	-3.896	0.000	
	성별		.030		
	F		9.884 ***		

*p<.1, **p<.05, ***p<.01, ****p<.001

남성
연령
주관적건강상태
기초연금

교육수준
만성질환
상용치료원
연금가입수준

모델 2	변수	β	t	유의수준	
1	(상수)	13.379	32.973	0.000	
	성별(남)	-0.247	-3.513	0.000	
	연령	-0.015	-2.921	0.003	
	교육수준	0.099	2.439	0.015	
	지역_읍면(남)	-0.038	-0.577	0.584	
	(상수)	13.821	31.738	0.000	
	성별(남)	-0.178	-2.505	0.012	
	연령	-0.020	-3.938	0.000	
	교육수준	0.100	3.499	0.001	
	지역_읍면(남)	-0.049	-0.740	0.459	
2	만성질환(유)	0.291	3.845	0.000	
	규칙적운동실천(유)	0.100	1.587	0.117	
	주관적건강상태	-0.198	-4.953	0.000	
	우울(유)	0.085	0.553	0.580	
	상용치료원(유)	0.125	1.892	0.061	
	(상수)	12.184	24.819	0.000	
	성별(남)	-0.252	-3.574	0.000	
	연령	-0.028	-1.439	0.157	
	교육수준	0.084	2.195	0.029	
	지역_읍면(남)	-0.034	-0.519	0.604	
3	만성질환(유)	0.282	3.805	0.000	
	규칙적운동실천(유)	0.090	1.280	0.208	
	주관적건강상태	-0.207	-5.480	0.000	
	우울(유)	0.099	0.789	0.432	
	상용치료원(유)	0.126	1.895	0.059	
	연령제곱(유)	0.213	3.901	0.000	
	성별		.043		
	F		12.005 ***		

*p<.1, **p<.05, ***p<.01, ****p<.001

남성
주관적건강상태

교육수준
만성질환
상용치료원
연금가입수준

* 노인전체집단은 노인단독가구노인부부가구및그이외세대유형세대세대세대대등을포함

13

분석결과

2) 노인부부가구 집단분석

		빈도	유효 퍼센트
성별	전체	1539	100.0
	여성	68	4.4
	남성	1471	95.6
교육수준	무학	50	3.2
	초등학교	462	30.0
	중학교	371	24.1
	고등학교	436	28.3
	대학교	180	11.7
	대학원	40	2.6
지역	전체	1539	100.0
	읍면	587	38.1
	동	952	61.9
만성질환	전체	1539	100.0
	만성질환 무	266	17.9
	만성질환 유	1220	82.1
규칙적 운동	전체	1486	100.0
	규칙적운동실천 무	588	40.2
	규칙적운동실천 유	876	59.8
	전체	1464	100.0

		빈도	유효 퍼센트
주관적 건강만족도	매우 불만족	38	2.6
	불만족	260	17.8
	보통	622	42.5
	만족	492	33.6
	매우 만족	52	3.6
우출	전체	1464	100.0
	우출 무	1384	94.5
	우출 유	80	5.5
상용치료원	전체	1464	100.0
	상용치료원 무	397	27.1
	상용치료원 유	1067	72.9
공적연금	전체	1464	100.0
	공적연금 무	393	25.5
	공적연금 유	1146	74.5
기초연금	전체	1539	100.0
	기초연금 무	625	40.8
	기초연금 유	914	59.4
연금가입수준	전체	1539	100.0
	기초연금만 보유	285	19.9
	공적기초월다보유	629	44.0
	공적연금만 보유	517	36.1
전체	1431	100.0	

	N	최소값	최대값	평균	표준편차
외래서비스 이용수납금액(원)-연간	1539	820	12733300	565138, 90	922798, 367
연령	1539	65	95	74, 72	6, 203

14

분석결과

2) 노인부부가구 집단분석

모델 1		β	SE	t	유의수준
(상수)					
1	교과(남)	13.184	24.189	0.000	
	교과(여)	-0.193	-0.888	0.908	
	연령	-0.012	-1.783	0.083	
	교육수준	0.088	1.800	0.134	
	지역(읍,면,동)	-0.141	-1.808	0.108	
(상수)					
2	교과(남)	13.828	23.979	0.000	
	교과(여)	-0.085	-0.930	0.742	
	연령	-0.017	-2.923	0.012	
	교육수준	0.099	2.481	0.014	
	지역(읍,면,동)	-0.158	-1.800	0.072	
(상수)					
3	만성질환(유)	0.180	1.590	0.112	
	규칙적운동실천(여)무(유)	0.084	0.789	0.484	
	주관적건강만족(유)	-0.231	-4.484	0.000	
	우출(유)	0.080	0.278	0.789	
	상용치료원(유)	0.170	1.759	0.079	
(상수)					
3	교과(남)	12.848	23.473	0.000	
	교과(여)	-0.045	-0.919	0.827	
	연령	-0.012	-1.871	0.095	
	교육수준	0.072	1.848	0.089	
	지역(읍,면,동)	-0.174	-1.982	0.048	
	만성질환(유)	0.182	1.814	0.107	
	규칙적운동실천(여)무(유)	0.051	0.589	0.580	
	주관적건강만족(유)	-0.234	-4.928	0.000	
	우출(유)무(유)	0.058	0.305	0.780	
	상용치료원(유)	0.185	1.712	0.087	
기초연금(유)	-0.212	-2.280	0.029		
Adj R2	.025				
F	4, 727 ***				

*p<.1, **p<.05, ***p<.01, ****p<.001

() : reference

15

모델 2		β	SE	t	유의수준	
(상수)						
1	교과(남)	13.952	22.992	0.000		
	교과(여)	-0.014	-0.088	0.949		
	연령	-0.016	-2.186	0.029		
	교육수준	0.080	1.547	0.122		
	지역(읍,면,동)	-0.148	-1.800	0.110		
(상수)						
2	교과(남)	13.994	22.884	0.000		
	교과(여)	0.029	0.127	0.891		
	연령	-0.021	-2.950	0.009		
	교육수준	0.102	2.578	0.010		
	지역(읍,면,동)	-0.158	-1.734	0.089		
(상수)						
3	만성질환(유)	0.231	1.990	0.047		
	규칙적운동실천(여)무(유)	0.058	0.808	0.543		
	주관적건강만족(유)	-0.233	-4.928	0.000		
	우출(유)	0.029	0.148	0.893		
	상용치료원(유)	0.158	1.588	0.118		
	(상수)					
	3	교과(남)	12.717	17.892	0.000	
		교과(여)	0.027	0.124	0.901	
		연령	-0.012	-1.958	0.120	
		교육수준	0.074	1.844	0.088	
지역(읍,면,동)		-0.154	-1.702	0.089		
만성질환(유)		0.239	2.099	0.029		
규칙적운동실천(여)무(유)		0.025	0.279	0.781		
주관적건강만족(유)		-0.241	-4.998	0.000		
우출(유)무(유)		0.058	0.288	0.778		
상용치료원(유)		0.180	1.811	0.107		
연금가입수준	0.224	2.441	0.001			
Adj R2	.038					
F	5, 589 ***					

*p<.1, **p<.05, ***p<.01, ****p<.001

() : reference

주관적건강상태

만성질환
연금가입수준

분석결과

3)노인단독가구(1인가구)집단분석

		빈도	유효 퍼센트
성별	전체	912	100.0
	여성	738	80.9
	남성	174	19.1
교육수준	무학	174	19.1
	초등학교	387	42.4
	중학교	158	17.3
	고등학교	142	15.6
	대학교	42	4.6
	대학원	9	1.0
지역	전체	912	100.0
	읍면	287	31.5
	동	625	68.5
만성질환	전체	912	100.0
	만성질환 무	91	10.0
	만성질환 유	817	90.0
규칙적 운동	전체	908	100.0
	규칙적운동실천 무	365	40.2
	규칙적운동실천 유	543	59.8
	전체	908	100.0

		빈도	유효 퍼센트
주관적 건강만족도	매우 불만족	41	4.5
	불만족	276	30.4
	보통	359	39.5
우울	매우 만족	218	24.0
	만족	14	1.5
	전체	908	100.0
상용치료원	우울 무	798	87.9
	우울 유	110	12.1
	전체	908	100.0
공적연금	상용치료원 무	188	20.7
	상용치료원 유	720	79.3
	전체	908	100.0
기초연금	공적연금 무	469	51.4
	공적연금 유	443	48.6
	전체	912	100.0
연금가입수준	기초연금 무	199	21.8
	기초연금 유	713	78.2
	전체	912	100.0
공적 기초 추가 보유	기초연금만 보유	393	47.0
	공적 기초 추가 보유	320	38.3
	공적연금만 보유	123	14.7
전체	836	100.0	

	N	최소값	최대값	평균	표준편차
외래서비스 이용수납금액(월)·연간	912	600	10017000	597411.35	976381.833
연령	912	65	93	75.33	6,259

16

분석결과

3)노인단독가구(1인가구)집단분석

모델 1

모형	B	SE	유의수준
(상수)	13.010	18.817	0.000
성별(남)	-0.382	-2.771	0.008
연령	-0.013	-1.492	0.138
교육수준	0.070	1.443	0.149
지역(읍·면·동)	0.513	2.797	0.005
(상수)	13.051	17.931	0.000
성별(남)	-0.358	-2.584	0.010
연령	-0.016	-2.059	0.040
교육수준	0.090	1.820	0.049
지역(읍·면·동)	0.511	2.788	0.005
만성질환(유)	0.448	2.412	0.018
규칙적운동실천(여부)(유)	0.085	0.780	0.438
주관적건강상태	-0.085	-1.378	0.189
우울(유)(유)	0.040	0.248	0.805
상용치료원(유)	0.115	0.888	0.387
(상수)	12.777	17.519	0.000
성별(남)	-0.355	-2.599	0.010
연령	-0.009	-1.010	0.213
교육수준	0.083	1.280	0.208
지역(읍·면·동)	0.299	2.678	0.005
만성질환(유)	0.482	2.509	0.012
규칙적운동실천(여부)(유)	0.087	0.801	0.422
주관적건강상태	-0.081	-1.428	0.155
우울(유)	0.028	0.175	0.881
상용치료원(유)	0.139	1.054	0.292
기초연금(유)	-0.429	-3.171	0.002
A5 R2		.036	
F		4.345 ***	

남성
기초연금

지역읍면동
만성질환

모델 2

모형	B	SE	유의수준
(상수)	12.991	18.989	0.000
성별(남)	-0.350	-2.595	0.017
연령	-0.012	-1.244	0.214
교육수준	0.059	1.124	0.281
지역(읍·면·동)	0.285	2.284	0.024
(상수)	13.020	18.004	0.000
성별(남)	-0.319	-2.177	0.030
연령	-0.015	-1.828	0.068
교육수준	0.050	1.517	0.130
지역(읍·면·동)	0.236	2.194	0.029
만성질환(유)	0.484	2.403	0.018
규칙적운동실천(여부)(유)	0.064	0.727	0.488
주관적건강상태	-0.084	-1.287	0.188
우울(유)(유)	0.101	0.551	0.581
상용치료원(유)	0.148	1.028	0.304
(상수)	10.807	11.850	0.000
성별(남)	-0.305	-2.148	0.032
연령	0.000	0.015	0.988
교육수준	0.092	0.994	0.320
지역(읍·면·동)	0.302	2.810	0.009
만성질환(유)	0.478	2.403	0.018
규칙적운동실천(여부)(유)	0.078	0.889	0.491
주관적건강상태	-0.133	-1.973	0.030
우울(유)	0.191	0.770	0.442
상용치료원(유)	0.175	1.280	0.201
연금가입수준	0.447	5.524	0.000
A5 R2		.056	
F		5.604 ***	

남성
주관적건강상태

지역읍면동
만성질환
연금가입수준

17

정책적 함의

연금과의료비관계

모델 1과 모델 2에서 정책요인에서 유의한 결과가 나타남 (집단별 분석시 동일 결과)
기초연금 가입 여부, 연금 가입 수준 변수가 모두 의료비 지출에 영향을 주는 것을 확인함

기초연금 수급자는 비수급자에 비해 외래 의료비 지출이 감소함

상대적 저소득 노인 의료이용 제한이 아닌 의료이용 지원 및 관리가 필요함

노후 소득 수준이 높을수록 의료비 지출이 높음 (낮을수록 의료비 지출이 낮음)

동시에 고소득층의 의료이용에 대해서도 체크도 필요함

연구의 한계

시도별 차이가 있으나 이에 대한 추가 분석은 하지 않았으나 추후 살펴볼 의미가 있음
연금 금액, 본인부담 금액 등을 고려하지 않았으나 향후 고려하면 영향 요인은 다를 수 있음
노인 외래 장애편제도 고려하지 않았음 / 의료급여자에 대한 별도 분석
농촌 노인 에 대한 분석도 추가적으로 살펴볼 수도 있음

참고문헌

손경복, 신자윤, 임은옥, 이태진 and 김홍수. (2015). 한국의 노인 의료비 지출과 결정요인: 연구 현황과 과제. 보건경제와 정책연구, 21(1), 51-77.

정완교. (2012). 노인의료비 지출의 결정요인. 보건경제와 정책연구, 18(4), 149-168.

나영균, 정형선, 안보령, 이광수. (2016). 노인 외래 본인부담정액제가 노인의 의료이용 및 의료비 지출에 미치는 영향. 보건경제와 정책연구, 22(4), 1-20.

남궁은하. (2010). 의료보장제도별 노인의료비 증가에 관한 연구. 보건사회연구, 30(2), 519-556.

김종건. (2010). 건강보험과 의료급여 대상자의 노인의료비 증가 원인에 대한 비교연구. 노인복지연구, 47, 355-374.

이호용, 문용필. (2015). 노인장기요양보험의 도입전후 진료형태별 의료비 변화 분석. 보건경제와 정책연구, 21(3), 81-102.

이수연, 문용필. (2018). 국민건강보험의 노인의료비 지출추계 및 장기재정 전망: EU의 '건강한 고령화' 적용을 중심으로. 비판사회정책, 58, 53-93.

이현복, 이수연. (2019). 노인의료비 추계와 건강보험에 대한 시사점. 보험학회지, 117, 43-68.

<https://basicpension.mohw.go.kr/menu.es?mid=a10102010000>

<https://www.hani.co.kr/arti/society/rights/699287.html>

http://www.mohw.go.kr/react/al/sal0301vw.jsp?PAR_MENU_ID=04&MENU_ID=0403&page=3&CONT_SEQ=315565

<https://basicpension.mohw.go.kr/report.es?mid=a10404010000&num=324101&mode=view&code=N0007&part=report>

<https://basicpension.mohw.go.kr/report.es?mid=a10404010000&num=369841&mode=view&code=N0007&part=report>



주제세션

2

제14회 한국의료패널 학술대회

헬스리터러시

좌장 | 장세진(연세대학교)

발표1. 헬스리터러시 현황 및 연구동향
천희란(중원대)

발표2. 2021년 한국의료패널 헬스 리터러시(HLS-EU) 부가조사 배경 및 조사 결과
박은자(한국보건사회연구원)

발표3. 2021년 한국의료패널 헬스리터러시 자료 활용 방안
최슬기(서울시립대)

토론 | 한은아(연세대)
이서현(연세대)
최은진(한국보건사회연구원)



헬스리터러시 현황 및 연구동향

천희란 | 중원대학교 보건행정학과



의료패널 학술대회
(2022.12.9)

헬스리터러시 현황 및 연구동향

제5차 국민건강증진종합계획

건강생활 실천	정신건강 관리	비감염성질환 예방관리	감염 및 환경성질환 예방관리	인구집단별 건강관리	건강진화적 환경 구축
<ul style="list-style-type: none"> • 금연 • 절주 • 영양 • 신체활동 • 구강건강 	<ul style="list-style-type: none"> • 자살예방 • 치매 • 중독 • 지역사회 정신건강 	<ul style="list-style-type: none"> • 암 • 심뇌혈관질환 (고혈압, 당뇨) • 비만 	<ul style="list-style-type: none"> • 감염병예방 및 관리(결핵, 에이즈, 의료관련감염, 손씻기 등 포함) • 감염병위기에대응 (감역 감시 예방접종 포함) • 기후변화성질환 (미세먼지, 폭염, 한파 등) 	<ul style="list-style-type: none"> • 영유아 • 청소년(학생) • 여성(모성, 다문화 포함) • 노인 • 장애인 • 근로자 • 군인 	<ul style="list-style-type: none"> • 건강진화적 접근제도 개선 • 건강정보이해력제 • 혁신직상보기술의 • 재활마련 및 운동 • 지역사회지원 (인력서식) 확충 및 기반시설 구축

중원대학교 보건행정학과

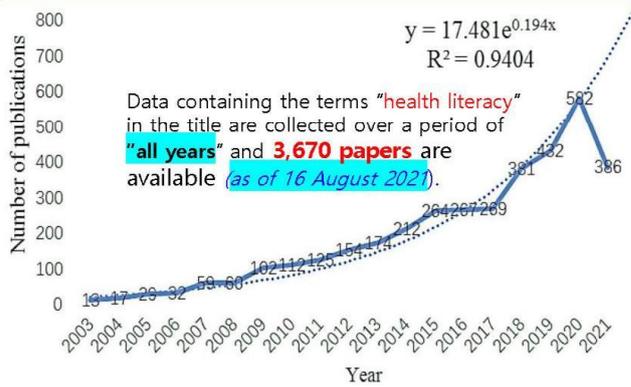
천희란

1. HL 연구동향

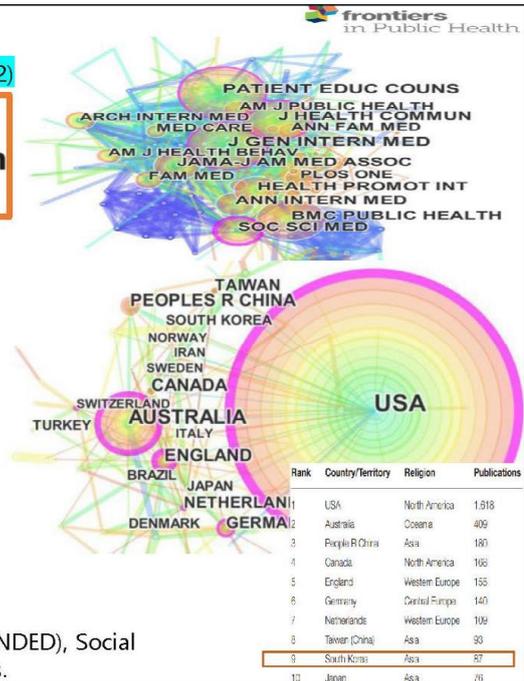
(Wang & Shahzad, 2022)

A Visualized and Scientometric Analysis of Health Literacy Research

Jian Wang^{1*} and Fakhar Shahzad²



Data containing the terms "health literacy" in the title are collected over a period of "all years" and 3,670 papers are available (as of 16 August 2021).



Source: the index of Science Citation Index Expanded (SCI-EXPANDED), Social Sciences Citation Index (SSCI) of WOS Core Collection databases.

RESEARCH ARTICLE

Measuring health literacy: A systematic review and bibliometric analysis of instruments from 1993 to 2021

PLOS ONE

(Tavoush et al., 2022)

Methods

The review was conducted using PubMed, Web of Science, Scopus, and Google Scholar on all published papers on health literacy instrument development and psychometric properties in English biomedical journals from 1993 to the end of 2021.

Results

The findings were summarized and synthesized on several headings, including general instruments, condition specific health literacy instruments (disease & content), population-specific instruments, and electronic health. Overall, 4848 citations were retrieved. After removing duplicates (n = 2336) and non-related papers (n = 2175), 361 studies (162 papers introducing an instrument and 199 papers reporting translation and psychometric properties of an original instrument) were selected for the final review. The original instruments included 39 general health literacy instruments, 90 condition specific (disease or content) health literacy instruments, 22 population-specific instruments, and 11 electronic health literacy instruments. Almost all papers reported reliability and validity, and the findings indicated that most existing health literacy instruments benefit from some relatively good psychometric properties.

Conclusion

This review highlighted that there were more than enough instruments for measuring health literacy. In addition, we found that a number of instruments did not report psychometric properties sufficiently. However, evidence suggest that well developed instruments and those reported adequate measures of validation could be helpful if appropriately selected based on objectives of a given study. Perhaps an authorized Institution such as World Health Organization should take responsibility and provide a clear guideline for measuring health literacy as appropriate.

Table 2. General health literacy instruments (1993–2021).

Author [ref.]	Year	Name (abbreviation)	Country/sample	Items
Davis et al. [14]	1993	Rapid estimate of adult literacy in medicine (REALM)	American public health and primary care settings	66
Parker et al. [15]	1995	Test of Functional Health Literacy in Adults (TOFHLA)	American adults patients	57
Baker et al. [41]	1999	Short form of the Test of Functional Health Literacy in Adults (S-TOFHLA)	American English speaking patients	40
Weiss et al. [16]	2005	Newest Vital Sign (NVS)	American adults	6
Park et al. [76]	2021	Korean Health Literacy Instrument	Late School-Aged Children	16

BMJ Open Definitions and measurement of health literacy in health and medicine research: a systematic review

(Urstad et al., 2022)

Results 120 articles were included in the review: 60 within public health and 60 within clinical health. The majority of the articles (n=77) used instruments from category 1. In total, 79 of the studies provided a health literacy definition; of these, 71 were in category 2 and 8 were in category 1. In almost half of the studies (n=38), health literacy was defined in a broad perspective (category 2) but measured with a more narrow focus (category 1).

Conclusion Due to the high degree of inconsistency between health literacy definitions and instruments in current health literacy research, there is a risk of missing important information about health literacy considered be important to the initial understanding of the concept recognised in the studies.

Health literacy definitions and instruments
 Out of the 120 included studies, 88 used generic health literacy instruments, while 32 were context-specific. Eleven studies used a combination of health literacy instruments. A total of 77 studies used instruments from category 1 (describing basic reading and writing skills, disease-specific knowledge and practical skills), whereas 43 instruments were from category 2 (describing communication and interaction skills and/or the ability to interpret and critically analyse health information). **The most frequently used health literacy instruments in category 1 were Newest Vital Sign²⁸ (n=19) and Test of Functional Health Literacy²⁹ (n=13).** The most frequently used health literacy instruments in category 2 were The European Health Literacy Survey Questionnaire³⁰ and The eHealth Literacy Scale³¹ (n=10).

41 studies assessed to utilize instruments and definitions in *mutual* categories

Category 1*
8 studies

Category 2**
33 studies

Journal of Health Communication, 19:302-333, 2014
 ISSN: 1081-0730 print/1087-0415 online
 DOI: 10.1080/10810730.2014.936571

Jolie N. Haun, Melissa A. Valerio, Lauren A. McCormack, Kristine Sorensen & Michael K. Paasche-Orlow

Health Literacy Measurement: An Inventory and Descriptive Summary of 51 Instruments

- Search from 1999 through 2013 - **"measure, assessment, screening, and instrument"**
- Of the **51 tools**: 26 measured general HL, 15 disease or context specific, 10 for specific population.
- Most tools are **performance based**, require in-person administration, and are exclusively available in a pencil and paper testing mode.
- The tools assess 0 (proxy measure) to 9 of the 11 **defined dimensions** of health literacy.
- Reported administration **times vary**, <1 to 60 minutes.
- **Validation** procedures for most of the tools are **limited**;represent a **narrow set of conceptual dimensions with limited modes** of administration. **Most of the tools lack information on key psychometric properties.**

The evolution of health literacy assessment tools: a systematic review

Sibel Vildan Altin¹, Isabelle Finke², Sibylle Kautz-Freimuth¹ and Stephanie Stock¹

Altin et al. *BMC Public Health* 2014, **14**:1207
<http://www.biomedcentral.com/1471-2458/14/1207>

Abstract
Background: Health literacy (HL) is seen as reliable and comprehensive operationalization. By now, there is limited evidence on how the development of tools measuring HL proceeded in recent years and if scholars considered existing methodological guidance when developing an instrument.
Methods: We performed a systematic review of generic measurement tools developed to assess HL by searching PubMed, ERIC, CINAHL and Web of Knowledge (2009 forward). Two reviewers independently reviewed abstracts/full text articles for inclusion according to predefined criteria. Additionally we conducted a reporting quality appraisal according to the survey reporting guideline SURGE.
Results: We identified 17 articles reporting on the development and validation of 17 instruments measuring health literacy. More than two thirds of all instruments are based on a multidimensional construct of health literacy. Moreover, there is a trend towards a mixed measurement (self-report and direct test) of health literacy with 41% of instruments applying it, though results strongly indicate a weakness of coherence between the underlying constructs measured. Overall, almost every third instrument is based on assessment formats modeled on already existing functional literacy screeners such as the REALM or the TOFHLA and 30% of the included articles do not report on significant reporting features specified in the SURGE guideline.
Conclusions: Scholars recently developing instruments that measure health literacy mainly comply with recommendations of the academic circle by applying multidimensional constructs and mixing up measurement approaches to capture health literacy comprehensively. Nonetheless, there is still a dependence on assessment formats, rooted in functional literacy measurement contradicting the widespread call for new instruments. All things considered, **there is no clear "consensus" on HL measurement but a convergence to more comprehensive tools!**

There is no clear "consensus" on HL measure but a convergence to more comprehensive tools!

1. 세계적으로 가장 많이 쓰인 HL 도구는?

Table 5.1: Most mentioned or cited health literacy measurement tools (listed by total)

Health literacy measurement tool	Year range of PubMed mentions or citations	Total number of mentions or citations	Average mentions or citations per year
TOFHLA	1995-2017	185	8.4
REALM	1991-2017	167	6.4
NVS	2005-17	86	7.2
Chew or BHLS or SILS	2004-17	53	4.1
eHEALS	2006-17	45	4.1
HLS-EU	2012-17	39	7.8
HLQ	2013-17	22	5.5

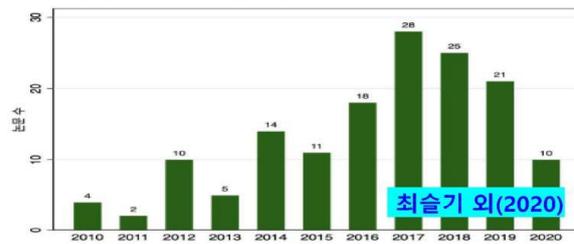
Others: SAHLSA (Short Assessment of Health Literacy for Spanish-speaking Adults) – 6; HALS (Health Activities Literacy Scale) – 3; NUMi (Numeracy Understanding in Medicine Instrument) – 3; HLSI (Health Literacy Skills Instrument) – 2.

Pleasant et al (2019)

1. HL 국내 연구동향

최슬기 외(2020) ~2020년 6월, n=147 ; 감지숙 외(2020) ~ 2019년 12월 n=186
이민 외(2018) ~2016년 11월, n=88 ; 강수진,이미숙(2015)~2014년12월 n=41

[그림 2-4] 연도별 헬스리터러시 논문의 수



[그림 3] 연도별 문헌 분포 현황



Fig. 2. 연도별 건강정보이해력 관련 국내 논문 출판 추이.

- 국내 최초? 2005년 김성수 외
- 연도별 추이? 2012년 이후 증가 ~
- *국내 장 많이 사용한 '용어'와 '정의'?
- > 용어: 건강정보이해능력(최슬기 54.8% ; 감지숙 49.4%; 강수진 32.4%; 이민 23%) > 건강문해력, 헬스리터러시, 의료정보 이해/활용능력..
- > 정의: 미국의학연구소(IOM), WHO, Sorensen et al., 미 보건부(US DHHS) HP2010, 저자가 직접 종합 정의..

1. HL 국내 연구동향

최슬기 외(2020) ~2020년 6월, n=147 ; 이민 외(2018) ~2016년11월, n=88
 이승미 외(2016) - 약물역학 & HL 측정도구 고찰

연번	측정 도구	횟수
1	Rapid Estimate of Adult Literacy in Medicine (REALM) Korean Health Literacy Assessment Test (KHLAT)	14
2	Test of Functional Health Literacy in Adults (TOFHLA) Korean Functional Health Literacy Test (KFHLT)	12
3	Newest vital sign (NVS)	8
4	Chew's Questionnaire s-Test of Functional Health Literacy in Adults (s-TOFHLA)	12
5	Korean Health Literacy Scale for Elderly (KHLSE)	6
6	Korean Health Literacy Instrument (KHLI)	2
7	구강 건강정보이해력	9
8	정신 건강정보이해력	7
9	e-Health literacy (eHEALS)	4
10	가려특정 질환(가세 개발)	8

가장 많이 이용한 측정도구?

- ✓ REALM > TOFHLA, Chew's (이민 외)
- ✓ Chew's > e-HL > KHLAT, KFHLT... (최슬기 외)
- REALM 계열 : KHLAT ... TOFHLA 계열: KFHLT...

Table 3. 국내 건강정보 이해능력(

출처	연구대상	측정 도구
김성수(2005) ¹²⁾	일반인 117명	REALM을 기반으로 '한국형 의료정보 이해능력측정도구(KHLAT)' 개발
김수현(2008) ¹³⁾	노인 103명	TOFHLA와 미국 교육청 실인의 의료정보 이해능력에 대한 연구(2006)를 바탕으로 자체 수정 개발한 15문항의 '한국형 기능적 의료정보 이해능력 도구(KFHLT)'
이태화(2008) ²⁷⁾	노인 411명	이해 및 수리영역 14문항, 용어영역 11문항으로 구성된 '한국형 건강문해측정도구(KHLS)'
이수현(2011) ¹⁷⁾	초,중,고 학생 2,673명	KHLAT (2)를 이용하여 KHLAT (4)를 개발하여 KHLAT (2), (4)로 측정
김정은(2011) ³⁴⁾	일반인 400명	NVS: 식품 영양분석표 이해능력 측정(숫자기억, 수학적인 계산능력, 제품 내 위험성분들에 대한 확인 능력)
강수진(2012) ⁵⁶⁾	중년성인 315명	자가평가적 정보이해능력(Chew, 2004) 15문항, 기능적 건강정보이해능력(Kang, 2011) 중 기능적 건강정보이해능력에 해당하는 6문항 측정
이태화(2013) ²⁹⁾	노인 543명	'한국형 건강문해측정도구(KHLS)'에서 이해 및 수리영역 7문항, 용어영역 5문항으로 측정

이승미 외(2016)

REALM을 기반으로 '한국형 의료정보 이해능력측정도구(KHLAT)' 개발
 TOFHLA와 미국 교육청 실인의 의료정보 이해능력에 대한 연구(2006)를 바탕으로 자체 수정 개발한 15문항의 '한국형 기능적 의료정보 이해능력 도구(KFHLT)'
 이해 및 수리영역 14문항, 용어영역 11문항으로 구성된 '한국형 건강문해측정도구(KHLS)'
 KHLAT (2)를 이용하여 KHLAT (4)를 개발하여 KHLAT (2), (4)로 측정
 NVS: 식품 영양분석표 이해능력 측정(숫자기억, 수학적인 계산능력, 제품 내 위험성분들에 대한 확인 능력)
 자가평가적 정보이해능력(Chew, 2004) 15문항, 기능적 건강정보이해능력(Kang, 2011) 중 기능적 건강정보이해능력에 해당하는 6문항 측정
 '한국형 건강문해측정도구(KHLS)'에서 이해 및 수리영역 7문항, 용어영역 5문항으로 측정

보건교육건강증진학회지 제39권 제4호(2022. 10) pp.39-53
 Korean J Health Educ Promot, Vol.39, No.4 (2022)
 (천희란, 김수현, 박은자, 2022)

우리나라 헬스리터러시 측정 도구의 연구 동향 분석: 주제범위 문헌고찰(Scoping review)

천희란, 김수현, 박은자***

*충원대학교 보건행정학과 부교수, **경북대학교 간호대학 교수, ***한국보건사회연구원 건강정책연구소 연구위원

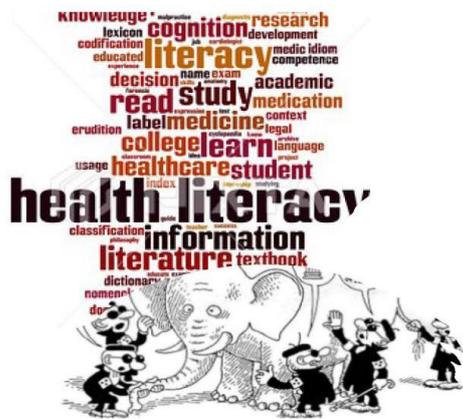
Health literacy measures in South Korea: A scoping review

- **Objectives:** This study aims to provide a descriptive review of the published health literacy measurement tools developed and validated in South Korea. **Methods:** Using Scoping Review methods, a literature review was conducted by scanning international and Korean databases (PubMed, CINAHL, Scopus, RISS, SCIENCEON, KoreaMed). Among the 181 articles explored, 26 were included in the review. **Results:** Of the 26 articles (27 tools) reviewed, 17 measured general health literacy, while 9 were content/context specific. Among the 17 general health literacy measures, 12 tools were translated (from REALM, NVS, Chew, HLS-EU, and HL-SDHQ) and five were newly developed in the Korean context. Except for the REALM-family measures, all the general health literacy instruments apply multi-dimensional characteristics. Most health literacy measures had acceptable reliability ($\alpha > .70$) and reported a diverse validation process (81% of the 26 articles). **Conclusion:** Newly developed health literacy measures need to be validated in a cultural and language-specific context. Future health literacy measures should focus on specific information concerning health literacy measures, such as time for evaluating literacy status, representative sampling for testing, and understudied populations, such as young individuals. Future systematic reviews should be conducted with further rigorous quality assessment of the health literacy instruments in Korea.

<Table 3> Development and validation of the health literacy measure in South Korea

(천희란, 김수현, 박은자, 2022)

Year	First Author	HL category	HL measure	No. of items	Conceptual dimensions	OB vs SB	Originality (T : translated)	Reliability	Cronbach's α	Validation	Validation methods
General HL											
2005	Kim SS	general	KHLAT	66	medical words	OB	REALM_T	Yes	$\alpha=.97$	No	
2009	Kim SH	general	KFHLT	15	numeracy, reading comprehension	OB	Developed (TOFHLA+NAAL)	Yes	$\alpha=.82$, .78	Yes	content
2009	Lee TW	general	KHLS	24	comprehension, numeracy, health-related terms	OB	Developed	Yes	$\alpha=.89$	Yes	content (CVD), construct, RASCH
2010	Kim SH	general		15	understand, apply	SB	Chew_T	Yes	$\alpha=.91$	No	
2011	Kim JE	general	NVS	6	numeracy +comprehension	OB	NVS_T	Yes	$\alpha=.76$	Yes	content, convergent
2011	Lee SH	general	KHLAT	66	medical words	OB	REALM_T	Yes	$\alpha=.97$	No	
2013	Choi KH	general	K-REALM	66	medical words	OB	REALM_T	Yes	$\alpha=.98$	Yes	criterion
2014	Kang SJ	general	KHLI	18	functional, interactive, critical	OB	Developed	Yes	$\alpha=.66$, .64, .54	Yes	content, construct IRT
2017	Kim SH	general	S-KHLT	8	numeracy, reading comprehension	OB	Modified	Yes	$\alpha=.84$	Yes	IRT construct, ROC curve
2018	Chun H	general	Chew8	8	understand, apply	SB	Chew_T	Yes	$\alpha=.90$	Yes	content, construct discriminant, criterion
2019	Kim JE	general	HLS-47	47	HC, DP, HP	SB	HLS-EU-Q47_T	No		No	
2019	Kim S	general	HLS-39	39	access, understand, appraise, apply	SB	HLS-EU-Q47_T	No		Yes	content, construct
2019	Cho M	general	K-HL-SDHQ	33	access, understand, appraise, apply	SB	HL-SDHQ_T	Yes	$\alpha=.92$	Yes	content, construct discriminant
2020	Chun H	general	HLS-Q16	16	HC, DP, HP	SB	HLS-EU-16_T	Yes	$\alpha=.86$	No	
2020	Seo YJ	general	HLS_SF_K12	12	HC, DP, HP	SB	HLS-EU-12_T	Yes	$\alpha=.89$	Yes	content (CVD), construct, discriminant
2021	Han HW	general	HLS-EU-Q47	47	access, understand, appraise, apply	SB	HLS-EU-Q47_T	Yes	$\alpha=.81-.91$	Yes	contents but, No number
2021	Park SK	general	KHLI-C	29	reading, numeracy	Mixed	Developed	Yes	$\alpha=.85$	Yes	content, construct criterion IRT



1. 헬스리터러시 연구동향
2. 측정관련 개념/이슈/도구
3. 논의 및 결론: 국가정책(HP2030)에서 헬스리터러시

2. "Evolving" Health Literacy

- From **clinical/medical** to **public** health literacy

HL as a clinical "risk factor" vs. as an "asset"

- From **functional** to **interactive/critical** health literacy

✓ **Functional HL:** the ability to read and write in a "medical" context

✓ **Interactive HL:** communicative, social, and personal skills that are necessary to function in the health system

✓ **Critical HL:** cognitive skills of information seeking, decision making, problem solving, critical thinking

(Nutbeam, 2000, 2008)



Don Nutbeam

41.14 · The University of Sydney

2. Integrated model of Health Literacy (WHO 모형)

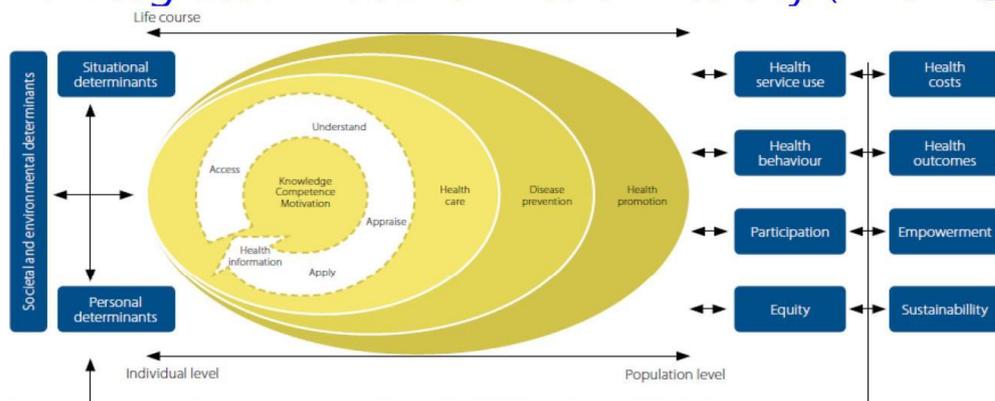


Table 4 The matrix with four dimensions of health literacy applied to three health domains

	Access/obtain information relevant to health	Understand information relevant to health	Process/appraise information relevant to health	Apply/use information relevant to health
Health care	Ability to access information on medical or clinical issues	Ability to understand medical information and derive meaning	Ability to interpret and evaluate medical information	Ability to make informed decisions on medical issues
Disease prevention	Ability to access information on risk factors for health	Ability to understand information on risk factors and derive meaning	Ability to interpret and evaluate information on risk factors for health	Ability to make informed decisions on risk factors for health
Health promotion	Ability to update oneself on determinants of health in the social and physical environment	Ability to understand information on determinants of health in the social and physical environment and derive meaning	Ability to interpret and evaluate information on health determinants in the social and physical environment	Ability to make informed decisions on health determinants in the social and physical environment



Kristine Sorensen

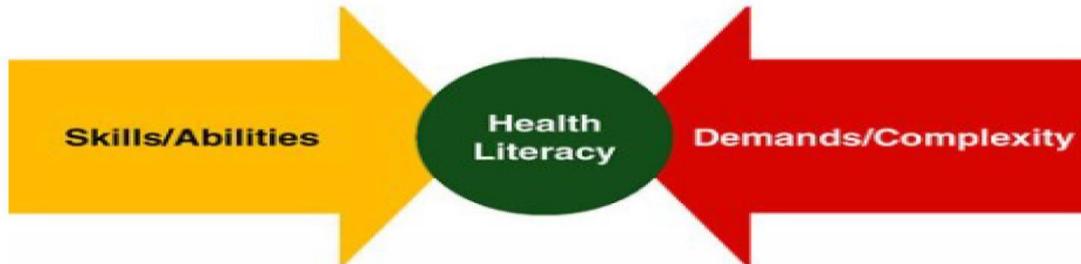
Global Health Literacy Academy
36.5 · MSc Public Health Science; PhD

(Sorensen et al., 2012)

Health literacy and public health: A systematic review and integration of definitions and models

2. Health literacy framework

(Parker, 2009)



Health literacy is the product of individuals' capacities and the health literacy-related demands and complexities of the health care system (Brach et al. 2012)

2. 헬스리터러시 측정 도구 dB

<https://healthliteracy.bu.edu>

Health Literacy Tool Shed
A database of health literacy measures

Search by Name of Measure



Michael K. Paasche-Orlow, MD, MA,
MPH
PROFESSOR, MEDICINE

Health Literacy Tool Shed

Find the right health literacy measurement tool for your research.

Find Measures ▶

Your Results: 6 matching measures

Sort by: Measure Name A-Z (Def)

Language of validated version

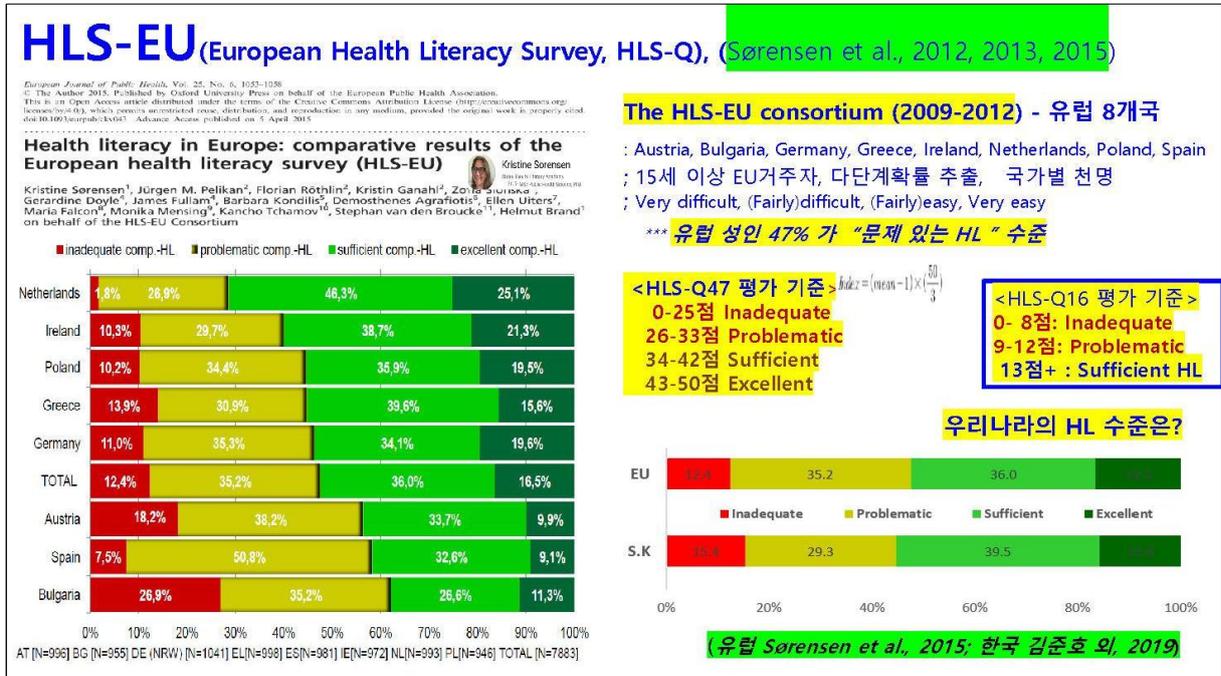
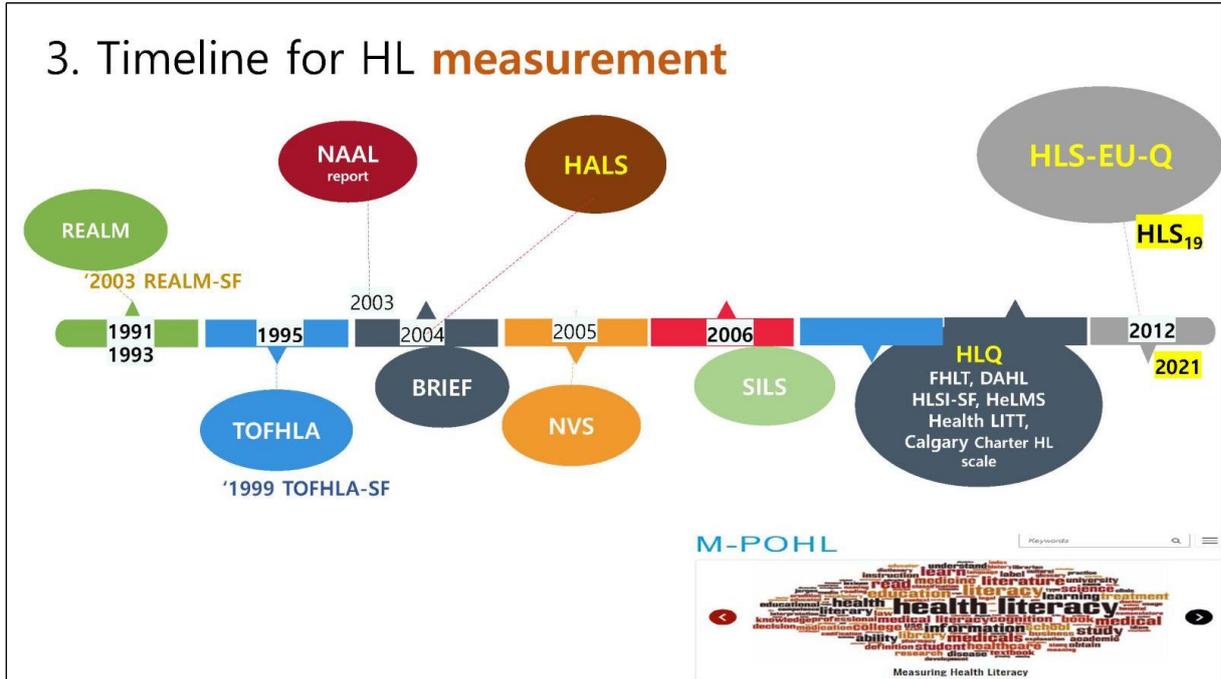
- Digital health Literacy Instrument and Ehealth Literacy Scale - K-DHLI and K-eHEAL
- Health Literacy Scale in Korean - HLS-K
- Korean Health Literacy Instrument - KHLI
- Korean Health Literacy Scale - KHL-S
- Korean Health Literacy Scale for Diabetes Mellitus - KHL-S-DM
- Short Version of the Korean functional Health Literacy Test - S-KHL-T

- Arabic
- Burmese
- Cantonese
- Croatian
- Danish
- Dutch
- English
- French
- German
- Greek
- Hebrew
- Hindi
- Indonesian
- Italian
- Japanese
- Kazakh
- Korean

Your Results: 217 matching measures

(as of Nov 18, 2022)

- HL domain measured..
- Specific context
- Modern approach (ie. IRT or Rasch)
- Sample size





HLS₁₉
Health Literacy Survey 2019
a project of M-POHL

M-POHL - Action Network on Measuring Population and Organizational Health Literacy of EHIL - WHO-Europe

HLS-Q Questionnaire
HLS-Q47 (+ HLS-Q16, HLS-Q6)
HLS-Q12 - Asian studies
HLS₁₉-Q12 - by HLS₁₉

In the HLS₁₉ project the HLS₁₉-Q47 and two short forms, the HLS₁₉-Q16 and the HLS₁₉-Q12 were developed to measure General health literacy (HL). The HLS₁₉-Q12 was validated in 17 countries.

- **Digital HL** (instrument: HLS₁₉-DIGI),
- **Communicative HL** with physicians in healthcare (instruments: HLS₁₉-COM-P-Q11 (long form) and HLS₁₉-COM-P-Q6 (short form)),
- **Navigational HL** (instrument: HLS₁₉-NAV),
- **Vaccination HL** (instrument HLS₁₉-VAC)

Table 1. Categorization of the items in the HLS₁₉-Q12 (2021)

Health literacy	Access/obtain information relevant to health	Understand information relevant to health	Appraise/judge/evaluate information relevant to health	Apply/use information relevant to health
Health care	1/CORE-HL4	2/CORE-HL7	3/CORE-HL10	4/CORE-HL16
Disease prevention	5/CORE-HL18	6/CORE-HL23	7/CORE-HL24	8/CORE-HL31
Health promotion	9/CORE-HL32	10/CORE-HL37	11/CORE-HL42	12/CORE-HL44

(HLS19 Consortium, 2021)

<국내>

김준호 외(2019) 우리나라 국민의 건강정보이해력 수준과 사회경제적 특성 및 건강행태와 관계 <연구방법: 2016년 전국 19세 이상 -80세 이하 1천명, 층화추출, 대면면접; **HLS-47문항**>

김성은 외(2019) 일반 성인의 건강문해력의 하위 차원과 건강관련 행위간의 관계 <연구방법: 2016년 전국 18세 이상, 685명, 도시/농어촌 균등할당표집; 온라인 조사; **HLS-39, CFA 타당도 검증 후 39문항**>

천희란,이주열(2020) 고령자의 헬스리터러시 관련 요인: HLS-EU-Q16 측정도구 활용 <연구방법: 2019년 서울 거주 만60-79세 고령자 302명, 성,연령,권역별 인구비례할당추출, 대면조사> **HLS-16, 단축형 16문항**

서영주 외(2020) 성인 대상 한국어판 단축형 건강정보이해능력 측정도구의 타당도와 신뢰도 검증 <연구방법: 편의샘플, 2019년 대전 병원 2곳, 25-64세 환자 204명, : **Doung et al.,(2017) Asian- HLS-EU-SF12 도구 타당도 검증, 단축형 12문항**>

한희원 외(2021) 한국판 건강문해력 측정도구(HLS-EU-Q47) 개발 및 노인 대상 적용 <연구방법: 편의샘플, 65세 이상 고령자 254명, 유선 전화조사> **HLS-EU-47**

2. Health Literacy 측정 시 확인할 사항?

- ‘헬스리터러시’ 도구가 ‘일반 리터러시’와 얼마나 잘 구분 가능한가?
- 개인이 건강정보를 획득하고 분석하고 활용할 수 있는 능력을 얼마나 보여줄 수 있는가?
- 현재 도구는 보건의료와 공중보건 개선 노력을 얼마나 잘 보여주는가?
- 측정도구가 불평등을 포함할 수 있는가?

IOM (2009)

1. 헬스리터러시 연구동향
2. 측정관련 개념/이슈/도구
3. 논의 및 결론: 국가정책(HP2030)에서 헬스리터러시 모니터링

3. 제5차 국민건강증진종합계획

건강생활 실천 • 금연 • 절주 • 영양 • 신체활동 • 구강건강	원신건강 관리 • 자살예방 • 치매 • 중독 • 자해사망 • 원상건강	비감염성질환 예방관리 • 암 • 신장질환 위험 • (고혈압, 당뇨) • 비만	감염 및 환경성질환 예방관리 • 감염병예방 및 관리(결핵, 에이즈, 독감, 수두, 인플루엔자, 소아기 등 포함) • 감염병의 예방(예방접종 포함) • 기후변화상징물(미세먼지, 폭염, 한파 등)	인구집단별 건강관리 • 영유아 • 청소년(학생) • 여성(여성, 사춘기 포함) • 노인 • 장애인 • 장애인 • 근로자 • 군인	건강문화의 환경 구축 • 건강문화적행태도 향상 • 건강정보이용인식 • 직업적응기술역량 • 제원하면 및 운영 • 지역사회지원 • 건강사업 확산 • 및 커뮤니케이션 구축
--	--	---	---	--	--

총 49개 지표

- 건강친화적법제도개선(4)
- 혁신적 기술의 적용(2)
- 재원마련 및 운용(1)
- 지역사회자원확충 거버넌스 구축(3)

대표지표

- 성인남성 적절한 건강정보 이해능력 수준 (30년 70%)
- 성인여성 적절한 건강정보 이해능력 수준 (30년 70%)

관리지표

- 건강정보 이해능력 측정도구 개발**
 - 건강정보 이해능력 측정도구 개발
 - 건강정보 이해능력 측정 보완, 개편
 - 인구집단별 건강정보 이해능력 현황 조사
- 건강정보 활용 교육체계 구축**
 - 인구집단별 건강정보 이해능력 향상 교육
 - 의료제공에서 보건의사소통 수준 개선

건강정보 이해력

건강정보 이해 및 활용능력 제고를 통한 건강 형평성 제고

- 건강정보 이해능력에 대한 주기적 모니터링
- 건강정보 활용 교육 체계 구축
- 건강정보 제공 체계 구축 및 모니터링

추진과제

- 건강정보 이해능력 측정도구 개발**
 - 건강정보 이해능력 도구 개발을 위한 연구 지원
- 건강정보 이해능력 현황조사**
 - 연구조사 체계 구축 연구조사
 - 건강정보 이해능력 향상을 위한 중재연구 지원
 - 인구집단별 건강정보 이해능력 현황조사
- 건강정보 활용 체계 구축**
 - 인구집단별 건강정보 이해능력 향상 교육
 - 건강정보 활용 교육자료 개발
 - 퇴원환자 교육에서 건강정보 활용 교육
 - 서비스 이용자의 건강정보 이해능력에 맞춘 보건의료 서비스 제공 역량 향상
- 건강정보 제공 체계 구축 및 모니터링**
 - 건강정보 제공 사이트 정보 질 관리
 - 보건의료 관련 공공기관의 건강정보 제공의 이용자 사용성 개선
 - 부적절한 건강정보 유통현황 모니터링 및 소통체계 구축 강화

2022 보건교육건강증진학회 춘계학회
한국건강증진개발원 오유미

세부지표 HP2030
건강친화적 환경 구축
Source: 한국건강증진개발원

건강친화적 법제도 개선
건강정보 이해력 제고
혁신적 정보기술의 적용
자원마련 및 운용

대과제

- 건강정보 이해 및 활용능력 제고를 통한 건강 형평성 제고

세부 과제내용

- 건강정보 이해능력에 대한 주기적 모니터링
- 건강정보 활용 교육 체계 구축
- 건강정보 제공 체계 구축 및 모니터링

세부 추진계획

- 건강정보 이해능력에 대한 주기적 모니터링**
 - 국내 건강정보 이해능력 조사도구 개발 및 주기적 실태조사 실시
 - 건강증진 전략개발을 위한 근거 마련 및 건강정보 효과적 제공 방안 개발
- 건강정보 활용 교육 체계 구축**
 - 인구집단에 특화된 건강정보이해능력 향상을 위한 교육자료 개발과 보건소, 공공병원, 학교 등과 연계하여 교육 제공
 - 매월 핵심적인 건강생활 실천 메시지 개발 및 캠페인 실시
- 건강정보 제공 체계 구축 및 모니터링**
 - 건강정보 종합 포털을 통해 국가 차원의 검증된 건강정보 제공, 건강정보 집필 역량 향상과 사용자 참여 기회 제공
 - 보건의료 관련 공공기관의 건강정보 표준메타지침 제정 및 통합 운영방안 마련, 개발된 정보 확산을 위한 이용자 사용성 개선
 - 민간 건강제공 사이트의 표준관리지침을 제정하여 정보 질 관리, 부적절한 건강정보 유통 현황 모니터링 체계 구축

Q. 우리나라 국가조사에서 사용할 헬스리터러시 도구는?

Q. 국민의 헬스리터러시 모니터링 자료원?

Q. 목표 수준?

3. 우리나라 국민의 일반적 헬스리터러시 수준은?

<Table 1> General health literacy levels by country

	AT	BE	BG	CH	CZ	DE	DK	FR	HU	IE	IL	IT	NO	PT	RU	SI	SK	EU17	CHI	USA
Limited	32	62	57	49	47	72	47	44	41	43	52	58	46	30	49	25	59	46	90	36
Adequate	68	38	43	51	53	28	53	56	59	57	48	42	54	70	51	75	41	54	10	64

Notes. AT=Austria; BE=Belgium; BG=Bulgaria; CZ=Czech Republic; DK=Denmark; FR=France (FR); DE=Germany; HU=Hungary; IE=Ireland; IL=Israel; IT=Italy; NO=Norway; PT=Portugal; RU=Russian Federation; SK=Slovakia; SI=Slovenia; CH=Switzerland; EU17=EU 17 countries; CHI=China; US=United States of America.

Sources. The HLS19 Consortium of the WHO Action Network M-POHL, 2021; Liu, Huang, Li, Chen, & He, 2022; Vernon, Trujillo, Rosenbaum, & DeBuono, 2016.

우리나라 헬스리터러시 국가정책 방향

박동진, 고광욱, 이주열(2022)

*한림대학교 광고홍보학과 교수, **고신대학교 의과대학 교수, ***남서울대학교 보건행정학과 교수

Direction of national policy for health literacy in Korea

<Table 4> Health literacy survey results

	Hallym Univ. (2016.01)	NECA (2016.11)	KAMOS (2019.05)	KIHASA (2020.10)
Sample size	1,000	1,000	1,500	1,002
Data collection	online	face-to-face	face-to-face	online
Measurement	HLS-EU-Q47	HLS-EU-Q47	HLS-EU-Q16	HLS-EU-Q16
Health literacy levels (inadequate & problematic)	64.2%	44.7%	43.2%	70.9%
Sources	Park, 2016	Kim, Park, & Kang, 2019	Park, 2019	Choi et al., 2020

3. 헬스리터러시 모니터링 자료원과 도구?

지역사회건강조사(2021), 한국의료패널(2021부가조사), 국민건강영양조사(조주희 외, 도구개발, 2023년 조사예정?)

【건강정보 이해능력】	
1. 의사, 간호사, 한의사 혹은 다른 의료진이 발표 설명하는 내용을 이해하는 것이 얼마나 어렵습니까?	① 아주 쉽다 ② 어느정도 쉽다 ③ 다소 어렵다 ④ 매우 어렵다
2. 신문, 인터넷, 한의정보 등 발표 쓰인 건강정보를 이해하는 것이 얼마나 어렵습니까?	① 아주 쉽다 ② 어느정도 쉽다 ③ 다소 어렵다 ④ 매우 어렵다 ⑤ 글로 쓰인 건강정보에 주의를 기울이지 않는다

1	걱정되는 질병의 치료와 관련한 정보를 찾는 것은
2	아플 때 전문적 도움(의사, 약사 등)을 어디에서 받을 수 있는 지 알아내는 것은
3	의사가 내게 말한 것을 이해하는 것은
4	처방된 약의 복용 방법에 대한 의사나 약사의 설명을 이해하는 것은
5	의사에게 진료를 받은 후 추가로 다른 의사의 진료를 받을 필요가 있는 지 판단하는 것은
6	내 질병치료를 위한 의사결정을 할 때 의사로부터 얻은 정보를 활용하는 것은
7	의사나 약사가 말한 지시를 따르는 것은
8	스트레스나 우울과 같은 정신건강문제를 관리하는 방법에 관한 정보를 찾는 것은
9	흡연, 음동부족, 과음과 같은 행동에 대한 건강 위험 경고를 이해하는 것은
10	나에게 왜 건강검진이 필요한 지를 이해하는 것은
11	미디어(인터넷, TV, 신문 등)에서 얻은 건강 위험에 대한 정보가 믿을만한지 판단하는 것은
12	미디어(인터넷, TV, 신문 등)에서 얻은 정보에 따라 질병으로부터 나를 보호하는 방법을 결정하는 것은
13	나의 정신건강에 도움이 되는 활동(명상, 운동, 걷기 등)을 알아내는 것은
14	건강에 대한 가족이나 친구의 조언을 이해하는 것은
15	어떻게 하면 더 건강할 수 있는지 미디어(인터넷, TV, 신문 등)가 제공하는 정보를 이해하는 것은
16	나의 일상적 행동이 내 건강과 어떤 관련이 있는지 판단하는 것은
매우 어렵다(1점) - 매우 쉽다(4점), 점 모른다	

1	필요한 예방 검종이 무엇인지 판단할 수 있습니까?
2	나의 스트레스, 우울 증상과 같은 정신 건강 문제로 생기는 위험의 정도를 이해할 수 있습니까?
3	과음, 흡연, 운동 부족으로 생긴 수 있는 건강 이상 징후가 무엇인지 알고 있습니까?
4	일상생활의 행동 가운데 어떤 것이 건강에 영향을 미치는지 판단할 수 있습니까?
5	진료할 때 의사의 설명과 지시를 이해할 수 있습니까?
6	음식 상황이 생겼을 때 먼저 해야 할 일이 무엇인지 판단할 수 있습니까?
7	의사나 약사가 설명해 주는 약 먹는 방법을 이해할 수 있습니까?
8	병원에서 받은 환자용 교육 자료를 이해할 수 있습니까?
9	인터넷이나 미디어에서 얻은 건강 정보가 믿을 만한 것인지 판단할 수 있습니까?
10	인터넷이나 미디어에서 얻은 건강 정보를 건강과 관련한 행동이나 의사결정에 활용할 수 있습니까?
*1=전혀 그렇지 않다 ~ 4=매우 그렇다	

3. 제언 및 결론

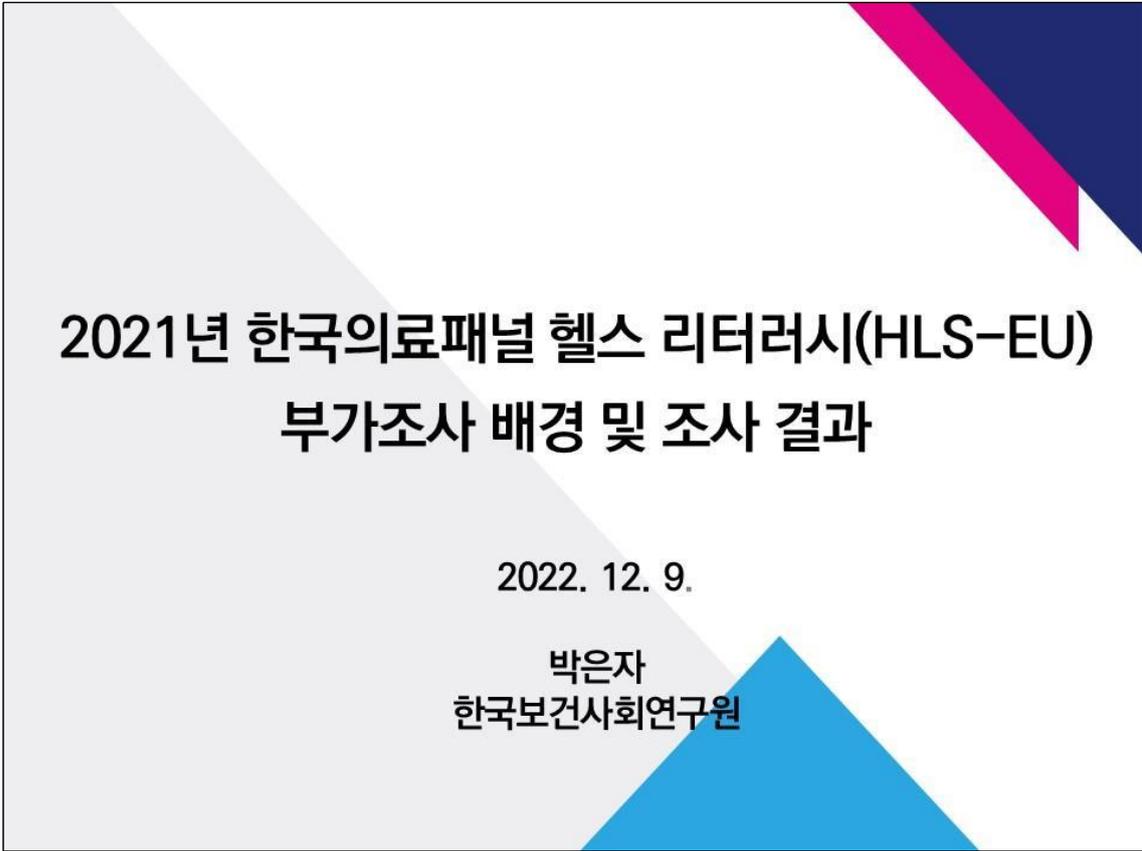
- 포괄적 HL 개념 + 이론에 기반한 + 다차원적 도구
- Medical/Clinical HL 보다는 **공중보건학적 HL** 측정 도구
- **Critical & Communicative HL** 특성 포함
- **Individual + System health literacy**
- 일반적 HL (core 도구) + Navigational(organizational) HL, Digital HL
- 복수의 타당화 방법 + 현대적 방법론 포함한 타당화 연구
- 인구집단의 특성을 반영하는 표본 + **다양한 인구집단 대상으로** 도구개발.검증연구
- 한국적 헬스리터러시 맥락에서 '소외된 목소리' 파악 + 다양한 인구집단 HL 측정
- 시계열적 비교, 국제비교 고려

Thank you!



2021년 한국의료패널 헬스 리터러시(HLS-EU) 부가조사 배경 및 조사 결과

박은자 | 한국보건사회연구원



2021년 한국의료패널 헬스 리터러시(HLS-EU) 부가조사 배경 및 조사 결과

2022. 12. 9.

박은자
한국보건사회연구원

목 차

-  1. 건강정보 이해·활용능력

 2. HLS-EU

 3. 조사배경

 4. 건강정보 이해·활용능력 조사 사전연구

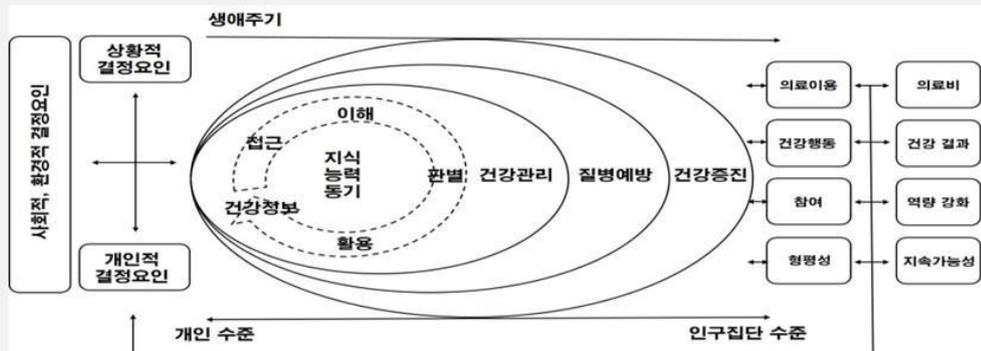
-  5. 건강정보 이해·활용능력 조사(2021년 부가조사)

 6. 건강정보 이해·활용능력 조사 결과

1 건강정보 이해·활용능력

정의

- 보건의료 환경에서 글을 읽고 숫자를 이해하는 능력
- 건강과 관련된 결정을 할 때 필요한 건강정보를 확인하고 판단하며 활용할 수 있는 개인의 지식, 동기 부여 및 역량 (Sørensen et al., 2012)



1 건강정보 이해·활용능력

⊕ 건강정보 이해·활용능력과 건강

- 연령, 교육수준, 만성질환 수에 따라 건강정보이해능력이 달라지며 건강정보이해능력은 건강수준, 만성질환 관리 등에 영향을 미침.
- 노인의 병의원이용정보와 약물복용정보 이해능력



출처: 박은자, 정연 (2020), 노인의 복합만성질환과 병의원이용·약물복용정보 문해력의 관련성 분석, 보건사회연구, 제 40 권 제 2 호, 222-243.

4

1 국내 건강정보 이해·활용능력 측정

Year	First Author	HL category	HL measure	No. of items	Conceptual dimensions	OB vs SB	Originality (T : translated)	Reliability	Cronbach's α	Validation	Validation methods
General HL											
2005	Kim SS	general	KHLAT	66	medical words	OB	REALM_T	Yes	$\alpha=.97$	No	
2009	Kim SH	general	KFHLT	15	numeracy, reading comprehension	OB	Developed (TOFHILA+NAAL)	Yes	$\alpha=.82, .78$	Yes	content
2009	Lee TW	general	KHLS	24	comprehension, numeracy, health-related terms	OB	Developed	Yes	$\alpha=.89$	Yes	content (CVD, construct, RASCH)
2010	Kim SH	general		15	understand, apply	SB	Chew_T	Yes	$\alpha=.91$	No	
2011	Kim JE	general	NVS	6	numeracy +comprehension	OB	NVS_T	Yes	$\alpha=.76$	Yes	content, convergent
2011	Lee SH	general	KHLAT	66	medical words	OB	REALM_T	Yes	$\alpha=.97$	No	
2013	Choi KH	general	K-REALM	66	medical words	OB	REALM_T	Yes	$\alpha=.98$	Yes	criterion
2014	Kang SJ	general	KHLI	18	functional, interactive, critical	OB	Developed	Yes	$\alpha=.66, .64, .54$	Yes	content, construct, IRT
2017	Kim SH	general	S-KHLT	8	numeracy, reading comprehension	OB	Modified	Yes	$\alpha=.84$	Yes	IRT construct, ROC curve
2018	Chun H	general	Chew8	8	understand, apply	SB	Chew_T	Yes	$\alpha=.90$	Yes	content, construct, discriminant, criterion
2019	Kim JE	general	HLS-47	47	HC, DP, HP	SB	HLS-EU-Q47_T	No		No	
2019	Kim S	general	HLS-39	39	access, understand, appraise, apply	SB	HLS-EU-Q47_T	No		Yes	content, construct
2019	Cho M	general	K-HL-SDHQ	33	access, understand, appraise, apply	SB	HL-SDHQ_T	Yes	$\alpha=.92$	Yes	content, construct, discriminant
2020	Chun H	general	HLS-Q16	16	HC, DP, HP	SB	HLS-EU-16_T	Yes	$\alpha=.86$	No	
2020	Seo YJ	general	HLS_SF_K12	12	HC, DP, HP	SB	HLS-EU-12_T	Yes	$\alpha=.89$	Yes	content (CVD, construct, discriminant)
2021	Han HW	general	HLS-EU-Q47	47	access, understand, appraise, apply	SB	HLS-EU-Q47_T	Yes	$\alpha=.81-.91$	Yes	contents but. No number
2021	Park SK	general	KHLI-C	29	reading, numeracy	Mixed	Developed	Yes	$\alpha=.85$	Yes	content, construct, criterion IRT

출처: 천희란, 김수현, 박은자, (2022). 우리나라 헬스리터러시 측정 도구의 연구 동향 분석: 주제범위 문헌고찰 (Scoping review), 보건교육건강증진학회지, 제39권 제4호, 39-53.

5

HLS-EU

2 European Health Literacy Survey (HLS-EU)

- 유럽국가 9개국(오스트리아, 불가리아, 독일, 그리스, 아일랜드, 네덜란드, 폴란드, 스페인)으로 구성된 HLS-EU 컨소시움에서 개발
- Sørensen et al.(2012)의 포괄적 다차원적 건강정보 이해능력 개념을 사용하여 건강정보 이해능력을 측정
- 건강정보에 대한 접근, 이해, 판별, 활용에 대해 의료 16개 문항, 질병 예방 15개 문항, 건강증진 16개 문항으로 구성(47개 문항)
- HLS-EU-Q47: 김준호, 박종연, 강신희(2019)대면 조사, 19세 이상 성인 1,000명
: 한희원 외(2021). 전화조사, 65세 이상 노인 254명
- HLS-EU-Q16: 천희란, 이주열(2020)대면 조사, 60세 이상 노인 302명
- HLS-EU-Q12: 서영주 외(2020)대면 조사, 20-65세 성인 병원 이용자 204명

2 European Health Literacy Survey (HLS-EU)

	건강 관련 정보 접근/획득	건강 관련 정보 이해	건강 관련 정보 처리/판별	건강 관련 정보 활용/이용
건강 관리	건강 관리나 임상적 주제에 대한 정보에 접근하는 능력	의료 정보와 의미를 이해하는 능력	의료 정보를 해석하고 평가하는 능력	의료 관련 문제에 대해 정보에 근거한 의사결정을 하는 능력
질병 예방	건강위험요인 관련 정보에 접근하는 능력	건강위험요인 관련 정보와 의미를 이해하는 능력	건강위험요인 관련 정보를 해석하고 평가하는 능력	건강위험요인과 관련하여 정보에 근거한 의사결정을 하는 능력
건강 증진	사회적, 물리적 환경의 건강 결정요인과 관련된 최신 정보를 스스로 찾는 능력	사회적, 물리적 환경의 건강 결정요인과 관련된 정보를 이해하고 의미를 이해하는 능력	사회적, 물리적 환경의 건강 결정요인 관련된 정보를 해석하고 평가하는 능력	사회적, 물리적 환경의 건강 결정요인과 관련하여 정보에 근거한 의사결정을 하는 능력

• Sorensen et al., (2012). Health literacy and public health: A systematic review and integration of definitions and models. *BMC Public Health*, 12, 80. 최슬기 외(2021).

2 European Health Literacy Survey (HLS-EU)

• HLS-EU-Q47(한국어 버전, 계속)

영역	관련 요인	측정 문항	응답(✓표기)			
			매우 어려움	어려움	그리함	매우 그리함
건강 관리	건강 관리	의사가 설명하는 내용을 이해하나요?				
		약봉지에 쓰인 설명을 이해하나요?				
		응급상황에서 어떻게 해야 하는지 아나요?				
건강 정보 이해	질병 예방	의사나 약사가 설명하는 약 먹는 방법을 이해하나요?				
		과음, 흡연, 운동부족으로 인한 건강상의 이상 징후를 이해하나요?				
		예방접종이 필요한 이유를 알고 있나요?				
건강 증진	건강 관리	건강검진이 필요한 이유를 알고 있나요?				
		식료를 포장지에 쓰인 설명을 이해하나요?				
		텔레비전이나 신문에 나온 건강정보를 이해하나요?				
건강 정보 적용	질병 예방	마음을 편안하게 유지하는 방법을 알고 있나요?				
		건강에 대한 가족과 친구의 조언을 이해하나요?				
		응급상황이 발생하면 구급차를 부를 수 있나요?				
건강 증진	건강 관리	의사와 약사의 지시를 따를 수 있나요?				
		질병에 관한 관리를 할 때 의사가 준 정보를 활용하나요?				
		약을 먹는 방법에 대한 지시를 따를 수 있나요?				
건강 정보 판단	질병 예방	필요한 독감 예방주사가 무엇인지 결정할 수 있나요?				
		가족이나 친구의 조언에 따라 질병예방 방법을 결정할 수 있나요?				
		텔레비전이나 신문의 정보를 보고 질병예방 방법을 결정할 수 있나요?				
건강 증진	건강 관리	건강해지기 위해 무엇을 해야 하는지 결정할 수 있나요?				
		생활습관이 건강에 어떠한 영향을 미치는지 아나요?				
		자신이 원할 때 스포츠클럽이나 운동교실에 참여하고 있나요?				
건강 정보 판단	질병 예방	지역사회에서 제공하는 건강검진 프로그램에 참여하고 있나요?				
		다양한 치료방법의 장점과 단점을 판단할 수 있나요?				
		큰 병원(상급종합병원)을 찾아가서 의견을 구해야 할 때를 판단할 수 있나요?				
건강 증진	건강 관리	텔레비전이나 신문에서 얻은 질병관련 정보가 믿음만한지 판단할 수 있나요?				
		의사로부터 얻은 정보를 어떻게 활용할지 판단할 수 있나요?				
		필요한 예방접종이 무엇인지 판단할 수 있나요?				
건강 정보 판단	질병 예방	건강을 체크하기 위해 언제 병원에 가야될지 판단할 수 있나요?				
		과음, 흡연, 운동부족으로 인한 건강이상 신호를 판단할 수 있나요?				
		필요한 건강검진이 무엇인지 판단할 수 있나요?				
건강 증진	건강 관리	텔레비전이나 신문에서 제공하는 건강위험에 대한 정보가 얼마나 믿음만한지 판단할 수 있나요?				
		생활환경이 당신의 건강에 미치는 영향을 판단할 수 있나요?				
		건강을 유지하는데 주거환경이 어떻게 영향을 미치는지 판단할 수 있나요?				
건강 정보 판단	질병 예방	일상생활에서 어떤 행동이 건강에 영향을 미치는지 판단할 수 있나요?				

2 European Health Literacy Survey (HLS-EU)

영역	관련 요인	측정 문항	응답(√표기)			
			매우 어려움	어려움	그려함	매우 그려함
건강 관리		걱정되는 질병의 증상에 대한 정보를 찾을 수 있나요?				
		걱정되는 질병의 치료에 대한 정보를 찾을 수 있나요?				
		아플 때 어디에서 전문적인 도움을 얻을 수 있을지 알고 있나요?				
건강 정보 접근		응급상황에서 무엇을 해야 하는지 알 수 있나요?				
	질병 예방	꼭 받아야 할 예방접종과 건강검진에 관한 정보를 찾을 수 있나요?				
		스트레스, 우울증과 같은 정신건강 문제를 관리하는 방법에 관한 정보를 찾을 수 있나요?				
	건강 증진	비만, 고혈압, 고지혈 등과 같은 질환을 예방하거나 관리하는 방법을 찾을 수 있나요?				
		과음, 흡연, 운동부족과 같이 건강에 해로운 행동을 관리하는 방법을 찾을 수 있나요?				
지역사회가 더 건강해지기 위한 방법을 찾을 수 있나요?						
	정신건강에 유익한 활동에 관한 정보를 찾을 수 있나요?					
	직장이나 일터에서 당신의 건강을 향상시키기 위한 방법을 찾을 수 있나요?					
	운동하기, 건강한 음식 먹기 같은 건강한 활동에 대한 정보를 찾을 수 있나요?					
	건강에 영향을 미칠 수 있는 정서의 변화를 찾을 수 있나요?					

출처: 한희원 외 (2021). 한국판 건강문해력 측정도구(HLS-EU-Q47) 개발 및 노인 대상 적용. 재활치료과학 제 10 권 제 4 호, 65-80.

2 European Health Literacy Survey (HLS-EU)

• HLS-EU-Q16

On a scale from very easy to very difficult how would you say it is to.....	Domains
1 Find information on treatment of illness that concern you?	Health Care (HC)
2 Find out where to get professional help when you are ill?	
3 Understand what your doctor says to you?	
4 Understand your doctor's or pharmacist's instruction on how to take a prescribed medicine?	
5 Judge when you may need to get a second opinion from another doctor?	
6 Use information the doctor gives you to make decisions about your illness?	
7 Follow instructions from your doctor or pharmacist?	
8 Find information on how to manage mental health problems like stress or depression?	Disease Prevention (DP)
9 Understand health warnings about behavior such as smoking, low physical activity and drinking too much?	
10 Understand why you need health screenings?	
11 Judge if the information on the health risks in the media is reliable?	
12 Decide how you can protect yourself from illness based on information in the media?	Health Promotion (HP)
13 Find out about activities that are good for your mental well-being?	
14 Understand advice on health from family members or friends?	
15 Understand information in the media on how to get healthier?	
16 Judge which everyday behavior is related to your health?	

출처: 천희란, 이주열(2020). 고령자의 헬스리터러시 관련 요인: HLS-EU-Q16 측정도구 활용. 보건교육건강증진학회지 제37권 제1호, 1-13

• HLS-EU-Q12(한국어 버전)

문항	매우 어렵다	어렵다	그려함	매우 쉽다
1. 당신은 당신과 관련된 질병 치료에 대한 정보를 얼마나 쉽게 찾을 수 있나요?	1	2	3	4
2. 당신은 약과 함께 제공되는 설명서를 얼마나 쉽게 이해할 수 있나요?	1	2	3	4
3. 당신은 서로 다른 치료 선택에 대한 장점과 단점을 얼마나 쉽게 판단할 수 있나요?	1	2	3	4
4. 당신은 응급상황에서 얼마나 쉽게 119구급차를 부를 수 있나요?	1	2	3	4
5. 당신은 스트레스 또는 우울증과 같은 정신건강 문제를 관리하는 방법에 대한 정보를 얼마나 쉽게 찾을 수 있나요?	1	2	3	4
6. 당신은 건강검진 (예: 예방접종, 혈당검사, 혈압측정 등)을 받아야 하는 이유를 얼마나 쉽게 이해할 수 있나요?	1	2	3	4
7. 당신은 어떤 예방접종이 필요한지 얼마나 쉽게 알 수 있나요?	1	2	3	4
8. 당신은 가족과 친구들의 조언을 듣고, 질병으로부터 당신 자신을 어떻게 보호할 수 있는 지 얼마나 쉽게 결정할 수 있나요?	1	2	3	4
9. 당신은 정신건강에 좋은 활동 (예: 명상, 운동, 걷기, 필라테스 등)을 얼마나 쉽게 찾을 수 있나요?	1	2	3	4
10. 당신은 건강해지는 방법에 대한 미디어 (예: 인터넷, 신문, 잡지 등)의 정보를 얼마나 쉽게 이해할 수 있나요?	1	2	3	4
11. 당신은 일상적인 행동 (예: 음주, 흡연, 운동 등)이 당신의 건강과 관련 있는지 얼마나 쉽게 판단할 수 있나요?	1	2	3	4
12. 당신이 원한다면 스포츠 동료회 혹은 운동 그룹을 얼마나 쉽게 가입할 수 있나요?	1	2	3	4

* 1, 2, 3, 4: 건강관리, 5, 6, 7, 8: 질병예방, 9, 10, 11, 12: 건강증진

출처: 서영주 외(2020). 성인 대상 한국어판 단축형 건강정보이해능력 측정도구의 타당도와 신뢰도 검증. 지역사회간호학회지 제31권 제4호, 416-426.

조사 배경

3 제5차 건강증진종합계획(HP2030)

모든 사람이 평생 건강을 누리는 사회

건강수명 연장, 건강형평성 제고

기본 원칙

- 1 국가와 지역사회의 모든 정책 수립에 건강을 우선적으로 반영한다.
- 2 보편적인 건강수준의 향상과 건강형평성 제고를 함께 추진한다.
- 3 모든 생애과정과 생활터에 적용한다.
- 4 건강친화적인 환경을 구축한다.
- 5 누구나 참여하여 함께 만들고 누릴 수 있도록 한다.
- 6 관련된 모든 부문이 연계하고 협력한다.

<p>건강생활 실천</p> <ul style="list-style-type: none"> 1 금연 2 절주 3 영양 4 신체활동 5 구강건강 	<p>정신건강 관리</p> <ul style="list-style-type: none"> 1 자살예방 2 치매 3 중독 4 지역사회 정신건강 	<p>비감염성 질환 예방관리</p> <ul style="list-style-type: none"> 1 암 2 심뇌혈관질환 3 비만 4 손상
<p>감염 및 기후변화성 질환 예방관리</p> <ul style="list-style-type: none"> 1 감염병 예방 및 관리 2 감염병 위기 대비·대응 3 기후변화성 질환 	<p>인구집단별 건강관리</p> <ul style="list-style-type: none"> 1 영유아 2 아동·청소년 3 여성 4 노인 5 장애인 6 근로자 7 군인 	<p>건강친화적 환경 구축</p> <ul style="list-style-type: none"> 1 건강친화적 법제도 개선 2 건강정보 이해력 제고 3 혁신적 정보기술의 적용 4 재원마련 및 운용 5 지역사회 자원 확충 및 거버넌스 구축

3 제5차 건강증진종합계획(HP2030)

● **건강정보 이해 및 활용능력 제고를 통한 건강 형평성 제고 성과지표**

① **건강정보 이해능력에 대한 주기적 모니터링**

- 국내 건강정보 이해능력 조사도구 개발 및 주기적 실태조사 실시
 - * 건강정보 취약군(노인, 만성질환자, 결혼이민자 등)을 포함
- 건강증진 전략개발을 위한 근거 마련 및 건강정보 효과적 제공 방안 개발

② **건강정보 활용 교육 체계 구축**

- 인구집단에 특화된 건강정보이해능력 향상을 위한 교육자료 개발과 보건소, 공공병원, 학교 등과 연계하여 교육 제공
- 매월 핵심적인 건강생활 실천 메시지 개발 및 캠페인 실시

③ **건강정보 제공 체계 구축 및 모니터링**

- 건강정보 종합 포털을 통해 국가 차원의 검증된 건강정보 제공, 건강정보 집필 역량 향상과 사용자 참여 기회 제공
- 보건의료 관련 공공기관의 건강정보 표준배포지침 제정 및 통합 운영방안 마련, 개발된 정보 확산을 위한 이용자 사용성 개선
- 민간 건강제공 사이트의 표준관리지침을 제정하여 정보 질 관리, 부적절한 건강정보 유통 현황 모니터링 체계 구축

3 제5차 건강증진종합계획(HP2030)

● **중점과제별 성과지표: 건강정보 이해력 제고**

번호	성과 지표	기준치 ('18)	목표치 ('30)
1	적절한 건강정보이해 측정도구 개발	-	1개
2	적절한 건강정보이해능력 수준	-	70.0%
3	성인남성 적절한 건강정보이해능력 수준	-	70.0%
4	성인여성 적절한 건강정보이해능력 수준	-	70.0%
5	소득 1-5분위 성인남성 적절한 건강정보이해 능력 수준 격차	-	6.0%p
6	소득 1-5분위 성인여성 적절한 건강정보이해 능력 수준 격차	-	10.0%p
7	적절한 건강정보이해능력 수준을 갖춘 노인 비율	-	50.0%

부가조사 사전연구

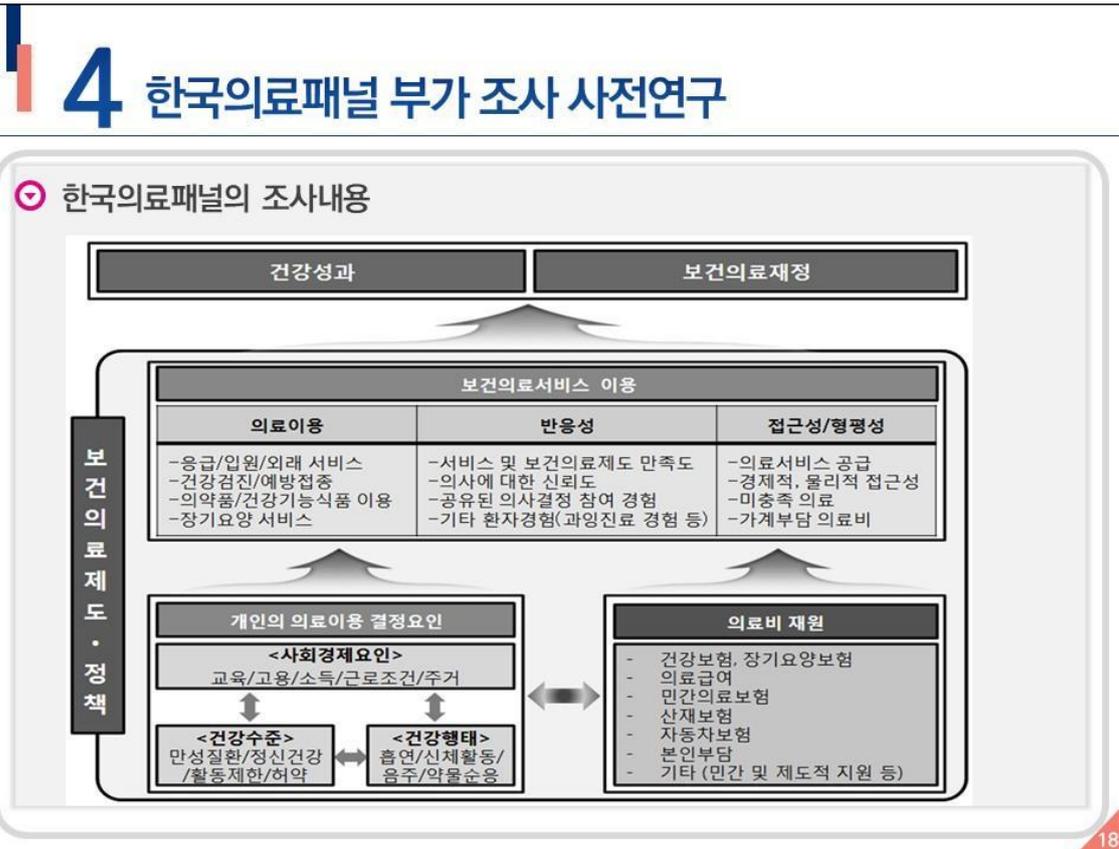
4 한국의료패널 건강정보 이해·활용능력 부가조사 사전연구

㉠ 한국의료패널의 목적

- ① 개인 및 가구 단위 의료비 지출 규모 파악
- ② 의료이용 결정 요인, 의료비 자원 파악 관련 지표 산출
- ③ 의료이용 관련 보건정책과 사업 평가 지원
- ④ 정책평가 및 모니터링을 통해 보건의료체계 성과와 국민건강 증진에 기여

㉠ 연구방법

- 조사방법: CAPI를 사용한 대면면접조사
- 표본 수: 제1기(24,616명~), 제2기(16,589명~)
- 조사기간: 제1기(2008~2018년), 제2기(2019년~)



- ## 4 한국의료패널 부가 조사 사전연구
- ② 2021년 한국의료패널 부가조사 사전연구의 목적
- 2021년 부가조사 준비를 위해 일반 국민의 건강정보 이해능력(Health Literacy)에 대한 인식을 파악하고, European Health Literacy survey 16개 단축 문항 HLS-EU-16에 대한 이해 정도를 조사
- ③ 조사방법
- 20-74세 이하 성인을 대상으로 연령별 FGI 실시 (2020년 12월)
 - 20-39세 2 그룹(6명, 6명)
 - 40-64세 2 그룹(5명, 5명)
 - 65-74세 2 그룹(6명, 6명)
- 19

4 한국의료패널 부가조사 사전연구

⊖ 조사내용

- Health literacy에 대한 이해 수준
 - 건강정보 문해력의 정의(건강정보 문해력이 무엇이라고 생각하는가?)
 - 건강정보 문해력이 필요한 경우(의료기관 이용, 의약품 복용, 건강증진행동, 감염병 유행 대처 등)
- Health literacy와 의료 이용과의 관련성
 - 건강정보 문해력(literacy) 문제로 의료 이용을 하지 못한 경우
 - 건강정보 수집이 의료 이용으로 이어진 사례
- HLS-EU-16 조사 문항에 대한 의견과 응답시간
 - 조사 문항에 대한 이해(모호하거나 두 가지 이상으로 해석되는 문항이 있는가? 우리나라 현실과 맞지 않는 문항이 있는가?)
 - 응답의 용이성(응답하기에 불편한 문항이 있는가?)

4 의료패널 부가조사 사전연구: 연구참여자

● 20~39세

연령그룹	만성질환	직업	최종학력	점수	응답시간
20~39세		블루칼라	고졸	13	2분
20~39세	고혈압	블루칼라	고졸	7	2분
20~39세		대학생	고졸	12	1분
20~44세		대학생	고졸	9	1분
20~39세		대학생	고졸	14	1분
20~40세	역류성 식도염	주부	고졸	5	2분
20~39세		무직	고졸	13	3분
20~39세	만성위염	화이트칼라	대졸	12	2분
20~39세		화이트칼라	대졸	12	2분
20~41세		무직	대졸	9	2분
20~42세		주부	대졸	9	1분
20~43세		자영업	대학원졸	6	2분

주: 부족(0~8점), 경계(9~12점), 적정(13~16점), HLS-EU 16을 사용한 최슬기 등(2020)의 연구에서 19-69세 성인 중 43.3% 부족한 수준, 27.5% 경계 수준, 29.1% 적정 수준

4 의료패널 부가조사 사전연구: 연구참여자

● 40-64세

연령그룹	만성질환	직업	최종학력	점수	응답시간
40~46세		블루칼라	고졸	16	1분
40~46세		화이트칼라	고졸	5	3분
40~46세		블루칼라	고졸	12	2분
40~64세		무직	고졸	9	3분
40~64세		자영업	고졸	15	2분
40~64세		주부	대졸	12	1분
40~64세	만성위염	자영업	대졸	6	2분
40~64세	고혈압	무직	대졸	8	2분
40~46세	고지혈증, 골다공증	화이트칼라	대졸	9	2분
40~46세		화이트칼라	대졸	13	3분

4 의료패널 부가조사 사전연구: 연구참여자

● 65-74세

연령그룹	만성질환	직업	최종학력	점수	응답시간
65~74세	고혈압	주부	중졸	8	16분
65~74세	당뇨	주부	초졸	0	7분
65~74세		무직	초졸	16	17분
65~74세	고혈압, 고지혈증	주부	중졸	6	5분
65~74세	퇴행성관절염	주부	중졸	13	15분
65~74세	고혈압, 당뇨, 골다공증	주부	고졸	15	2분
65~74세	콜레스테롤	무직	고졸	10	3분
65~74세	고혈압, 만성위장병	편의점 근무	고졸	16	15분
65~74세	고혈압, 당뇨	자영업	대졸	15	2분
65~74세	부정맥, 고혈압	무직	대졸	16	2분
65~74세	고혈압, 당뇨, 고지혈증	블루칼라	대졸	14	15분
65~74세	고혈압, 당뇨, 고지혈증	주부	대졸	13	15분

4 의료패널 부가조사 사전연구: 건강정보 유형 분류

	의료서비스	질병예방	건강증진
1. 자신이 염려하는 질병에 대한 치료 정보 찾기	11(32.35)	13(38.24)	10(29.41)
2. 아플 때 자신을 도와 줄 의료전문가(전문병원) 찾기	29(85.29)	2(5.88)	3(8.82)
3. 진료 시 의사가 설명하는 내용 이해하기	27(79.41)	2(5.88)	5(14.71)
4. 처방받은 약의 복용방법에 대한 의사나 약사의 지시를 이해하기	26(76.47)	3(8.82)	5(14.71)
5. 의사의 진료를 받은 후 다른 의사에게 진료를 또 받을 필요가 있는지 판단하기	28(82.35)	1(2.94)	5(14.71)
6. 자신의 질병 치료에 대한 의사결정을 하기 위해 의사가 준 정보를 이용하기	23(67.65)	7(20.59)	4(11.76)
7. 의사나 약사가 지시하는 건강관리, 복용지도 내용 따르기	26(76.47)	3(8.82)	5(14.71)
8. 스트레스나 우울과 같은 정신건강 문제 관리 방법에 대한 정보 찾기	6(17.65)	13(38.24)	15(44.12)
9. 흡연, 운동부족, 과음과 같은 건강에 위험한 행동으로 인한 경고 증상 이해하기	3(8.82)	19(55.88)	12(35.29)
10. 건강검진의 필요성 이해하기	6(17.65)	17(50)	11(32.35)
11. 건강위험에 대한 미디어 정보의 신뢰성 판단하기	2(5.88)	11(32.35)	21(61.76)
12. 미디어 정보를 활용하여 개인 건강관리 방법 결정하기	3(9.09)	7(21.21)	23(69.70)
13. 정신 건강에 좋은 신체활동 찾기	3(8.82)	12(35.29)	19(55.88)
14. 가족이나 친구가 알려주는 건강 정보를 이해하기	5(14.71)	6(17.65)	23(67.65)
15. 미디어에서 알려주는 건강증진 정보를 이해하기	2(5.88)	10(29.41)	22(64.71)
16. 일상 생활습관과 나의 건강과의 관련성 판단하기	4(11.76)	16(47.06)	14(41.18)

24

4 의료패널 부가조사 사전연구: 용어에 대한 인식

용어	일반인의 인식
헬스 리터러시, 리터러시	- 생소하고 어떤 뜻인지 알 수 없음 - 쓰지 않는 말임
건강정보 이해능력	- 이해 가능함. 귀에 들어옴
건강정보 활용능력	- 이해 가능함. 귀에 들어옴
건강 문해력	- 어떤 뜻인지 알 수 없음 - 들어본 적 없음 - 생소함(독해는 들어봄) - 한글 문해와 관련 지어 생각 - 의학적 지식을 물어보는 것으로 예상

25

4 의료패널 부가조사 사전연구 : 건강정보 이해·활용 부족 경험

- 종합병원 어플에서 제공하는 검사항목을 이해할 수 없음
- 건강제품 등에 대한 홍보 정보가 많아 원하는 정보를 쉽게 찾거나 후원을 받은 정보와 그렇지 않은 정보를 구별하기 어려움
- 대상포진에 대한 건강정보를 찾았을 때 치료에 대한 판단이나 구체적인 정보를 찾을 수 없음.
- 혈압약에 대해서 인터넷을 쳐보면 정보 같은 거는 많은데 나에게 딱 맞는 정보를 간추려서 어떻게 해야겠다 이렇게 판단하기가 어려움
- 의사에게 물어보고 싶은 정보가 있어도 진료시간이 짧아 물어볼 수 없음.
- 한글로 된 건강정보를 찾을 수 없을 경우 영어로 된 정보를 활용함.

26

4 의료패널 부가조사 사전연구 : HLS-EU-Q16 문항에 대한 인식

- 선택지에 중간/보통이 없어 불편함.
- 대부분의 응답자가 응답하기 쉽다고 평가
- 비슷한 내용을 반복해서 질문함.
 - 4, 6, 7번(20-39세)
 - 11, 14, 16번(40-64세)
- 이해를 해야 실천할 수 있는 것이므로 이해와 실천을 같이 물어야 함. (20-39세)
- 경우에 따라 쉬운 경우도 있고 어려운 경우도 있음
 - 의사가 설명을 한다는 것이 어떤 경우는 정말 쉽고 어떤 경우는 어려움. (40-64세)

27

4 의료패널 부가조사 사전연구 : HLS-EU-Q16 문항에 대한 인식

- 1. 자신이 염려하는 질병에 대한 치료 정보 찾기
 - ✓ 질병에 따라 쉽게 찾을 수 있는 정보가 있고 못 찾는 정보가 있어 선택지에 보통이 있어야 함. (60대)
 - ✓ 질병 치료는 환자가 판단하는 것이 아니라 의사에게 진료받는 것임(60대)
 - ✓ 염려는 그냥 걱정하는 것이므로 치료 정보가 필요한 아픈 상태에서 염려라는 말은 적절하지 않음(40-64세)

28

4 의료패널 부가조사 사전연구 : HLS-EU-Q16 문항에 대한 인식

- 2. 아플 때 자신을 도와 줄 의료전문가(전문병원) 찾기
 - ✓ 자신을 도와줄 의료전문가가 아니라 자신에게 적합한 의료전문가 찾기라고 해야 함.(65세~)
 - ✓ 병원이 도와주는 것이 아니기 때문에 내 증상에 맞는 병원 찾기가 맞는 표현임(40-64세)
 - ✓ 우리나라에는 전문병원이 없음(20-39세)
 - ✓ 전문병원: 화상병원 vs. 암병원 vs. 이비인후과/내과(20-39세)

29

4 의료패널 부가조사 사전연구 : HLS-EU-Q16 문항에 대한 인식

- 5. 의사의 진료를 받은 후 다른 의사에게 진료를 또 받을 필요가 있는지 판단하기
 - ✓ 의사가 불친절해서 다른 사람으로 바꿈 vs. 의사의 정보를 못 믿어서 다른 사람으로 바꿈 vs. 진료를 받은 후 해결이 안되어 다른 진료를 받음 vs. 의사가 2차 병원을 가라고 하는 경우 (20-39세)(40-64세)
 - ✓ 충치 치료 전에 잇몸 치료를 하는 것으로 이해 (40-64세)
 - ✓ 의사가 다른 병원 가라는 말을 안 하기 때문에 문항이 이해가 안됨. (20-39세)

- 6. 자신의 질병 치료에 대한 의사결정을 하기 위해 의사가 준 정보를 이용하기
 - ✓ 말이 길고 처방을 받기 위해 병원에 가기 때문에 '의사가 준 정보'가 이해가 안됨 (20-39세)
 - ✓ 의사가 준 정보: 걷기 30분 하세요 vs. 걷기가 아닌 의사의 전문지식(20-39세)
 - ✓ 의사가 준 정보: 일반적인 의사 vs. 본인이 진료를 받고 있는 의사(40-64세)

4 의료패널 부가조사 사전연구 : HLS-EU-Q16 문항에 대한 인식

- 9. 흡연, 운동부족, 과음과 같은 건강에 위험한 행동으로 인한 경고 증상 이해하기
 - ✓ 경고 증상: 흡연으로 인한 질병, 통증, 숨이 참 vs. 담배포장 경고 (20-39세)(40-64세)
 - ✓ 경고 증상이라는 말이 어려움 (20-39세)
 - ✓ 흡연, 음주, 운동부족의 경고증상이 다 다른데 뭉뚱그려 대답하기 어려움(40-64세)

- 13. 정신 건강에 좋은 신체활동 찾기
 - ✓ 정신건강이 우울증인지 기분전환, 스트레스 해소를 말하는 건지 명확하지 않음(20-39세)
 - ✓ 정신건강에 좋은 신체활동은 명상, 스트레칭, 산책 등으로 생각(20-39세)
 - ✓ 정신건강이 너무 포괄적임 (40-64세)

2021년 의료패널 부가조사 조사문항

5 한국의료패널의 건강정보 이해·활용능력 측정

- 조사 대상: 만 19세 이상 성인 가구원
- 조사 시점: 2021년 3월 8일-7월 11일(조사일 기준으로 응답)

1. 귀하는 다음 사항이 얼마나 쉽다고 생각하십니까? '매우 어렵다'부터 '매우 쉽다'까지 표시해 주십시오.

번호	구분	매우 어렵다	어려운 편이다	쉬운 편이다	매우 쉽다	잘 모르겠다
1	걱정되는 질병의 치료에 관한 정보를 찾는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
2	아플 때 전문적인 도움(의사, 한의사, 약사 등의 도움)을 어디에서 받을 수 있는지를 알아내는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
3	의사가 내게 말한 것을 이해하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
4	처방된 약의 복용 방법에 대한 의사나 약사의 설명을 이해하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>

5 한국의료패널의 건강정보 이해능력 측정

번호	구분	매우 어렵다	어려운 편이다	쉬운 편이다	매우 쉽다	잘 모르겠다
5	의사에게 진료를 받은 후 추가로 다른 의사의 진료를 받을 필요가 있는지 판단하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
6	내 질병치료에 관한 의사결정을 할 때 의사로부터 얻은 정보를 활용하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
7	의사나 약사가 말한 지시를 따르는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
8	스트레스나 우울과 같은 정신건강문제를 관리하는 방법에 관한 정보를 찾는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
9	흡연, 운동부족, 과음과 같은 행동에 대한 건강 위험 경고를 이해하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
10	나에게 왜 건강검진이 필요한 지를 이해하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
11	미디어(인터넷, TV, 신문 등)에서 얻은 건강 위험에 대한 정보가 믿을만한지 판단하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>

5 한국의료패널의 건강정보 이해능력 측정

번호	구분	매우 어렵다	어려운 편이다	쉬운 편이다	매우 쉽다	잘 모르겠다
12	미디어(인터넷, TV, 신문 등)에서 얻은 정보에 따라 질병으로부터 나를 보호하는 방법을 결정하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
13	나의 정신건강에 도움이 되는 활동(명상, 운동, 걷기 등)을 알아내는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
14	건강에 대한 가족이나 친구의 조언을 이해하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
15	어떻게 하면 더 건강할 수 있는지 미디어(인터넷, TV, 신문 등)가 제공하는 정보를 이해하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>
16	나의 일상적 행동이 내 건강과 어떤 관련이 있는지 판단하는 것은	① <input type="checkbox"/>	② <input type="checkbox"/>	③ <input type="checkbox"/>	④ <input type="checkbox"/>	⑤ <input type="checkbox"/>

2021년 의료패널 부가조사 조사결과

6 문항별 응답 분포

- 2021년 한국의료패널조사에서 건강정보 이해활용능력에 대해 19세 이상 성인 11,057명이 응답하였음.

번호	구분	매우 어렵다 (%)	어려운 편이다 (%)	쉬운 편이다 (%)	매우 쉽다 (%)	잘 모르겠다 (%)
1	걱정되는 질병의 치료에 관한 정보를 찾는 것은	8.6	33.9	47.1	7.9	2.5
2	아플 때 전문적인 도움(의사, 한의사, 약사 등의 도움)을 어디에서 받을 수 있는 지를 알아내는 것은	6.1	31.3	52.8	8.3	1.6
3	의사가 내게 말한 것을 이해하는 것은	1.1	14.2	70.6	13.4	0.7
4	처방된 약의 복용 방법에 대한 의사나 약사의 설명을 이해하는 것은	0.8	8.3	72.0	18.3	0.6
5	의사에게 진료를 받은 후 추가로 다른 의사의 진료를 받을 필요가 있는지 판단하는 것은	6.5	39.0	43.8	6.5	4.2
6	내 질병치료에 관한 의사결정을 할 때 의사로부터 얻은 정보를 활용하는 것은	4.5	33.0	52.5	7.5	2.6
7	의사나 약사가 말한 지시를 따르는 것은	0.7	9.4	70.6	18.8	0.4
8	스트레스나 우울과 같은 정신건강문제를 관리하는 방법에 관한 정보를 찾는 것은	5.8	36.1	46.2	7.8	4.0
9	흡연, 운동부족, 과음과 같은 행동에 대한 건강 위험 경고를 이해하는 것은	2.2	19.2	62.6	14.0	2.0

6 문항별 응답 분포

번호	구분	매우 어렵다 (%)	어려운 편이다 (%)	쉬운 편이다 (%)	매우 쉽다 (%)	잘 모르겠다 (%)
10	나에게 왜 건강검진이 필요한 지를 이해하는 것은	0.7	10.0	68.8	19.4	1.0
11	미디어(인터넷, TV, 신문 등)에서 얻은 건강 위험에 대한 정보가 믿을만한지 판단하는 것은	4.2	37.0	47.4	6.6	4.9
12	미디어(인터넷, TV, 신문 등)에서 얻은 정보에 따라 질병으로부터 나를 보호하는 방법을 결정하는 것은	4.2	38.6	46.8	6.3	4.2
13	나의 정신건강에 도움이 되는 활동(명상, 운동, 걷기 등)을 알아내는 것은	4.0	31.3	54.0	8.3	2.5
14	건강에 대한 가족이나 친구의 조언을 이해하는 것은	0.7	11.0	73.5	13.9	0.9
15	어떻게 하면 더 건강할 수 있는지 미디어(인터넷, TV, 신문 등)가 제공하는 정보를 이해하는 것은	2.8	24.9	60.8	9.0	2.5
16	나의 일상적 행동이 내 건강과 어떤 관련이 있는지 판단하는 것은	3.0	28.9	57.4	8.2	2.5

- ## 6 HLS-EU-Q16 점수 분포
- 1개 이상 응답문항에 모르겠다고 응답한 1,527명을 제외하고 9,530명의자료 분석
 - ‘매우 어렵다’ 또는 ‘어려운 편이다’ 로 응답한 경우 0점을, ‘쉬운 편이다’ 또는 ‘매우 쉽다’로 응답한 경우 1점을 부여하여 총점을 산출
 - 건강정보 이해·활용능력 수준을 부족(0~8점), 경계(9~12점), 적정(13~16점)으로 구분할 때(Röthlin, Pelikan, & Ganahl, 2013, Okan et al., 2020, 최슬기 외, 2020), 전체 조사 대상자의 29.3%가 건강정보 이해·활용능력이 부족한 수준이었으며, 경계수준이 20.1%, 적정수준이 50.6%였음.

감사합니다



2021년 한국의료패널 헬스리터러시 자료 활용 방안

최슬기 | 서울시립대학교 도시보건대학원



2021년 한국의료패널 헬스리터러시 자료 활용 방안

최슬기
서울시립대학교 도시보건대학원

목차

- 국외 헬스리터러시 조사 현황
- 국외 헬스리터러시 연구 동향
- 한국의료패널 헬스리터러시 자료 활용 방안

국외 헬스리터러시 조사 현황

유럽연합

- European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q)
 - 유럽연합 국가 국민의 헬스리터러시 수준 측정·비교를 위해 개발
 - 47문항 (original), 12, 16문항 등 여러 단축형 개발
 - 2011년 유럽연합 8개 국가 헬스리터러시 조사 수행
 - 2019~2021년 17개 국가 조사 수행
 - 각 국의 헬스리터러시, 건강 관련 정책과 프로그램 개발의 근거로 활용

Sørensen et al, 2012; 박동진 외, 2022

미국

- 2003년 국가 성인문해력 평가(National Assessment of Adults Literacy) 수행
- 국가적 차원의 리터러시 수준 파악을 위한 정기적 조사 실시: Programme for the International Assessment of Adult Competencies (PIAAC) 활용
- Healthy People 2020 목표 달성 평가를 위해 Medical Expenditure Panel Survey (MEPS) 문항 활용

박동진 외, 2022; 최슬기 외, 2020

미국

Health Communication and Health Information Technology-1

Improve the health literacy of the population

- 1) Increase the proportion of persons who report their health care provider always gave them easy-to-understand instructions about what to do to take care of their illness or health condition
- 2) Increase the proportion of persons who report their health care provider always asked them to describe how they will follow the instructions
- 3) Increase the proportion of persons who report their health care providers' office always offered help in filling out a form

<https://wayback.archive-it.org/5774/20220414154252/https://www.healthypeople.gov/2020/topics-objectives/topic/health-communication-and-health-information-technology/objectives>

HC/HIT-1.1

Increase the proportion of persons who report their health care provider always gave them easy-to-understand instructions about what to do to take care of their illness or health condition

[NUMERATOR:]

In the last 12 months, did a doctor or other health provider give you instructions about what to do about a specific illness or health condition?

1. Never
2. Sometimes
3. Usually
4. Always

[NUMERATOR AND DENOMINATOR:]

In the last 12 months, not counting the times you went to an emergency room, how many times did you go to a doctor's office or clinic to get health care for yourself?

1. None
2. One
3. Two
4. Three
5. Four
6. 5 to 9
7. 10 or more

https://wayback.archive-it.org/5774/20220415021644/https://www.healthypeople.gov/node/4512/data_details

캐나다

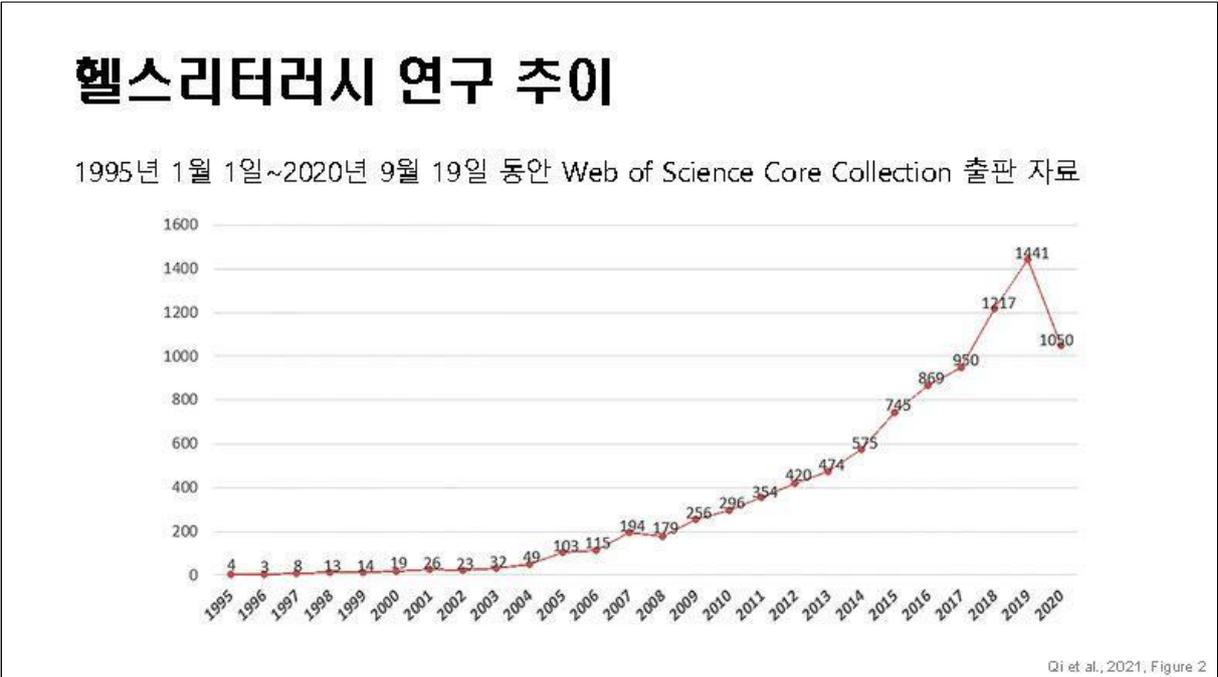
- PIAAC 활용하여 주기적으로 성인 문해력 측정
 - 2011-2012년: 16~65세 성인 약 27,000명 대상
 - 2022~2023년 측정 예정

PIAAC Canada 2022; 최슬기 외, 2020

호주

- 연방정부 보건부 지원으로 헬스리터러시 측정
 - 2006년 Adult Literacy and Life Skills Survey의 일부로 측정
 - 2013년 Health Literacy Questionnaire(HLQ) 개발
- 인구 집단 헬스리터러시 현황 파악, 관련 중재 개발, 중재 결과 측정에 활용

국외 헬스리터러시 연구 동향



Top 10 most prolific journals of health literacy during 1990-2020

Patient Education and Counseling
Journal of General Internal Medicine
Journal of Health Communication
European Journal of Public Health
International Journal of Environmental Research and Public Health
BMC Public Health
PLoS One
Journal of Medical Internet Research
BMJ Open
BMC Health Services Research



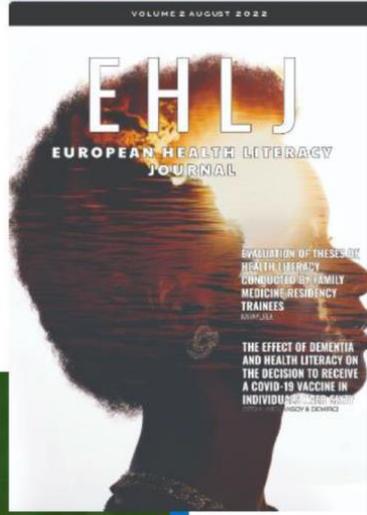
Journal of Health Literacy

Mashhad University of Medical Sciences

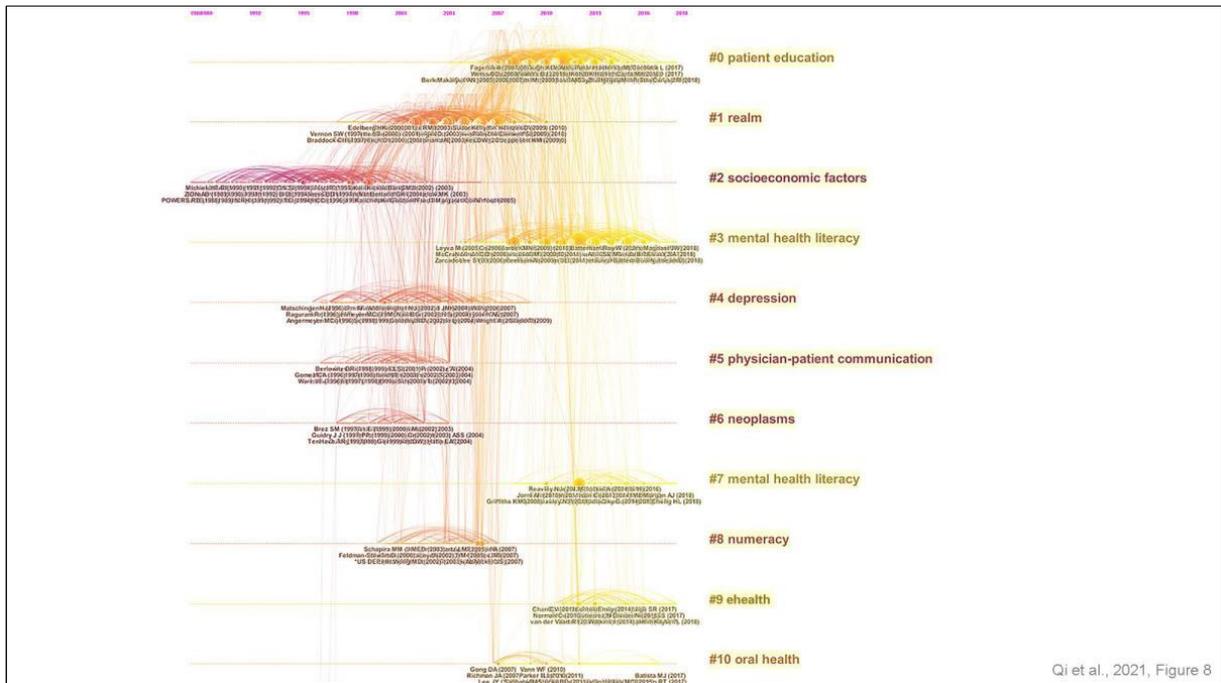
Home Browse Journal info Guide for Authors Submit Manuscript Reviewers Contact Us

HLRP: Health Literacy Research and Practice

Editor-in-Chief: Michael K. Paasche-Orlow, MD



Qi et al., 2021, Table 2



연구 동향

- 연구 초기
 - 측정 도구
 - 개인 수준: 건강 관련 정보 이해, 특정 건강 결과
 - 환자-의료진 의사소통
- 이후의 연구 동향
 - 조직, 지역사회, 보건의료시스템 수준의 헬스리터러시
 - 다양한 파생 헬스리터러시 제안
 - 다분야 연구

헬스리터러시의 중요성

Low SES → Low Health Literacy

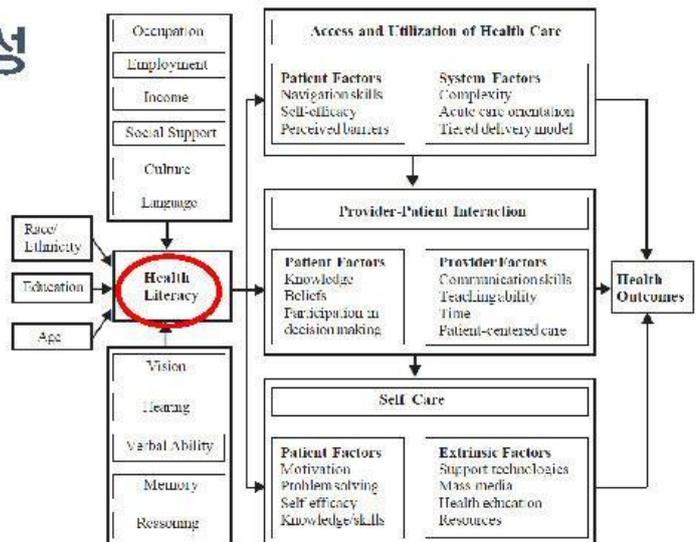
Low HL

→ Negative Health Outcomes

사회경제적 요인이 건강에 미치는 영향의 mediator 역할

➡ HL 격차 → 건강격차

➡ 건강형평성 달성을 위한 전략



Paasche-Orlow & Wolf, 2007

한국의료패널 헬스리터러시 자료 활용 방안

한국의료패널 헬스리터러시 자료의 장점

- 대표성 있는 샘플, 대상자 수 많음
- 포괄적인 헬스리터러시 측정: HLS-EU-Q16 사용
- 다양한 변수: 인구사회학적 특성, 건강 결과, 의료서비스 이용, 의료비 지출 등
- 패널 자료의 장점: 종단 연구 가능

기존의 국내 헬스리터러시

- 대상자 수 적으며 표본의 대표성 없는 경우 많음
 - 2010~2020년 사이에 출판된 연구의 약 3/4가 대상자 500명 미만
 - 2/3 이상이 대표성 없는 표본 활용 (최슬기 외, 2020)
- 측정도구 다양
- 제한된 변수
- 단면 연구

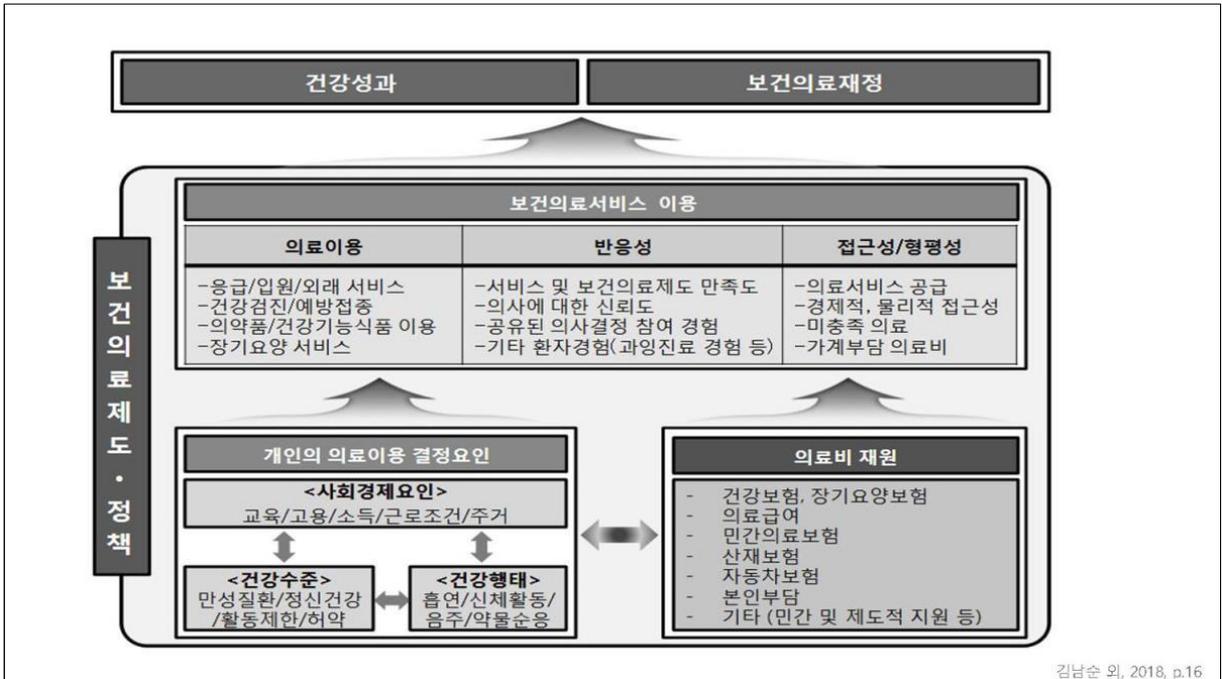
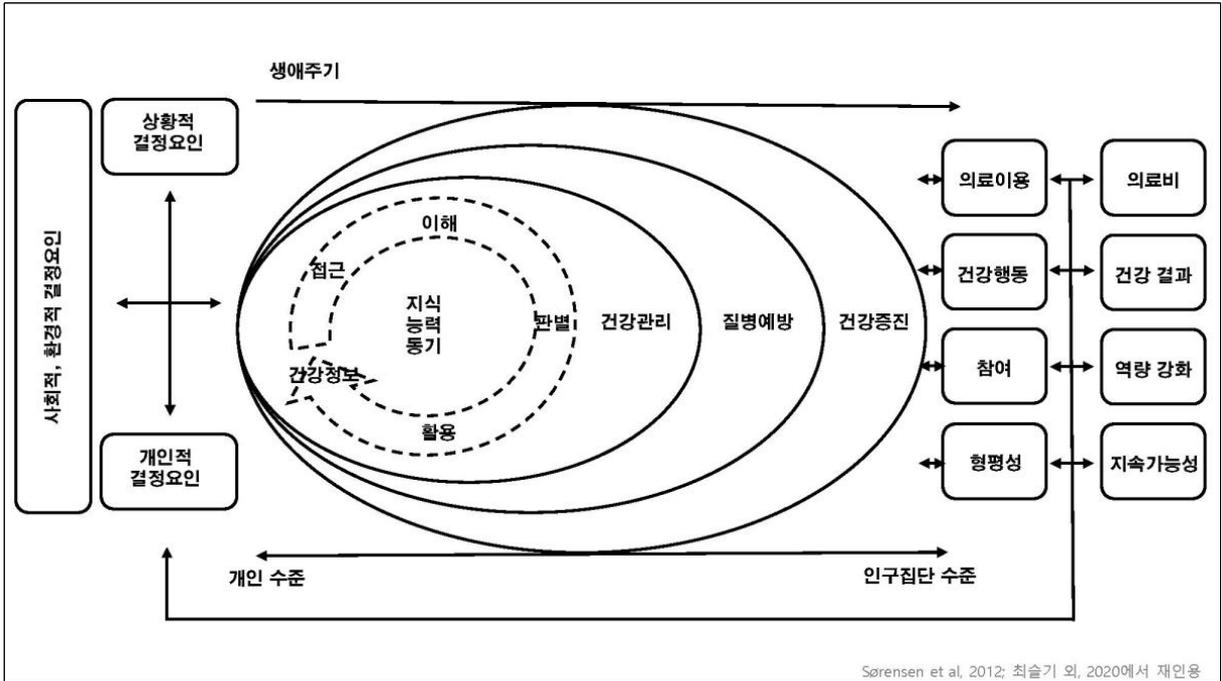
국내 국가조사의 헬스리터러시 문항

지역사회건강조사

【건강정보 이해능력】

1. 의사, 간호사, 한의사 혹은 다른 의료진이 '말로 설명하는 내용'을 이해하는 것이 얼마나 어렵습니까?
 - ① 아주 쉽다
 - ② 어느정도 쉽다
 - ③ 다소 어렵다
 - ④ 매우 어렵다
2. 신문, 인터넷, 안내자료 등 '글로 쓰인 건강정보'를 이해하는 것이 얼마나 어렵습니까?
 - ① 아주 쉽다
 - ② 어느 정도 쉽다
 - ③ 다소 어렵다
 - ④ 매우 어렵다
 - ⑤ 글로 쓰인 건강정보에 주의를 기울이지 않는다

2021 지역사회건강조사 개인조사표 p.11



무엇을 분석할 것인가

- 헬스리터러시 관련 요인
 - 인구사회학적 특성: 성별, 연령, 직업, 가구소득
 - 건강행동 및 건강관리: 걷기, 신체활동, 음주, 흡연, 복약순응
 - 건강 상태: 주관적 건강인식, 장애 여부, 질환 유병, 복합질환 유병, 질환 중증도, 정신건강
 - 의료서비스 이용: 예방적 의료서비스 이용, 외래, 입원, 응급서비스 이용 (이용 횟수, 입원 기간 등), 미충족의료, 예방가능한 의료서비스 이용, 의료서비스 만족도, 의료비 부담 (의료비 총액, 재난적의료비 발생 여부 등)
- 헬스리터러시의 moderator, mediator 역할
- 종단적인 변화에서 헬스리터러시의 영향

Do	Don't	May try
<ul style="list-style-type: none">• 헬스리터러시 관련 요인 분석• 선행연구 결과와 비교• 종단연구• 헬스리터러시와 건강 격차• 지역사회, 환경적 요인 고려	<ul style="list-style-type: none">• 단면조사 결과를 활용한 인과관계 분석• 헬스리터러시 개별 문항별 분석	<ul style="list-style-type: none">• 타 조사자료와 연계

참고문헌

- 김남순 외 (2018). 2기 한국의료패널 구축·운영을 위한 기초 연구. 세종: 한국보건사회연구원.
- 박동진, 고광욱, 이주열 (2022). 우리나라 헬스리터러시 국가정책 방향. 보건교육건강증진학회지, 4(10), 1-14.
- 질병관리청 (2021). 2021 지역사회건강조사 개인조사표. 오송: 질병관리청.
- 최슬기, 김혜윤, 황종남, 채수미, 한겨레, 유지수, 천희란 (2020). 건강정보문해력(헬스리터러시) 제고 방안 연구. 세종: 한국보건사회연구원.
- PIAAC Canada (2022). <https://www.piaac.ca/>
- Shi, J., Qi, L., Li, Y., & Liu, X. (2020). Investigation of health literacy status in Beijing, China. HLRP: Health Literacy Research and Practice, 4(3), e174-e184.
- Sørensen, K., van den Broucke, S., Fullam, J., Doyle, G., Pelikan, J., Slonska, Z., & Brand, H. (2012). Health literacy and public health: a systematic review and integration of definitions and models. BMC Public Health, 12, 80.
- Sørensen, K., van den Broucke, S., Pelikan, J. M., Fullam, J., Doyle, G., Slonska, Z., ... & Brand, H. (2013). Measuring health literacy in populations: Illuminating the design and development process of the European Health Literacy Survey Questionnaire (HLS-EU-Q). BMC Public Health, 13, 948.
- U.S. Department of Health and Human Services, Office of Disease Prevention and Health Promotion. <https://wayback.archive-it.org/5774/20220414154252/https://www.healthypeople.gov/2020/topics-objectives/topic/health-communication-and-health-information-technology/objectives>
- U.S. Department of Health and Human Services, Office of Disease Prevention and Health Promotion. https://wayback.archive-it.org/5774/20220415021644/https://www.healthypeople.gov/node/4512/data_details
- Qi, S., Hua, F., Xu, S., Zhou, Z., & Liu, F. (2021). Trends of global health literacy research (1995–2020): Analysis of mapping knowledge domains based on citation data mining. Plos One, 16(8), e0254988.

방법론
특강

제14회 한국의료패널 학술대회

패널자료 분석방법론

강사 | 정민혁(제이슨티지)



패널자료 분석 방법론

정민혁 | Jason T.G

MEMO

MEMO

자유연제

1-1

제14회 한국의료패널 학술대회

만성질환 현황 및 관리

좌장 | 김춘배(연세대학교)

발표1. 고혈압 당뇨병환자의 음주 및 흡연 행태 분석 - 2009~2018년 한국의료패널 자료를 활용하여
이유리(삼육대)

발표2. 고혈압 환자에서 상용치료원 유형에 따른 전체 복약순응도와 항목별 복약순응도
성낙진, 강한길(동국대 일산병원)

발표3. 한국 성인의 상용치료원 보유와 미충족의료의 연관성
이재호(가톨릭대)

토론 | 김수경(한국보건사회연구원)
유원섭(국립중앙의료원)



고혈압 당뇨병 환자의 음주 및 흡연 행태 분석

- 2009~2018년 한국의료패널 자료를 활용하여 -

이유리 | 삼육대학교 약학과

고혈압 당뇨병 환자의 음주 및 흡연 행태 분석

-2009~2018년 한국의료패널 자료를 활용하여-

이유리 (삼육대학교 약학과)



CONTENTS

1. 연구 배경
2. 연구 목적
3. 연구 방법
4. 연구 결과
5. 고찰 및 결론

연구배경

■ 당뇨와 고혈압의 높은 유병률, 치료비, 사망률



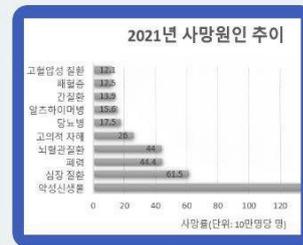
유병률

고혈압 27.2%
당뇨 10.4%

구분	연도별 진료인원 (백만명)					연평균	연증감률
	2015	2016	2017	2018	2019		
합계	10,262	10,013	10,801	11,111	11,442	10,907	10.3
고혈압	5,706	6,310	6,534	7,014	7,542	6,839	6.4
당뇨병	2,522	3,043	3,224	3,610	4,019	3,486	10.8
심장질환	1,314	1,529	1,609	1,711	1,847	1,602	13.7
뇌혈관질환	805	895	1,046	1,121	1,236	982	7.1
암(전신)	1,349	1,602	1,696	1,772	1,917	1,659	12.1
신장질환	1,480	1,771	1,857	1,915	2,004	1,830	7.8
신경계 질환	2,629	3,144	3,346	3,516	3,702	3,260	9.6
호흡기 질환	72	92	97	104	110	93	7.7
신생아질환	2,742	3,094	3,279	3,411	3,597	3,233	15.1
임신여 질환	1,201	1,375	1,448	1,514	1,584	1,434	8.6
만성질환	172	228	251	278	308	247	7.8
관절염	4,892	4,897	5,019	5,311	5,612	5,136	15.1

치료비

연간 진료비 합계
6조 3천억원
(2019년 기준)



사망률

당뇨 17.5명(4위),
고혈압 12.1명(10위)
2위 심혈관 질환의 원인

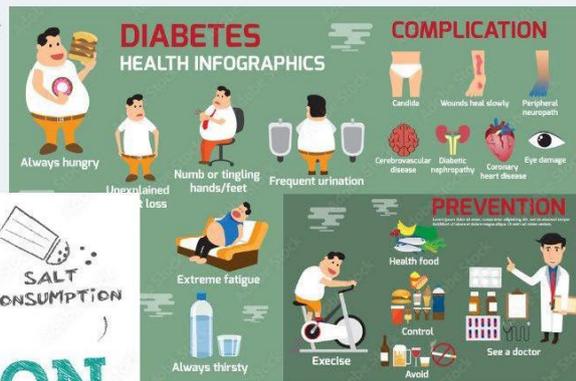
연구배경

- 정부, 고혈압 당뇨 등록관리 사업 진행하고 있으나 효과 가시적이지 않음



연구배경

- 고혈압과 당뇨, 발병하면 완치 어려워
- 급성 증상 줄이면서 평생관리해야하는 만성질환
- 금연과 절주는 비약물요법 첫 단계



연구배경

■ 고혈압 진료지침 (대한의학회, 질병관리청, 2021)

9. 비약물치료 및 생활요법

권고 내용	권고 등급	근거 수준	참고 문헌
주의혈압, 고혈압진단제와 고혈압에 대해 생활요법을 시행할 것을 권고한다.	I	A	1) KASID 2021년판

건강한 식사습관, 운동, 금연, 절주 등과 같은 비약물치료 또는 생활요법은 혈압을 낮추는 데는 효과가 뚜렷하기 때문에 모든 고혈압환자에게 중요한 뿐 아니라, 주의혈압 및 고혈압 진단제 복용인 사람에게는 고혈압의 예방을 위하여 적극적으로 권장한다(표 15). 높은 생활습관은 고혈압이 한 개 정도의 혈압 강하 효과가 있다¹⁰⁾. 또 약물치료를 시행하고 있는 고혈압환자도 생활요법을 병행함으로써, 복용 약의 용량 및 개수를 줄이고 약의 효과를 증대하며, 부작용을 줄일 수 있다. 또한 생활 습관을 개선하면 혈압을 낮추는 효과 이외에도 다른 심혈관 위험을 동시에 감소시키는 효과도 얻을 수 있다. 그러나, 생활요법은 지속적으로 유지하기가 매우 어렵고, 효과 면에서 최대한 노력하더라도 2기 이상의 고혈압에서는 목표 혈압까지 혈압을 낮추기는 어렵다. 따라서 고혈압환자에게 지속적으로 생활요법을 유지할 수 있도록 동기를 부여하면서 동시에 생활요법의 한계점을 충분히 이해하도록 교육해야 한다. 또한 한 가지 방법보다는 여러 가지 방법을 병행하여 생활습관을 개선하면 효과가 더 크게 나타나므로, 심뇌혈관질환을 최소화하려는 목표를 달성하기 위해서는 동시에 시행하도록 권고한다.

52

표 15. 생활요법에 따른 혈압 감소 효과

생활요법	혈압 감소 (수축기/이완기혈압, mmHg)	권고사항
수분 섭취 제한	5.1/2.7	하루 수분 6 g 이하
체중 감량	1.1/0.9	며 체중 1 kg 감소
술주	3.9/2.4	하루 2인 이하
분홍	4.9/3.7	하루 30~50분, 1주일에 5일 이상
식사 조절	11.4/5.5	차라리 위주의 권장량 식습관*

*2인 이하 식사, 포도당과 중성지방의 섭취를 줄이고 야채, 과일, 견과류, 전곡류, 유제품의 섭취를 증가시키는 식이요법.

연구배경

■ 당뇨병 진료지침 (2021 당뇨병 진료지침 제7판, 대한당뇨병학회)

권고안 12. **가급적 금주를 권고** 한다. [전문가의견, 일반적권고]

12-1) 인슐린이나 인슐린분비촉진제를 사용하는 환자에게는 음주 시 저혈당이 발생하지 않도록 예방 교육을 한다. [무작위대조연구, 일반적권고]

1. 근거수준

이전의 많은 관찰연구와 메타분석 및 체계적문헌연구에서 알코올섭취량과 당뇨병 발생의 관계는 소량에서는 이득이, 과량에서는 위험이 증가하는 J-형태를 보여주었으며, 이는 당뇨병 환자를 대상으로 한 연구에서도 동일했다[72]. 이에 따라 많은 진료지침들은 당뇨병 성인에게서 일반인과 동일한 소량의 음주는 허용하고 있으며, 최근의 코호트연구들의 메타분석 결과도 이를 뒷받침하고 있다[73].

67

2. 이득(편익)

일부 연구에서 알코올을 하루 5-25 g 섭취했을 때 당뇨병의 위험도가 낮아졌다[72,73].

3. 위해

메타분석 및 체계적문헌연구와 우리나라의 전향적 관찰연구에서도 과도한 알코올 섭취(일일 30 g 초과)는 당뇨병의 위험을 높이고, 고혈당, 체중증가 등을 초래할 수 있음을 보여주었다[72-74]. 그리고 인슐린 또는 인슐린분비촉진제를 사용하는 중인 환자에서는 음주 시 저혈당의 위험이 있다[75]

권고안 3. 적극적인 생활습관교정은 적절한 운동 및 식사조절을 포함한다. 나트륨섭취를 줄이고 칼륨섭취는 늘리며, 음주는 최소화하고 운동량은 증가시켜야 한다. [무작위대조연구, 일반적권고]

건강한 식사습관, 운동, 금연, 절주, 체중감량 등과 같은 생활습관교정은 혈압을 떨어뜨리는 효과 외에 혈고혈당 등의 효과를 기대하며 부작용을 줄일 수 있고, 나쁜 대사이상과 심혈관위험을 동시에 감소시키는 효과도 얻을 수 있다[6-13]. 당뇨병 환자가 혈압이 120/80 mm Hg 이상이거나 고혈압이 진단되면 생활습관교정을 지속적으로 시행하는 것이 좋다.

권고안 4. 당뇨병 환자에서 수축기혈압의 조절 목표는 140 mm Hg 미만이다. [무작위대조연구, 일반적권고]

최근 당뇨병 환자의 혈압조절 목표치에 대한 많은 연구들이 진행되었다. 2010년 높은 심혈관위험을 보이는 당뇨병 환자들을 대상으로 한 Action to Control Cardiovascular Risk in Diabetes(ACCORD) 연구는 당뇨병 환자의 수축기 혈압을 120 mm Hg 미만으로 떨어뜨리는 것은 140 mm Hg 미만으로 유지하는 경우에 비해 부작용을 증가시킬 뿐 심혈관위험도에 대한 이득이 없는 것으로 보고하였다[14]. 그러나 2015년 Systolic Blood Pressure Intervention Trial(SPRINT) 연구에서 당뇨병이나 뇌졸중을 제외한 심혈관위험이 높은 환자에서 수축기혈압을 120 mm Hg 미만으로 조절한 군에서 140 mm Hg 미만으로 조절한 경우에 비해 심혈관종말점(endpoint)을 호전시키는 결과를 보여, 혈압조절 목표를 하향 조정하는 게기가 되었다[15]. 또한 ACCORD 연구에 참여한 환자들을 SPRINT 연구의 참여 기준에 따라 다시 재분리한 결과에서도 당뇨병 환자 역시 수축기혈압을 120 mm Hg 미만으로 유지한 경우 심혈관위험이

153

연구목적

1. 고혈압 및 당뇨 환자의 음주 흡연 행태 분석
(지난 10년간, 2009~2018년)

2. 고혈압 당뇨환자의 생활습관개선(금주와 금연)을 위한 방안을 마련하는데 기여하고자 함

연구방법

1. 연구 대상

: 고혈압(I10), 당뇨(E10)코드를 가진 만성질환자 중
2009~2018년까지 10년 중 9개년 이상 설문에 응답한 자

2. 분석 질문

: 흡연과 음주 행태를 분석하기 위한 한국의료패널의 질문문항 선정
흡연 (S1, S5, S6), 음주 (S24, S17)

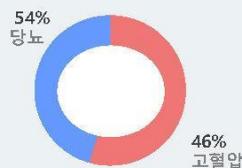
연구방법

3. 연구 변수: 연구의 편의를 위해 그룹화 및 분석 (SPSS 28)

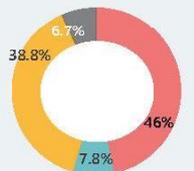
변수명	보기 문항	연구 변수
흡연	S1. 지금까지 총 100개비 이상의 담배를 피우셨습니까?	(1) 예(100개비 이상) 고흡연군 (2) 아니오 (100개비 미만) 저흡연군 (3) 피운 적 없음 제외 (-9) 모름/무응답 제외
	S5. 현재 매일 흡연량	() 개비 흡연량
	S6. 가끔 흡연량	() 개비 흡연량
	S24. 최근 1년간 음주로 인해 일상생활에 지장을 받은 적이 있습니까?	(1) 전혀 없다 비문제음주군 (2) 일 1회 미만 (3) 일 1회 (4) 일 2~3회 문제음주군 (5) 일 1회 (6) 주 2~3회 (7) 거의 다일 (-9) 모름/무응답 제외
음주	S17. 최근 1년 동안 얼마나 자주 술을 드셨습니까?	(1) 평소 마시지 않음 0 (2) 최근 1년간 금주 0 (3) 일 1회 미만 6일 (4) 일 1회 12일 (5) 일 2~3회 30일 (6) 주 1회 50일 (7) 주 2~3회 150일 (8) 거의 다일 360일 (-9) 모름/무응답 제외

연구결과

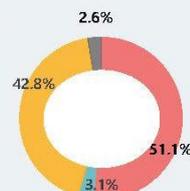
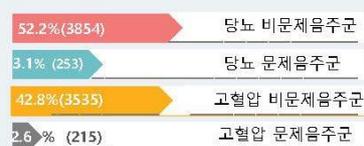
1. 선정된 연구 대상



2. 흡연군



3. 문제음주군



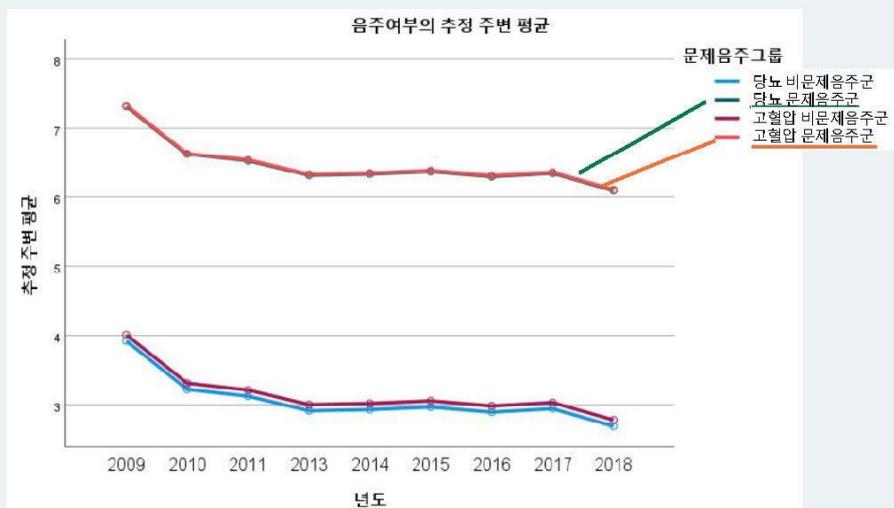
연구결과

10년간, 흡연그룹별 평균 흡연량 변화



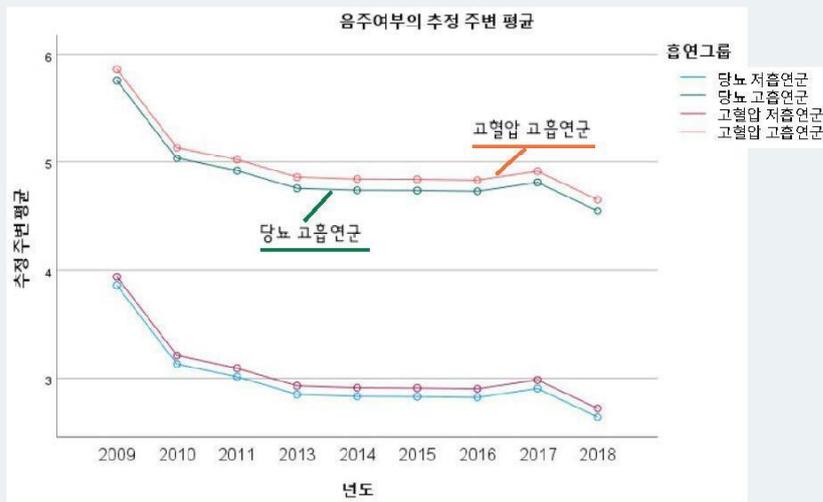
연구결과

10년간, 음주그룹별 평균 음주량 변화



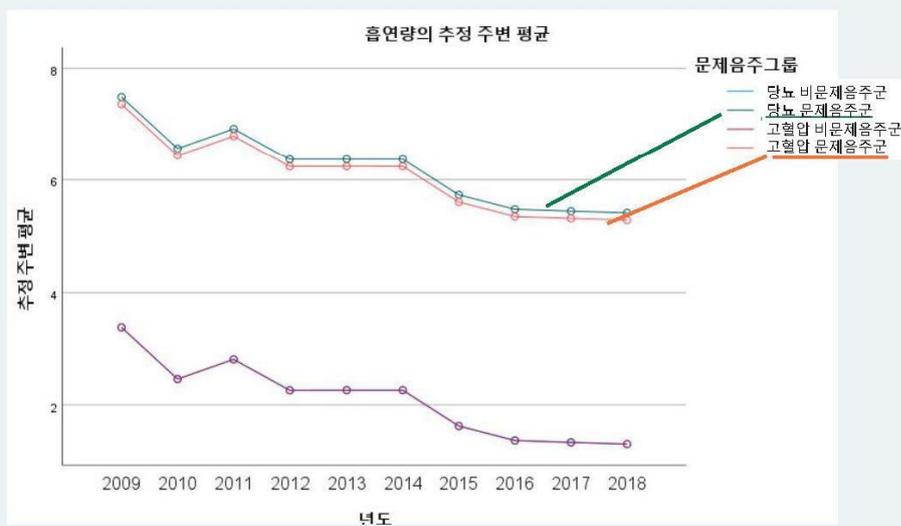
연구결과

10년간, 흡연그룹별 평균 음주량 변화



연구결과

10년간, 음주그룹별 평균 흡연량 변화



고찰 및 결론

- 고혈압과 당뇨병 환자의 흡연량 변화 없음
- 음주량 감소하였으나 문제 음주군의 음주빈도가 여전히 높음
- 흡연군의 문제 음주빈도, 문제 음주군의 흡연량도 높음
- 고혈압과 당뇨병 환자의 생활습관 개선이 치료의 일부로 작용하지 않고 있음
- 생활습관 개선이 이루어지지 않는 이유에 대한 연구 필요
- 이를 해결할 수 있는 방안을 마련해야 할 것으로 보임



THANK YOU

감사합니다.

고혈압 환자에서 상용치료원 유형에 따른 전체 복약순응도와 항목별 복약순응도

성낙진, 강한길 | 동국대학교 일산병원 가정의학과

고혈압 환자에서 상용치료원 유형에 따른 전체
복약순응도와 항목별 복약순응도

성낙진(동국대학교 일산병원 가정의학과)
강한길(동국대학교 일산병원 가정의학과)

발표순서

- 서론
- 방법
- 결과 및 고찰
- 결론

고혈압

서론

- 유병률/사망률
 - 세계: 1억 1,300만
 - 우리나라: 20세 이상 28%
 - 심뇌혈관질환 발생 및 사망 위험: 2.6배 증가
 - 경제적 손실
- 관리(적정 혈압 유지)
 - 약물복용
 - **복약순응도**가 중요(고혈압 복약순응도 : 47.7-57.4%)
 - 생활요법
 - 저염식, 적정 체중, 규칙적 운동

서론

상용치료원(Usual source of care, USC)

- 정의
 - 아프거나 건강에 대해 조언이 필요할 때 주로 가는 의사 또는 특정 의료기관(doctor's office, clinic, health center, or other place)
- 편익(benefits)
 - 의료 질 향상, 의료제공자에 대한 신뢰/만족도 증가
 - 건강 관리 효율 향상, 예방적 선별검사 더 많은 수용,
 - 의료 접근성 증가, 미충족 의료 감소, 응급실 방문 감소, 입원을 감소

서론

관련 기존 연구 복약순응도 설문지 문항

제1저자 (연도)	이용 자료	연구 대상	복약순응도 질문 문항	복약순응도 답가지
정연 (2016)	KHP 2012	20세 이상 모든 만성질환	해당 만성질환을 관리 및 치료하기 위해 정해진 복용방법대로 복용하십니까?	정해진 방법대로 복용하는 편, 정해진 방법대로 복용하지 않는 편.
신세라 (2021)	KHP 2017	65세 이상 모든 만성질환		
성재경 (사독 중)	KHP 2018	18세 이상 고혈압/당뇨/고지혈증		
제2기 KHP	2019 2020	18세 이상 고혈압, 당뇨	복용량을 잘 지켜서 복용하십니까? 복용 횟수를 잘 지켜서 복용하십니까? 복용 시간을 잘 지켜서 복용하십니까? 의사와 상의 없이 임의로 처방약 복용을 중단하신 적이 있으십니까?	꼭 지킴, 대체로 지킴, 거의 안 지킴, 전혀 안 지킴, 정확히 모름. ----- 있음, 없음

KHP: Korea health panel

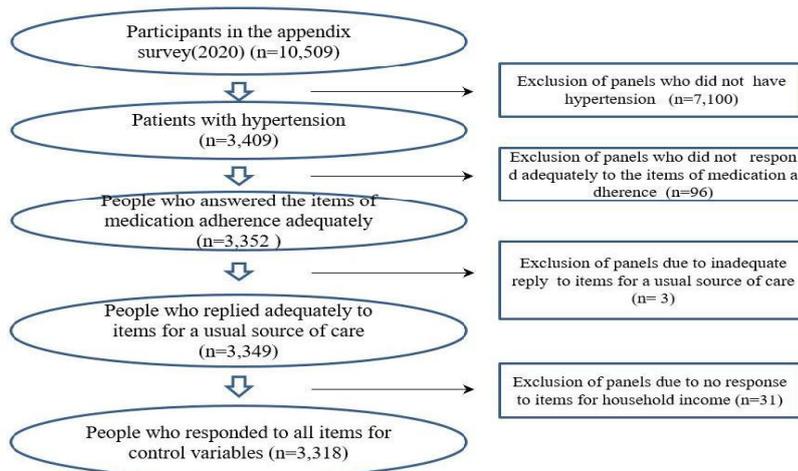
방법

자료원

- 한국의료패널 2020년(베타버전 2.2)

방법

표본 선택 과정



결과변수(복약순응도) 정의: medication adherence

방법

1. 최근 1년간 1회 복용량(한번에 먹는 약의 개수)을 잘 지켜서 약을 복용(사용)하셨습니까?
1) 꼭 지킨다. 2) 대체로 지킨다 3) 거의 안 지킨다 4) 전혀 안 지킨다. 5) 1회 복용량을 정확히 모름
2. 최근 1년간 1일 복용 횟수를 잘 지켜서 약을 복용(사용)하셨습니까?
1) 꼭 지킨다. 2) 대체로 지킨다 3) 거의 안 지킨다 4) 전혀 안 지킨다. 5) 1회 복용량을 정확히 모름
3. 최근 1년간 복용 시간을 잘 지켜서 약을 복용(사용)하셨습니까?
1) 꼭 지킨다. 2) 대체로 지킨다 3) 거의 안 지킨다 4) 전혀 안 지킨다. 5) 1회 복용량을 정확히 모름
4. 최근 1년간 의사와 상의 없이 임의로 처방약 복용을 중단하신 적이 있으십니까?
1) 있음 2) 없음

1. 항목별 복약 순응도(완전 순응과 높은 순응)
 - 복용량, 복용 횟수, 복용 시간 => 완전(꼭 지킴), 높음(꼭/대체로)
 - 복용 중단: 없음
2. 전체적 복약 순응도(완전 순응과 높은 순응)
 - 완전 (perfect) : 복용량, 횟수, 시간(완전) + 복용 중단(-)
 - 높은 (high) : 복용량, 횟수, 시간(높음) + 복용 중단(-)

예측변수

방법

- 관심 변수(상용치료원 유형)
 1. no USC (usual source of care)
 2. Place only(usual source of care without a regular doctor)
 3. RD (Regular doctor)
- 통제 변수
 - 성별: 남,여
 - 나이(세): 19-64, 65-
 - 교육 기간(년): - 6, 7 - 12, 13 -
 - 가구소득: 4분위로 범주화(총 가구소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 후에)
 - 결혼 상태: 배우자와 함께 살고 있음, 그 이외(미혼, 별거, 이혼)
 - 의료보장 형태: 건강보험, 기타
 - 가입한 민간의료보험 : 있음, 없음
 - 장애 유무: 없음, 있음
 - 주관적 건강상태: 나쁨(매우 나쁨 + 나쁨), 보통, 좋음(좋음 + 매우 좋음)
 - 만성질환 수(고혈압 제외): 0, 1, 2, 3 or more
 - 연간 외래방문수: 1 - 12, 13 - 19, 20 - 31, 32 -

결과

Table 1. General characteristics by types of a Usual Source of Care (No-3,318)

Variables	Types of a USC			P-value
	No USC	Place only	RD	
Gender	832(25.1)	756(22.8)	1,730(52.1)	0.949
Male	367(25.0)	339(23.1)	766(52.0)	
Female	465(25.2)	417(22.6)	964(52.3)	
Age				0.002
19-64	286(28.6)	198(19.8)	818(51.7)	
65-	546(23.6)	558(24.1)	1,121(52.3)	
Education duration				0.534
<6	352(26.3)	312(23.3)	676(50.5)	
7-12	373(24.3)	349(22.7)	813(53.0)	
13-	107(24.2)	95(21.4)	241(54.4)	
Household income				0.002
1st quartile(lowest)	205(24.7)	197(22.6)	438(52.8)	
2nd quartile	189(22.8)	218(26.3)	422(50.9)	
3rd quartile	231(27.8)	197(23.7)	402(48.4)	
4th quartile(highest)	207(25.0)	154(18.6)	468(56.5)	
Marital status				0.046
Married	586(25.6)	543(23.7)	1,163(50.7)	
Other ^a	246(24.0)	213(20.8)	567(55.3)	
Health coverage				0.028
NHI	798(25.6)	702(22.6)	1,626(52.0)	
Other ^b	34(17.7)	54(28.1)	104(54.2)	
Private health insurance				0.000
No	300(22.1)	349(25.8)	706(52.1)	
Yes	532(27.1)	407(20.7)	1,024(52.2)	
Disability				0.039
No	86(21.6)	109(27.4)	203(51.0)	
Yes	746(25.6)	647(22.2)	1,527(52.3)	
Self-rated health status				0.000
Poor	207(20.1)	269(26.1)	533(53.7)	
Moderate	427(27.6)	343(22.1)	785(50.5)	
Good	198(27.0)	144(19.6)	392(53.4)	
No of other chronic diseases				0.000
0	275(30.0)	185(20.2)	458(49.9)	
1	263(25.0)	218(20.7)	571(54.3)	
2	164(22.9)	176(24.6)	376(52.5)	
3 or more	130(20.6)	177(28.0)	356(51.6)	
OPD visits/year				0.002
1-12	270(28.3)	216(23.4)	436(47.3)	
13-19	189(25.0)	162(21.4)	405(53.6)	
20-31	197(24.3)	194(23.9)	420(51.8)	
32-	176(21.2)	184(22.2)	460(56.6)	

결과

Table 2. Medication adherence by general characteristics (No-3,318)

Variables	Medication adherence		P-value
	Very poor to moderate	Perfect(꼭 지킴[다])	
Type of a USC			0.000
No USC	328(39.4)	504(60.6)	
Place only	309(40.9)	447(59.1)	
Regular doctor	471(27.2)	1,259(72.8)	
Gender			0.107
Male	513(34.9)	988(65.1)	
Female	595(32.2)	1,252(67.8)	
Age			0.001
19-64	377(37.6)	624(62.4)	
65-	731(31.6)	1,585(68.4)	
Education duration			0.637
<6	439(32.8)	901(67.2)	
7-12	515(33.4)	1,022(66.6)	
13-	186(38.2)	297(61.8)	
Household income			0.005
1st quartile(lowest)	252(30.4)	578(69.6)	
2nd quartile	277(33.4)	552(66.6)	
3rd quartile	316(38.1)	514(61.9)	
4th quartile(highest)	263(31.7)	566(68.3)	
Marital status			0.655
Married	771(33.6)	1,521(66.4)	
Other ^a	357(32.9)	689(67.2)	
Health coverage			0.119
NHI	1,034(33.1)	2,092(66.9)	
Other ^b	74(38.5)	118(61.5)	
Private health insurance			0.040
No	425(31.4)	930(68.6)	
Yes	683(34.8)	1,280(65.2)	
Disability			0.490
No	139(34.9)	289(65.1)	
Yes	969(33.2)	1,951(66.8)	
Self-rated health status			0.068
Poor	356(34.6)	673(65.4)	
Moderate	533(34.3)	1,022(65.7)	
Good	219(29.8)	515(70.2)	
No of other chronic diseases			0.036
0	325(35.4)	583(64.6)	
1	322(30.6)	730(69.4)	
2	230(32.2)	485(67.8)	
3 or more	231(36.5)	402(63.5)	
OPD visits/year			0.001
1-12	352(38.2)	570(61.8)	
13-19	241(31.9)	515(68.1)	
20-31	274(33.8)	537(66.2)	
32-	241(29.1)	588(70.9)	

결과

Table 3. Adjusted odds ratios of perfect medication adherence (No-3,318)

Variables	Adjusted odds ratio(95% CI)	P-value
Type of a USC		
No USC	1	
Place only	0.95(0.77, 1.16)	0.890
Regular doctor	1.69(1.42, 2.02)	0.000
Gender		
Male	1	
Female	1.17(0.99, 1.38)	0.059
Age		
19-64	1	
65-	1.26(1.04, 1.52)	0.016
Education duration		
<6	1	
7-12	1.08(0.91, 1.30)	0.373
13-	1.05(0.80, 1.38)	0.721
Household income		
1st quartile(lowest)	1	
2nd quartile	0.84(0.68, 1.05)	0.122
3rd quartile	0.72(0.57, 0.91)	0.005
4th quartile(highest)	1.00(0.78, 1.29)	0.992
Marital status		
Married	1	
Other*	0.96(0.80, 1.14)	0.645
Health coverage		
NHI	1	
Other*	0.71(0.51, 0.98)	0.040
Private health insurance		
No	1	
Yes	0.87(0.73, 1.03)	0.109
Disability		
No	1	
Yes	1.05(0.83, 1.32)	0.693
Self-rated health status		
Poor	1	
Moderate	1.10(0.92, 1.33)	0.295
Good	1.39(1.10, 1.75)	0.006
No of other chronic diseases		
0	1	
1	1.14(0.94, 1.40)	0.184
2	1.02(0.81, 1.29)	0.848
3 or more	0.86(0.67, 1.10)	0.226
OPD visit/year		
1-12	1	
13-19	1.25(1.02, 1.54)	0.035
20-31	1.21(0.98, 1.49)	0.073
32-	1.52(1.22, 1.90)	0.000

결과

Table 4. Adjusted odds ratios of perfect medication adherence (by items/ process) (No-3,318)

Variables	Adjusted odds ratio(95% CI) of perfect medication adherence			
	Medication dose	frequency	Time	No stop
Type of a USC				
No USC	1	1	1	1
Place only	1.36(1.07, 1.72) p=0.012	1.24(0.98, 1.56) p=0.068	0.91(0.74, 1.12) p=0.378	1.26(0.83, 1.91) p=0.286
Regular doctor	2.13(1.73, 2.63) p=0.000	1.86(1.52, 2.27) p=0.000	1.72(1.43, 2.06) p=0.000	1.55(1.08, 2.21) p=0.017

Table 5. Adjusted odds ratios of high medication adherence (by items/ process) (No-3,318)

Variables	Adjusted odds ratio(95% CI) of moderate medication adherence			
	Combination of all items	Dose	Frequency	Time
Type of a USC				
No USC	1	1	1	1
Place only	1.32(0.89, 1.97) p=0.166	Model fits poor	1.94(0.82, 4.58) p=0.131	1.89(0.84, 4.23) p=0.125
Regular doctor	1.58(1.13, 2.20) p=0.008		2.43(1.19, 4.94) p=0.014	2.24(1.16, 4.34) p=0.016

고찰

기존 연구 (상용치료원 vs 복약순응도)

1저자 (연도)	이용 자료	관심변수	결과변수	결과 OR(95% CI)	비고
정연 (2016)	KHP 2012	USC (vs No USC) RD (vs No RD)	Non-adherence <= 1 item (yes or no)	0.6(0.5- 0.7)* 0.7(0.6-0.8)*	모든 만성질환, 20세 이상
신세라 (2021)	KHP 2017	USC (vs No USC) Place, RD (vs No USC) CC, hosp, GH (vs No USC)	Adherence <= 1 item(yes/no)	1.6(1.4-2.0)* 1.4(1.1-1.7)*, 1.8(1.5-2.2)* 1.7(1.4-2.0)*, 1.7(1.2-2.4)*, 1.5(1.1-2.0)*	모든 만성질환, 65세 이상
성재경 (사독)	KHP 2018	place-cc, place-hosp (vs No USC) RD-cc, RD-hosp (vs No USC)	Adherence <= 1 item(yes/no)	1.0(0.7-1.5), 0.8(0.5-1.3) 1.6(1.1-2.4)*, 1.4(0.9-2.3)	고혈압/당뇨/고지혈증, 18세 이상
성낙진 (2022)	KHP 2020	Place (vs No USC) RD (vs No USC)	Adherence : Perfect/ high Overall/ item <= 4 items (4 point scale)	0.95(0.77-1.16) 1.69(1.42-2.02)*	고혈압, 18세 이상

* P < 0.05 by multiple logistic regression
 OR: odds ratio, CI: confidence interval, KHP: Korea health panel
 USC: usual source of care, RD: regular doctor, Place: USC without RD
 CC: community clinic, hosp: hospital, GH: general hospital

고찰

제한점과 논의점

• 제한점

1. 횡단분석: 인과 말할 수 없다.
2. 연구 대상의 답변에 의존한 복약 순응도=>
3. 회상 비뚤림(recall bias) =>

• 논의점

1. 2019년 자료 이용 동일한 방식 분석 결과(약간의 차이, 상용기관에서도 유의)
 - (Vs 2019년): 주치의 보유율(전체/ 고혈압 환자)
2. 가중치 부여(vs 가중치 부여하지 않음)
 - **Perfect adherence=> 전체적/항목별 모두 대동소이**
 - High adherence => 전체적 대동소이, 빈도/시간에서 차이 (주치의도 모두 비유의)

결론

- 고혈압에서 상용치료원을 보유하지 않은 집단과 비교하여 주치의의 보유 집단에서 복약순응도(전체적/항목별)가 유의하게 높았다.
- 주치의 보유의 편익
 - 기존 연구에서 알려진 여러가지 편익에 복약순응도 향상이라는 항목 추가하는 근거 제공(우리나라, 고혈압 환자)
- 주치의 보유를 권고하는 의료 정책 시사

- 경청해 주셔서 감사합니다.

한국 성인의 상용치료원 보유와 미충족의료의 연관성

이재호 | 가톨릭대학교 가정의학교실

한국 성인의 상용치료원 보유와 미충족의료의 연관성

Association of having a usual source of care with unmet
healthcare needs in Korean adults - using the Korea Health
Panel 2020 data

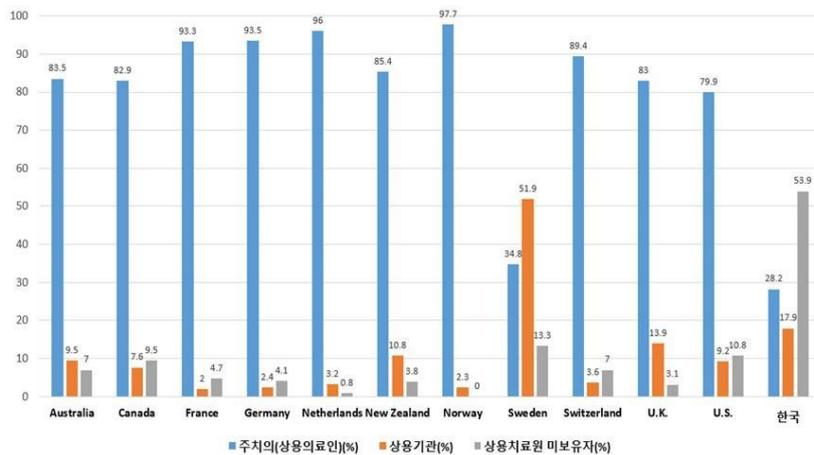
가톨릭대학교 가정의학교실
이재호

상용치료원(Usual source of care)이란?

- 정의: 아플 때 또는 건강관련 조언이 필요할 때 찾는 의료 서비스 제공자 (의료인 또는 의료기관).
- 상용치료원은 주치의와 어떻게 다른가?
- 일차의료 속성(최초 접촉, 포괄성, 조정기능, 그리고 지속성)
- 국내 상용치료원이 일차의료 속성을 지니는가?
- 상용치료원이 일차의료 속성을 지니는 국가와 그렇지 않은 국가.

상용치료원 보유 현황 국가간 비교

(한국-한국의료패널 2019, 19세 이상, 외국-Commonwealth Fund 2020 International Health Policy Survey, 18세 이상)



2022-11-29

3

상용치료원 보유의 효과

- 서비스 제공자에 대한 더 큰 신뢰와 만족도.
- 적절한 만성질환 관리. (Winters et al, 2010)
- 예방 서비스 더 많이 받음.(Blewett et al, 2008)
- 응급실 방문을 덜 함.(Pettersson et al, 2009)
- 미충족의료율 낮음, 예) 필요한 약 처방을 받지 못하는 경우. (DeVoe et al, 2011)
- 상용 의사 보유 vs 상용 기관 보유의 효과
 - ✓ 응급실 방문/병원 입원 확률 낮음 (Kim et al 2017)
 - ✓ 혈압, 콜레스테롤 검사, 독감 등 예방접종, Pap smears, mammogram 등 예방적 건강 서비스 받을 확률 높음 (Xu 2002, Blewett et al, 2008)

상용치료원 보유 관련 요인

- 미국 Medicare beneficiaries의 95.6% 상용치료원 보유 (CMS 2013).
- 미국 노인의 상용치료원 미보유 관련 요인. (Health Serv Res 2011)
 - ✓ 상대적으로 젊은 65-74세 노인, 남성, 백인 외 인종, 히스패닉,
 - ✓ 저소득, 낮은 교육수준,
 - ✓ 상대적으로 건강하여 기능적 제한/우울 증상 적음.
- 한국 성인 상용치료원 보유 관련 요인 (BMC Fam Practice 2016)
 - ✓ 고령, 여성, 기혼, 교육수준 높을 수록,
 - ✓ 저소득 계층, 의료급여수급권자,
 - ✓ 만성질환보유자.

연구 질문

- 대한민국 정부는 국민이 상용치료원 보유하도록 제도적으로 권장하지 않아 왔음.
- 따라서 상용치료원이 일차의료 속성을 지니지 못하고 아파야만 상용치료원을 보유하는 경우가 많아, 상용치료원 보유의 가치에 관한 근거가 충분하지 않은 상황임,
- 상용치료원으로 의사를 둔 사람은 의료기관만 둔 사람에 비해 미충족의료에 있어서 차이가 있을까? 있다면 얼마나 있을까?

연구 방법

- 자료원:
 - ✓ KHP 제 2기 2020년 조사자료(KHP beta version 2.2)
- 분석대상:
 - ✓ 19세 이상 패널 참가자(n=11,422) 중 상용치료원 관련 질문 응답자(n=10,508).

결과 변수와 관심 변수

- **미충족의료 설문 문항:** “최근 1년 동안, 본인이 생각하기에 병의원(한방 포함) 치료 또는 검사를 받아 볼 필요가 있었지만 병의원에 가지 못한 적이 한 번이라도 있습니까?”
- **미충족의료 이유:** “최근 1년 동안 필요한 병의원 치료 또는 검사를 받지 못한 이유는 무엇입니까?”
- **상용치료원 설문 문항:** “귀하는 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관(단골 병의원)/의사(단골 의사)이 있습니까?”
- 상용 기관을 의원, 병원, 보건소, 한방의료기관으로 구분,
- 상용 의사 전문과목을 가정의학과, 내과, 기타 과, 일반의, 한의사로 구분.

인구사회학적 변수

- **연령:**
 - ✓ 19-34세, 35-49세, 50-64세, 65세 이상으로 4범주화.
- **혼인 상태:**
 - ✓ 혼인, 이혼/별거/사별, 미혼으로 3범주화.
- **교육수준:**
 - ✓ 초등 학력 이하, 중고등 학력, 대학 이상으로 3범주화.
- **소득수준:**
 - ✓ 연간 가구 소득 2천만 원 미만에서 8천만 원 이상까지 2천만 원 단위로 5 범주화.

건강관련 변수

- 건강보장유형:
 - ✓ 직장보험, 지역보험, 의료급여로 3범주화.
- 만성질환 유무:
 - 30개 주요 만성질환 중 하나라도 있는 경우를 '유'로, 그렇지 않은 경우를 '무'로 2범주화.
- Charlson 동반 상병 지수(comorbidity index) 점수:
 - ✓ 0점, 1점, 2점 이상 군으로 3범주화.
- 주관적 건강상태:
 - ✓ 매우 좋음, 좋음, 보통, 나쁨, 매우 나쁨의 5개의 답 가지를 양호, 보통, 저조의 3개로 범주화.

통계 분석

- 상용치료원 보유 유형을 무보유, 상용 기관 보유, 상용 의사 보유 3군으로 구분,
- 미충족의료 경험 유, 무, 불필요 3군으로 구분, 인구사회학적 요인 별 분포 제시.
- 미충족의료율의 인구사회학적 요인 별 차이: t-test 와 ANOVA.
- 분포의 백분율: 횡단 모집단 가중치 적용.
- 상용치료원 (의사 vs 기관) 보유자 미충족의료 관련요인: multiple logistic regression analysis.
- 통계 패키지: SAS 9.4 사용.

표 1-1 한국의료패널(2020) 상용치료원 유형별 인구사회학적 요인 (만 19세 이상)

		상용치료원 유형			
		없음	상용기관	상용의사	합계
		5,136 (54.3)	1,827 (16.0)	3,545 (29.7)	10,508 (100)
연령 (P<0.001)	19-34세	774 (67.2)	158 (15.0)	165 (17.9)	1,097 (100)
	35-49세	1,371 (61.1)	287 (13.9)	519 (25.0)	2,177 (100)
	50-64세	1,561 (51.0)	488 (15.7)	991 (33.3)	3,040 (100)
	65세 이상	1,430 (33.0)	894 (20.9)	1,870 (46.1)	4,194 (100)
성 (P<0.001)	남자	2,375 (56.8)	785 (15.2)	1,533 (28.0)	4,693 (100)
	여자	2,761 (51.9)	1,042 (16.7)	2,012 (31.4)	5,815 (100)
	missing=1	751 (44.7)	343 (16.3)	812 (39.0)	1,906 (100)
혼인상태 (P<0.001)	혼인	3,571 (51.3)	1,300 (16.2)	2,528 (32.5)	7,399 (100)
	이혼/별거/사별	814 (66.7)	184 (15.3)	205 (18.0)	1,203 (100)
	미혼	879 (37.1)	521 (21.2)	1,013 (41.7)	2,413 (100)
교육수준 (P<0.001)	초등 이하	2,184 (52.5)	801 (15.8)	1,615 (31.7)	4,600 (100)
	중고등	2,073 (59.2)	505 (15.0)	917 (25.8)	3,495 (100)
	대학 이상	1,019 (43.1)	558 (19.5)	1,139 (37.5)	2,716 (100)
총 가구소득 (만원/년) missing=28 (P<0.001)	- 1,999	1,325 (54.0)	514 (16.9)	926 (29.1)	2,765 (100)
	2,000 - 3,999	1,198 (60.4)	339 (14.7)	640 (24.9)	2,177 (100)
	4,000 - 5,999	700 (56.6)	155 (13.5)	368 (29.9)	1,223 (100)
	6,000 - 7,999	874 (54.3)	260 (16.0)	465 (29.7)	1,599 (100)

표 1-2 한국의료패널(2020) 상용치료원 유형별 건강관련 요인 / 미충족의료(만 19세 이상)

		상용치료원 유형			
		없음	상용기관	상용의사	합계
		5,136 (54.3)	1,827 (16.0)	3,545 (29.7)	10,508 (100)
건강보장 missing=1 (P<0.001)	직장보험	3,535 (54.2)	1,241 (16.1)	2,343 (29.7)	7,119 (100)
	지역보험	1,469 (56.8)	474 (14.6)	999 (28.6)	2,942 (100)
	의료급여	132 (34.7)	111 (23.5)	203 (41.8)	446 (100)
만성질환 (P<0.001)	유 ¹⁾	1,840 (32.0)	1,249 (20.7)	2,685 (47.3)	5,774 (100)
	무	3,296 (67.6)	578 (13.2)	860 (19.2)	4,734 (100)
	Charlson comorbidity index 점수 (P<0.001)	0	4,478 (59.3)	1,252 (14.9)	2,327 (25.8)
주관적 건강상태 (P<0.001)	1	524 (24.7)	472 (22.0)	1,019 (53.2)	2,015 (100)
	2 이상	134 (31.7)	103 (22.1)	199 (46.3)	436 (100)
	양호	2,090 (62.3)	509 (13.6)	981 (24.1)	3,580 (100)
미충족 의료 (P<0.001)	보통	2,421 (53.2)	837 (16.1)	1,652 (30.7)	4,910 (100)
	저조	625 (35.9)	481 (22.2)	912 (42.0)	2,018 (100)
	경험 있음	601 (50.5)	269 (18.2)	440 (31.3)	1,310 (100)
경험 없음	경험 없음	4,124 (52.3)	1,536 (16.2)	3,094 (31.6)	8,754 (100)
	의료 불필요	411 (88.6)	22 (8.4)	11 (3.0)	444 (100)

Chi-square test. 빈도를 제외한 통계 값은 모집단 횡단 가중치 적용한 것임. ¹⁾만성질환 유: 주요 만성질환 중 하나라도 있는 경우. 상용의사 보유자 3,545명 중 11명은 상용기관 없음.

표 2-1. 한국의료패널(2020) 미충족의료 경험유무별 인구사회학적 요인 분포 (만 19세 이상)

		미충족의료 경험			합계	미충족의료율(A/A+B)(%)
		있음(A)	없음(B)	불필요		
		1,310 (14.0)	8,754 (79.7)	444 (6.2)	10,508 (100)	15.0
연령 (P<0.001) / (P<0.001)	19 - 34세	138 (13.7)	810 (72.5)	149 (13.8)	1,097 (100)	15.9
	35 - 49세	376 (18.0)	1,676 (76.8)	125 (5.2)	2,177 (100)	19.0
	50 - 64세	360 (12.3)	2,562 (83.2)	118 (4.5)	3,040 (100)	12.8
	65세 이상	436 (11.2)	3,706 (87.6)	52 (1.2)	4,194 (100)	11.3
성 (P<0.001) / (P=0.880)	남자	567 (13.8)	3,846 (78.1)	280 (8.1)	4,693 (100)	15.0
	여자	743 (14.3)	4,908 (81.3)	164 (4.4)	5,815 (100)	14.9
혼인상태 missing=1 (P<0.001) / (P=0.151)	혼인	859 (13.9)	6,310 (82.5)	230 (3.6)	7,399 (100)	14.4
	이혼/별거/사별	289 (15.6)	1,577 (80.9)	40 (3.5)	1,906 (100)	16.1
	미혼	162 (13.5)	867 (72.4)	174 (14.1)	1,203 (100)	15.7
교육수준 (P<0.001) / (P<0.001)	초등 이하	326 (15.5)	2,063 (83.2)	24 (1.3)	2,413 (100)	15.7
	중고등	506 (12.4)	3,921 (83.0)	173 (4.6)	4,600 (100)	13.0
	대학 이상	478 (14.9)	2,770 (76.6)	247 (8.5)	3,495 (100)	16.3
총 가구소득 (만원/년) missing=28 (P<0.001) / (P<0.001)	- 1,999	388 (15.1)	2,364 (81.0)	64 (3.9)	2,716 (100)	15.7
	2,000 - 3,999	270 (11.0)	2,378 (82.4)	117 (6.6)	2,765 (100)	11.8
	4,000 - 5,999	248 (13.9)	1,811 (79.6)	118 (6.6)	2,177 (100)	14.8
	6,000 - 7,999	174 (16.4)	986 (76.5)	63 (7.2)	1,223 (100)	17.6
	8,000 -	224 (14.4)	1,295 (79.1)	80 (6.5)	1,599 (100)	15.4

표 2-2. 한국의료패널(2020) 미충족의료 경험 유무별 건강관련 요인 분포 (만 19세 이상)

		미충족의료 경험			합계	미충족의료율(A/A+B)(%)
		있음(A)	없음(B)	불필요		
		1,310 (14.0)	8,754 (79.7)	444 (6.2)	10,508 (100)	15.0
건강보장 missing=1 (P<0.001) / (P<0.001)	직장보험	849 (13.9)	6,000 (80.5)	270 (5.6)	7,119 (100)	14.7
	지역보험	371 (13.4)	2,407 (78.5)	164 (8.1)	2,942 (100)	14.6
만성질환 (P<0.001) / (P=0.001)	의료급여	90 (22.3)	346 (72.6)	10 (5.1)	446 (100)	23.5
	유 ¹⁾	698 (13.5)	5,060 (86.0)	16 (0.5)	5,774 (100)	13.6
CCI 점수 (P<0.001) / (P=0.029)	무	612 (14.4)	3,694 (76.0)	428 (9.6)	4,734 (100)	15.9
	0	1,014 (14.2)	6,602 (78.5)	441 (7.3)	8,057 (100)	15.4
	1	249 (13.3)	1,764 (86.6)	2 (0.1)	2,015 (100)	13.3
주관적 건강상태 (P<0.001) / (P<0.001)	2 이상	47 (11.2)	388 (88.6)	1 (0.2)	436 (100)	11.2
	양호	310 (10.0)	3,009 (80.6)	261 (9.5)	3,580 (100)	11.0
	보통	599 (14.7)	4,135 (80.0)	176 (5.3)	4,910 (100)	15.5
상용치료원 유형 (P<0.001) / (P=0.132)	저조	401 (23.1)	1,610 (76.5)	7 (0.4)	2,018 (100)	23.2
	없음	601 (13.1)	4,124 (76.8)	411 (10.2)	5,136 (100)	14.5
	상용기관	269 (16.0)	1,536 (80.7)	22 (8.4)	1,827 (100)	16.5
	상용의사	440 (14.8)	3,094 (84.6)	11 (3.0)	3,545 (100)	14.8

Chi-square test, t-test, and ANOVA. 빈도를 제외한 통계 값은 모집단 횡단 가중치 적용한 것임. ¹⁾만성질환 유: 주요 만성질환 중 하나라도 있는 경우. 상용의사 보유자 3,545명 중 11명은 상용기관 없음. CCI, Charlson comorbidity index

표 3. 상용 기관 유형별 미충족의료 (한국의료패널 2020, 19세 이상, P=0.138)

	미충족 의료 경험				미충족의료율 (A/A+B)(%)
	있음(A)	없음(B)	불필요	합계	
	709 (15.2)	4,619 (83.2)	33 (1.6)	5,361 (100)	15.4
의원	446 (15.9)	2,816 (83.0)	14 (1.1)	3,276 (100)	16.1
병원	242 (14.0)	1,658 (83.6)	19 (2.4)	1,919 (100)	14.3
보건소	10 (9.7)	87 (90.3)	0	97 (100)	9.7
한방 의료기관	11 (20.1)	58 (79.9)	0	69 (100)	20.1

ANOVA. 빈도를 제외한 통계값은 모집단 횡단 가중치 적용함.

표 4. 상용 의사 전문과목별 미충족의료 (한국의료패널 2020, 19세 이상, P<0.001)

	미충족 의료 경험				미충족의료율 (A/A+B)(%)
	있음(A)	없음(B)	불필요	합계	
	440 (14.8)	3,094 (84.6)	11 (0.6)	3,545 (100)	14.9
가정의학과	57 (18.6)	348 (81.3)	1 (0.1)	406 (100)	18.6
내과	242 (11.6)	2,013 (87.6)	6 (0.8)	2,261 (100)	11.7
기타 과	112 (19.4)	544 (80.5)	1 (0.1)	657 (100)	19.4
일반의	15 (15.3)	111 (79.8)	3 (4.9)	129 (100)	16.1
한의학	12 (19.6)	54 (80.4)	0	66 (100)	19.6
모름	2 (28.4)	24 (71.6)	0	26 (100)	28.4

ANOVA. 빈도를 제외한 통계값은 모집단 횡단 가중치 적용함.

표 5. 의원 상용 의사 전문과목별 미충족의료 (한국의료패널 2020, 19세 이상, P<0.001)

	미충족 의료경험			합계	미충족 의료율 (A/A+B)(%)
	있음(A)	없음(B)	불필요		
	305 (15.9)	2,033 (83.6)	7 (0.5)	2,334(100)	16.0
가정의학과	49 (19.5)	297 (80.3)	1 (0.2)	347 (100)	19.5
내과	164 (11.5)	1,372 (87.8)	5 (0.8)	1,541 (100)	11.5
기타 과	72 (23.3)	259 (76.8)	0	331 (100)	23.3
일반의	14 (22.1)	691 (77.4)	1 (0.5)	849(100)	22.2
한의학	4 (29.8)	10 (70.2)	0	14 (100)	29.8
모름	2 (38.2)	15 (61.8)	0	17 (100)	38.2

ANOVA. 빈도를 제외한 통계값은 모집단 횡단 가중치 적용함.

그림 1. 미충족의료 이유

(%, 복수응답허용) (한국의료패널 2020 자료, 19세 이상, n = 1,310, 가중치 적용 백분율)



표 6. 한국의료패널(2020) 상용치료원 보유자의 미충족의료 관련요인 (19세 이상)

		Odds Ratios	95% 신뢰구간			Odds Ratios	95% 신뢰구간
연령	35세 미만	1		건강보장 유형	직장보험	1	
	35-49세	1.19	0.79 - 1.81		지역보험	1.08	0.90 - 1.31
	50-64세	0.63	0.40 - 1.00		의료급여	1.46	1.06 - 2.00
	65세 이상	0.39	0.24 - 0.64				
성	남자	1		CCI 점수	0	1	
	여자	0.94	0.79 - 1.12		1	0.93	0.76 - 1.23
혼인상태	미혼	1			2점 이상	0.70	0.47 - 1.04
	이혼/별거/사별	1.17	0.78 - 1.77	주관적 건강	좋음	1	
	혼인	0.90	0.63 - 1.31		보통	1.31	1.05 - 1.62
			나쁨		2.47	1.95 - 3.15	
교육수준	초등학교 이하	1		상용치료원	상용기관	1	
	중-고등학교	0.79	0.63 - 0.99		상용의사	0.82	0.70 - 0.98
	대학학력 이상	0.75	0.57 - 1.00				
가구소득 (원/년)	< 2,000	1		Hosmer and Lemeshow Test for fitting models		P = 0.973	
	2,000 - 3,999	0.62	0.49 - 0.80	Concordance statistic		c = 0.657	
	4,000 - 5,999	0.75	0.57 - 1.00				
	6,000 - 7,999	1.00	0.72 - 1.39				
	≥ 8,000	1.06	0.78 - 1.44				

Multiple logistic regression. CCI, Charlson comorbidity index.

결과 요약(1)

- 한국 성인의 상용 의사(주치의) 보유율 29.7%.
 - ✓ 연령이 많을수록 높아서 65세 이상 46.1%, 여성 31.4%, 혼인상태별로 이혼/별거/사별 군이 39.0%, 초등학교 이하 군이 41.7%, 가구소득 연간 2,000만 원 이하 군이 37.5%로 상대적으로 높았음.
 - ✓ 건강보장유형별로 의료급여군이 41.8%, Charlson 동반상병지수 점수 1점인 군이 53.2%, 주관적 건강상태 저조 군이 42.0%로 높았고, '의료서비스 불필요' 군은 주치의 보유율이 낮아 3%에 불과.
- 한국 성인의 미충족의료율은 15.9%.
 - ✓ 연령별로 65세 이상 군이 가장 낮아 11.3%, 교육수준 대학 이상인 군이 높아 16.3%. 연간 가구소득 6,000 - 7,999만원 군이 높아 17.6%. 성별, 혼인상태별, 상용치료원 유형별, 상용기관 유형별로는 차이 없음.
 - ✓ 건강보장유형, 의료급여 군이 높아 23.5%. 만성질환 군은 낮아 13.6%(vs 15.9%). Charlson 동반상병지수 점수 높은(2 이상인) 군이 낮아 11.2%, 낮은(0점) 군이 높아 15.4%. 주관적 건강상태 저조군이 높아 23.2%.

결과 요약 (2)

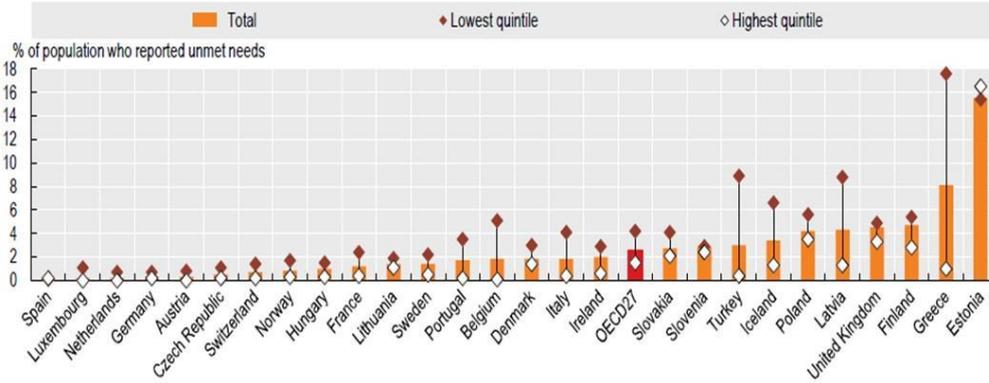
- 상용 의사 전문과목별 미충족의료율: 내과11.7% - 한의학19.6%.
- 미충족의료 이유(복수응답): 시간(61.4%), 의료비(17.7%), 일(9.8%), 접근성(8.4%) 순.
- Multiple logistic regression analysis 결과, 미충족의료 가능성은
 - ✓ 상용 의사 보유군은 상용 기관 보유군에 비해서 낮았음(OR 0.82, 95% CI 0.70-0.98).
 - ✓ 65세 이상은 35세 미만에 비해 낮았음(OR 0.39, 95% CI 0.24-0.64).
 - ✓ 교육수준이 대학 학력 이상 군은 초등 학력 이하 군에 비해 낮았음(OR 0.75, 95% CI 0.57-1.00).
 - ✓ 의료급여수급권자는 직장건강보험 가입자에 비해 높았음(OR 1.46, 95% CI 1.06-2.00).
 - ✓ 주관적 건강수준이 나쁜 군이 좋은 군에 비해 높았음(OR 2.47, 95% CI 1.95-3.15).

고찰(1)

- 한국 성인 상용 의사 보유율(29.7%)은 선진국 성인 상용 의사 보유율(>80%)과 비교하면 매우 낮음.
 - ✓ 미국 Commonwealth Fund Survey(2020): 노르웨이 97.7%, 네덜란드 96%, 독일 93.5%, 프랑스 93.3%, 스위스 89.4%, 뉴질랜드 85.4%, 호주 83.5%, 영국 83.0%, 캐나다 82.9%, 미국 79.9% 순.
- 한국의료패널 자료에서 한국 성인의 미충족의료율 매우 높은 수준(2020년 15.0%, 2019년 15.1%).
 - ✓ OECD Health at a glance 보고서(2021)에 의하면, 2019년 비교 가능한 27개 회원국 미충족의료율은 평균 2.6%, 15% 이상인 국가는 에스토니아 1개국.
- 한국의 미충족의료율은 낮아지는 추세.
 - ✓ 한국의료패널 2009년 미충족의료율 21.5%(정영호 2012)에서 2020년 15.0%로 감소하여 6.5% 포인트 낮아졌으며,
 - ✓ 성별로도 남성 19.6%에서 15.0%로, 여성 23.1%에서 14.9%로 낮아짐.

OECD 27개 회원국 소득 수준별 미충족의료율(2019)

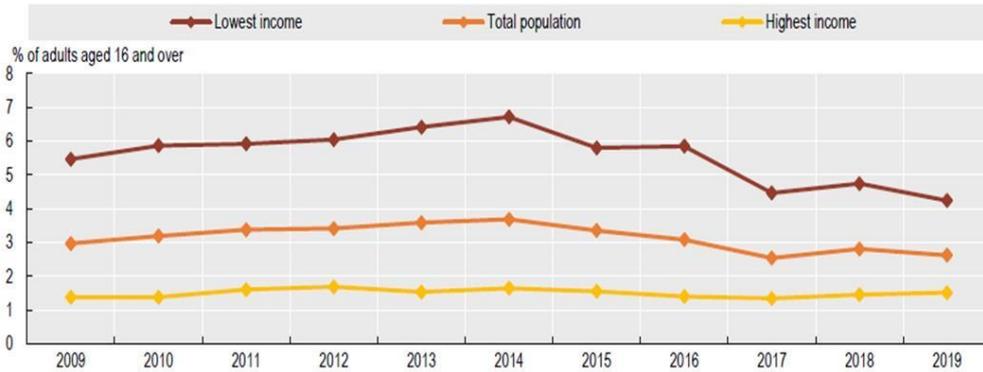
People are asked whether there was a time in the previous 12 months when they felt they needed medical care but did not receive it.



Source: Eurostat database, based on EU-SILC.

StatLink <https://stat.link/uv9k1z>

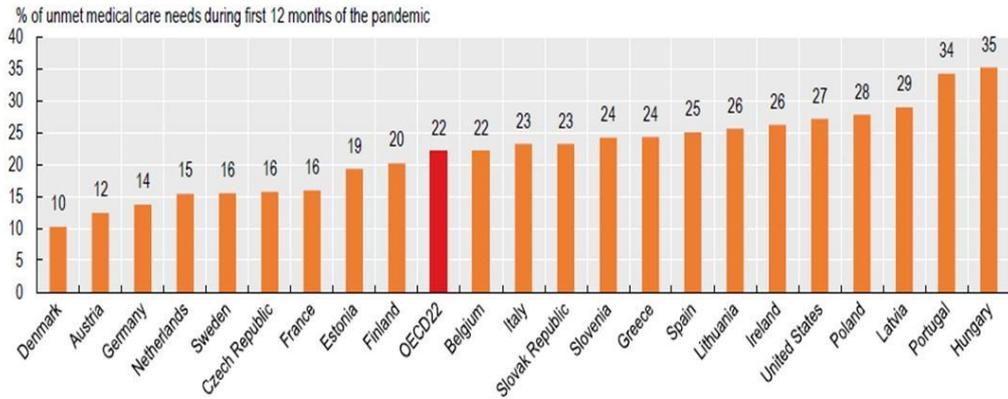
OECD 27개 회원국 소득 수준별 미충족의료율 추세, 2009-19



Source: Eurostat database, based on EU-SILC.

StatLink <https://stat.link/snuxo>

OECD 22개 회원국의 Pandemic 첫 12개월(2020-21) 동안 미충족의료율



Source: Eurofound Living, Working and COVID-19 Survey; Household Pulse Survey from the United States Census Bureau.

StatLink <https://stat.link/qsafm3>

고찰(2)

- 연령별 미충족의료율에서 35-49세가 19.0%로 높은 것은 미충족의료 이유로 '시간을 내기가 어려워'서'로 응답한 비율이 61.4%로 가장 높은 것과 관련.
- 취약계층에서 오히려 미충족의료율이 낮은 것은 특이한 소견.
 - ✓ 연령별로 65세 이상에서 가장 낮아 11.3%, 만성질환 보유자(13.6%)가, Charlson 동반상병지수 점수가 높아질수록(0점 15.4%, 1점 13.3%, 2점 이상 11.2%) 미충족의료율이 낮음.
 - ✓ 2017년 6월부터 시행된 본인일부담금 산정특례제도, 2005년부터 시작된 성인 암 의료비 지원사업의 점진적 확대 등에 의해 의료 접근성이 향상된 결과에 기인하는 현상으로 추정.
 - ✓ 국내 취약계층의 경우 상용 의사 보유율이 상대적으로 높은 것도 이 현상에 기여할 것으로 추정.

결론

- 상용 의사 보유가 상용 기관 보유보다 미충족의료 경험 확률이 0.82배 낮음.
- 한국 성인에서 미충족의료율을 낮추기 위해서는 상용 기관 보유가 아니라 상용 의사를 보유하도록 권장하는 정책이 바람직함.

자유연제

1-2

제14회 한국의료패널 학술대회

의료이용·의료비 부담

좌장 | 신의철(가톨릭대학교)

발표1. 세대 구성이 가구주의 소득 수준에 따른 의료비 부담에 끼치는 영향에 대한 다수준 분석
한아름(서울대)

발표2. 소득분위별 고용안정성이 의료이용에 미치는 영향
문석준(한국보건사회연구원)

발표3. 우리나라 의료서비스 이용을 위한 교통비 지출에 영향을 미치는 요인 분석
장수연(Max Planck Institute for Demographic Research),
선정연(Erasmus Univ.), 오인환(경희대)

토론 | 이진형(성균관대)
권용진(서울대)



세대 구성이 가구주의 소득 수준에 따른 의료비 부담에 끼치는 영향에 대한 다수준 분석

한아름 | 서울대학교

세대 구성이 가구주의 소득 수준에 따른
의료비 부담에 끼치는 영향에 대한 다수준 분석

제14회 한국의료패널 학술대회
연구 중 초록 자유연제 발표

2022. 12. 09
서울대학교 한아름

CONTENTS
(1) 연구 배경 및 목적
(2) 연구 방법
(3) 분석 결과
(4) 고찰 및 추가 연구 사항

연구배경 및 목적
<h2>초고령화 사회</h2> <ul style="list-style-type: none">✓ 2018년에 이미 65세 이상 노인 인구가 전체 인구의 14.3%를 차지함✓ 2025년에 20.3%로 예상되어 초고령사회로 진입할 것으로 예견됨
3/22

연구배경 및 목적

- 빈곤한 노년층과 1인 가구
 - 65세 이상 노인의 55%가 수입원의 대부분을 자녀에게 의존함
 - 고령층과 1-2인 가구에서 빈곤 인구 비율이 높아지고 있음
 - 소득 하위 계층으로 내려올수록 가구 원수가 적고 가구주의 평균 연령이 높은 경향이 있음
- 노년층의 의료비 부담 문제
 - 노인의 약 89.2%가 고혈압, 관절염 등의 만성질환을 앓고 있음
 - 가구주의 연령이 높을수록 진료비 부담으로 의료 이용을 포기한 경향이 높아지는 경향이 관찰됨
 - 독거노인의 25.7%는 진료가 필요하나 경제적 이유 등으로 진료를 받지 못한 경험이 있음
 - 여성 독거노인 가구 중 지불 능력 대비 의료비 비중이 10% 이상인 과부담 의료비 지출 가구가 41.3%로 집계됨

4/22

연구배경 및 목적

노년층에서 가구주의 소득 감소에 따른 의료비 지출 부담 증가

↓

1인가구가 비 1인가구보다 극심한 양상을 보일 것인가?

5/22

연구 방법

- 분석자료: **한국의료패널 2.0**(2기 한국의료패널)
 - 2016년 등록센서스를 모집단으로 한, 17개 시도별 조사구에 거주하는 일반 가구를 대상으로 한 패널 자료
 - 표본 조사구는 지역별로 체공근 비례 배분하였으며, 조사구는 708개에 달함
 - 대상 가구 수는 약 8,500가구
 - 2기 원 표본은 2019년에 자료가 사전 수집된 이후, 매해 조사되고 있음
- 원 표본의 가구 및 가구원 특성은 아래 패널 특성과 같음 (출처: 한국의료패널)

· 가구 특성

평균 가구원수: 2.5명

· 세대 구성

· 가구원 특성

· 연령

6/22

연구 방법

- 변수 종류 및 활용
 - (1) 독립 변수: 65세 이상 가구의 소득 수준
 - **균등화 가구 소득**으로 계산한 가구원 1인당 월평균소득을 기준으로 함 (OECD, 가구원 1인당 소득 비교)
$$\text{균등화 가구 소득} = \text{총 가구 소득} / \sqrt{\text{가구원 수}}$$
 - (2) 종속 변수: 해당 가구의 의료비 부담 (Y/N)
 - (3) 집단 변수: 세대 구성
 - '1인가구'와 '그 외'로 분류
 - (4) 공변량
 - 가구의 성별, 연령, 현재 결혼 여부, 만성 질환 여부, 교육 수준
 - 가구의 거주 지역, 민간 보험 가입 여부, 재난적 의료비 지급 여부
- 데이터 특성 확인 시 가구원 가중치를 이용함

7/22

연구 방법

- 변수의 분류

명목 변수	구분	내용
가구주의 소득 수준 (Income level)	Low	중임값의 50% 이하
	Middle	중임값의 50%~150%
	High	중임값의 150% 이상
가구의 의료비 부담 (Medical Financial Burden)	No	가계에 별로 부담을 주지 않았다 / 가계에 전혀 부담을 주지 않았다 / 보통이었다
	Yes	가계에 약간의 부담을 주었다 / 가계에 매우 큰 부담을 주었다
거주 지역 (Residence)	Seoul	서울, 경기
	Metropolitan	부산, 대구, 인천, 광주, 대전, 울산
	Others	세종, 강원, 충북, 충남, 전북, 전남, 경북, 경남, 제주

8/22

연구 방법

- 로지스틱 다수준 모형

$$1 - level :: \log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{ij}, \quad j = 1, 2$$

$$2 - level :: \beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + \delta_{0j}, \quad \beta_{1j} = \gamma_{10}, \quad \delta_{0j} \sim N(0, \sigma_\delta^2)$$

$$\log\left(\frac{p_{ij}}{1-p_{ij}}\right) = \gamma_{00} + \gamma_{01}z_j + \gamma_{10}x_{ij} + \delta_{0j}, \quad j = 1, 2, \quad \delta_{0j} \sim N(0, \sigma_\delta^2)$$

- 1 level은 개인 수준이고, 2 level은 집단(가구) 수준임
- x_{ij} 는 j 번째 세대의 가구주에 대한 i 번째 개인 수준 설명 변수이며, β_{0j} 는 절편, β_{1j} 는 개인 수준에서 종속 변수에 미치는 설명 변수의 효과를 의미함
- β_{0j} 는 j 번째 세대의 가구에 대한 설명변수 z_j 와 해당 가구의 오차항 δ_{0j} 로 이루어져 있음
- 집단(j)은 1인 가구와 그 외의 세대 구성의 두 종류로 이루어져 있음

9/22

연구 방법

종속 변수는 가구의 의료비 부담, 집단 변수는 세대구성으로 전 모형에서 동일함

- 모형 1: 설명변수로 가구주의 소득 수준만 포함된 모형

$$\text{logit}(p_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{1ij}$$

- 모형 2: 설명변수로 가구주의 소득 수준, 성별, 연령, 현재 결혼 여부, 만성 질환 여부, 교육 수준이 포함된 모형

$$\text{logit}(p_{ij}) = \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{1ij} + \beta_{2j}x_{2ij} + \beta_{3j}x_{3ij} + \beta_{4j}x_{4ij} + \beta_{5j}x_{5ij} + \beta_{6j}x_{6ij}$$

- 모형 3: 모형 2에 더해 설명변수에 집단 변수인 가구의 거주 지역, 민간보험 가입 여부, 재난적 의료비 지급 여부가 포함된 모형

$$\begin{aligned} \text{logit}(p_{ij}) \\ = \gamma_{00} + \gamma_{10}x_{1ij} + \gamma_{20}x_{2ij} + \gamma_{30}x_{3ij} + \gamma_{40}x_{4ij} + \gamma_{50}x_{5ij} + \gamma_{60}x_{6ij} + \gamma_{01}z_{1j} + \gamma_{02}z_{2j} + \gamma_{03}z_{3j} + \delta_{0j} \end{aligned}$$

10/22

연구 방법

- 개인 수준에서의 집단 내의 분산과 집단 수준에서의 집단 간의 분산을 통해 집단 내 상관관계수 (ICC)를 계산함
- 종속 변수의 전체 분산 중 집단 간의 분산($\hat{\sigma}_\delta^2$)이 차지하는 비율

$$ICC = \frac{\hat{\sigma}_\delta^2}{\hat{\sigma}_\delta^2 + \pi^2/3}$$

- 모형의 적합도는 Deviance (DEV; $-2 \log\text{-likelihood}$)로 확인했으며, 모든 분석은 Stata17SE를 사용하였음
- Deviance가 작을수록 적합이 잘 된 모형: 값이 0일 때 완벽히 적합함

11/22

분석 결과

Table 1-(a) : General Characteristics (N=3,152) *missing excluded.

Characteristics	N* (%)	Weighted N* (%)	Mean (SD)	Weighted mean (SD)
Gender				
F	1015 (32.20)	1189 (37.73)		
M	2137 (67.80)	1963 (62.27)		
Age				
			74.53 (6.24)	74.19 (6.77)
Marriage				
Yes	1966 (62.37)	1705 (54.08)		
No	1186 (37.63)	1447 (45.92)		
Chronic disease				
Yes	2523 (82.00)	2527 (82.11)		
No	554 (18.00)	550 (17.89)		
Education				
Less than middle	1351 (42.86)	1255 (39.81)		
High school	1450 (46.00)	1484 (47.08)		
More than college	351 (11.14)	413 (13.11)		

- 가구주와 가구 데이터 매칭 후 가구주 데이터의 결측이 발견된 419가구 제외 후, 65세 이상의 가구주 3,152 명의 가구에 대해 조사하였음.

분석 결과

Table 1-(b) : General Characteristics (N=3,152) *missing excluded.

Characteristics	N* (%)	Weighted N* (%)	Mean (SD)	Weighted mean (SD)
Residence				
Seoul	610 (19.35)	1199 (38.03)		
Metropolitan	905 (28.71)	739 (23.45)		
Others	1637 (51.94)	1214 (38.53)		
Private insurance				
Yes	975 (51.81)	1023 (54.37)		
No	907 (48.19)	859 (45.63)		
Catastrophic medical expenditure				
Yes	9 (0.29)	7 (0.22)		
No	3143 (99.71)	3145 (99.78)		
Generation				
Single person	961 (30.49)	1212 (38.44)		
Others	2191 (69.51)	1940 (61.56)		
Medical financial burden				
Yes	1730 (54.89)	1682 (53.38)		
No	1422 (45.11)	1470 (46.62)		

- 거주 지역 등에서 표집된 표본에서의 비율과 실제 비율 간의 차이가 나타났음.

분석 결과

Table 2 : Income level and Medical financial burden (N=3,152)

	Medical Financial Burden (%)		Total
	Y	N	
Low	223 (12.89)	140 (9.85)	363
Middle	1146 (66.24)	727 (51.12)	1873
High	361 (20.87)	555 (39.03)	916
Total	1730	1422	3152

• 고소득층과 달리, 저소득층과 중산층에서 의료비 부담이 더 높은 비율로 관찰됨.

분석 결과

Table 3 : Multi-level Logistic Analysis of the Three Fitting Models on Medical Financial Burden

Classification	Model1			Model2			Model3		
	Estimate	p-value	OR	Estimate	p-value	OR	Estimate	p-value	OR
Intercept	-0.5019	<0.001	0.6054	-3.4981	<0.001	0.0303	-2.7853	<0.001	0.0617
Person level									
Income									
High	Ref.		1.0000	Ref.		1.0000	Ref.		1.0000
Middle	0.9289	<0.001	2.5317	0.7413	<0.001	2.0987	0.6437	<0.001	1.9034
Low	0.9591	<0.001	2.6094	0.7139	<0.001	2.0420	0.6192	0.003	1.8574
Gender (F over M)				0.5236	<0.001	1.6881	0.4397	0.041	1.5522
Age (cont.)				0.0237	<0.001	1.0240	0.0182	0.068	1.0183
Marriage				0.4940	0.018	1.6389	0.5706	0.006	1.7694
Chronic disease				0.6417	<0.001	1.9000	0.5436	<0.001	1.7222
Education									
More than college				Ref.		1.0000	Ref.		1.0000
High school				0.3047	0.018	1.3563	0.2551	0.108	1.2906
Less than middle				0.5140	<0.001	1.6720	0.4809	0.005	1.6176
Household level									
Residence									
Seoul							Ref.		1.0000
Metropolitan							0.0247	0.859	1.0250
Others							-0.0704	0.583	0.9320
Private insurance							-0.1577	0.127	0.8541
Catastrophic medical expenditure							14.5414	0.984	2066528
Likelihood ratio test	3.10	0.3769	0.00	1.0000	0.00	1.0000	0.00	1.0000	0.00
Random variance (SD)	Estimate	Std. err.	Estimate	Std. err.	Estimate	Std. err.	Estimate	Std. err.	Estimate
Income (Middle)	2.96e-8	3.00e-5	1.13e-11	6.47e-7	4.48e-12	2.84e-7	1.48e-12	5.14e-7	3.08e-9
Income (Low)	1.69e-14	3.15e-8	2.77e-13	1.34e-7	1.48e-12	5.14e-7	1.48e-12	5.14e-7	3.08e-9
Constant	0.0125	0.0159	0.0217	0.0353	3.08e-9	6.48e-6	3.08e-9	6.48e-6	3.08e-9

분석 결과

Table 4 : Model Validation

	Model		
	1	2	3
ICC	0.0037895	0.0065519	9.38e-10
DEV	4211.4252	3997.8454	2428.4974

- 1인 가구와 비 1인 가구 사이의 차이는 관찰되지 않았음
- 전체 분산 중 집단 수준의 분산은 모형 1에서 전체의 0.38%를 차지함
- Deviance 값이 모형 1, 2, 3으로 갈수록 작아진 것으로 보아 모형 3의 적합도가 가장 좋은 것을 알 수 있음

고찰 및 추가 연구

- 가구의 소득 수준에서 고소득층 대비 중산층, 고소득층 대비 저소득층의 오즈비가 전모형에서 1.5 이상의 큰 크기로 관찰되었음
- 1인 가구와 비 1인 가구 사이의 차이는 **유의하게 관찰되지 않았음**
 - 구분 기준에 따르면, 비 1인 가구에는 노년층이 가구주로 등록된 부부나 편부모 가정 등이 포함되어 있음
 - 1인 가구는 아니나 **가구주만 근로 환경에 놓인 경우 역시 비 1인 가구에 포함되어 있을 것으로 예상함**
- 지역 수준과 민간 보험, 재난적 의료비 지급 여부를 제외하고 유의수준 0.05에서 유의한 변수로 관찰되었음
 - 지역 수준의 경우 기타 시/도에 포함된 지역의 특성이 통일되지 않는 경향이 있음
 - **재난적 의료비 지급 대상 가구 수가 현저히 적어 신뢰구간이 넓은 것으로 예상됨**

고찰 및 추가 연구

- **균등화가구 소득으로 측정하여 2인 이상 가구의 가구주 소득이 과소평가될 수 있음**
 - 개별로 집계되는 가구주의 근로 소득과 사업 소득으로 현재의 소득 수준에 가중치를 주어 계산하면 결과가 달라질 것인지 확인
- **성별에 따른 양상 차이를 확인할 필요가 있음**
 - 기대수명이 남성 79.3세, 여성 85.4세로 6년 이상의 차이를 보임
 - 노년층에서 여성이 남성보다 빈곤율이 높은 것으로 나타났으며, 만성질환 유병률과 복합만성질환 유병률도 높음
 - **여성 독거노인과 남성 독거노인에서 경향의 차이가 보일지 추가적으로 분석 필요함**

고찰 및 추가 연구

- **집단 내 이질성이 높은 것으로 관찰됨**
 - 다수준을 채택하지 않고, 세대 구성을 설명 변수로 채택하여 가구주의 소득 수준과의 교호 작용을 확인하며 로지스틱 회귀분석을 수행할 수 있음
- **순위 척도인 종속변수의 분류 한계**
 - '가계에 매우 큰 부담을 주었다' 항목과 '가계에 약간의 부담을 주었다' 항목 사이의 차이점을 고려하지 못한 한계가 존재함
 - 5점 척도로 나뉜 '가구의 의료비 부담' 항목을 두 수준으로 합치지 않고 다섯 수준 그대로 순위 회귀분석을 수행할 수 있음

SUMMARY

연구 배경 및 목적

- 고령화 인구가 점차 증가하며 돌봄 인구가 없고 경제 활동에 한계가 있는 독거노인의 취약한 환경이 사회적 문제로 대두됨
- 가구 구성원의 소득에 영향을 받는 여타 가구와 달리 1인 가구는 가구주가 곧 가구이므로 가구의 의료비 부담이 같은 소득 수준에서도 더 클 것으로 예상됨

연구 방법

- 65세 이상 노년층을 대상으로, 세대 구성을 고려하여 가구의 소득 수준에 따른 가구의 의료비 부담 여부를 로지스틱 다수준 분석 모형으로 분석하였음: 설명변수의 수준에 따라 세 모형으로 나누어 분석

분석 결과

- 1인 가구 여부는 가구의 소득 수준에 따른 가구의 의료비 부담에 유의한 영향을 미치지 않음
- 집단 내 변이가 큰 크기로 관찰되었으며, 개인/집단 수준 변수를 모두 고려한 모형이 가장 적합도가 높았음

고찰 및 추가 연구 사항

- 가구의 소득 수준을 균등화 가구 소득으로 보는 것의 한계
- 여성 독거노인과 남성 독거노인에서 경향의 차이 확인 필요
- 종속변수의 척도 사이의 순위를 고려하여 재분석할 수 있음

21/22

SUMMARY

연구 배경 및 목적

- 고령화 인구가 점차 증가하며 돌봄 인구가 없고 경제 활동에 한계가 있는 독거노인의 취약한 환경이 사회적 문제로 대두됨
- 가구 구성원의 소득에 영향을 받는 여타 가구와 달리 1인 가구는 가구주가 곧 가구이므로 가구의 의료비 부담이 같은 소득 수준에서도 더 클 것으로 예상됨

연구 방법

- 65세 이상 노년층을 대상으로, 세대 구성을 고려하여 가구의 소득 수준에 따른 가구의 의료비 부담 여부를 로지스틱 다수준 분석 모형으로 분석하였음: 설명변수의 수준에 따라 세 모형으로 나누어 분석

분석 결과

- 1인 가구 여부는 가구의 소득 수준에 따른 가구의 의료비 부담에 유의한 영향을 미치지 않음
- 집단 내 변이가 큰 크기로 관찰되었으며, 개인/집단 수준 변수를 모두 고려한 모형이 가장 적합도가 높았음

고찰 및 추가 연구 사항

- 가구의 소득 수준을 균등화 가구 소득으로 보는 것의 한계
- 여성 독거노인과 남성 독거노인에서 경향의 차이 확인 필요
- 종속변수의 척도 사이의 순위를 고려하여 재분석할 수 있음

21/22

소득분위별 고용안정성이 의료이용에 미치는 영향

분석준 한국보건사회연구원 보건정책연구실

소득분위별 고용안정성이 의료이용에 미치는 영향

한국보건사회연구원 보건정책연구실
분석준

2022.12.9



page - 2 -

1 연구 배경

>>> 건강의 사회적 결정요인의 중요한 부분으로써 '의료서비스 이용'에 주목(WHO, 2010)
 개인의 사회경제적 위치(Socioeconomic position)는 의료이용행태를 결정하는 대표적 요인

→ (초기) 성별, 연령, 건강수준 등 개인적 특성에 주목하여 의료이용 행태를 설명
 → (후기) 사회경제적, 환경적, 제도적 요인 등 다차원적, 사회생태학적 모형에 입각하여 설명

>>> 그간, 사회경제적 관점에서 의료이용을 다룬 연구는 소득(income)이라는 단일 차원으로 설명
 국내외적으로 노동시장의 유연화가 가속화되는 상황임을 고려할 때 한계점 존재

우리나라의 경우 1997년 외환위기를 전후로 노동제도의 전면적 개혁 단행
 → 이를 기점으로 **고용안정성**이 새로운 가치로 주목 받기 시작(황종률, 2010).

21세기에 들어 ILO나 OECD 등 국제기구를 중심으로 '고용 안정'에 대한 의제가 주목받기 시작

소득이라는 노동 결과물의 양적인 측면과 함께, 질적인 측면에 대한 고려 필요
 고용안정성 등을 반영함으로써 고용 상태의 총체를 다룰 필요

page - 3 -

1 연구 배경

고용안정성을 대표하는 주요 변수로 '종사상 지위(Employment status)'가 거론 (한국보건사회연구원, 2020)
 국제적으로 노동의 질을 대변하는 개념으로 종사상 지위를 활용하기도 함.

유럽연합(EU)은 '노동과 고용의 질에 대한 개념적 틀'에서 **경력**과 **고용안정성**을 핵심 가치로 설정하였으며 **종사상 지위**를 이를 나타내는 개념으로 명시하였음.

종사상 지위

- * 취업자가 실제로 일하고 있는 신분 내지는 지위상태를 의미
- * 정규·상용직, 임시·일용직, 자영업자, 무급가족종사자 등과 같이 분류되어 각 고용의 안정성 정도가 다른 특성을 지님.

→ 종사상 지위는 소득과 달리 계량분석에 활용하기는 제한적이지만 특정 연구에서는
 종사상 지위를 통해 개인의 사회경제적 지위를 정의하고자 시도 (김재원(2015), 서남규(2011))

1
연구 배경
page - 4 -

의료이용이 개인의 사회경제적 요인에 기인하는 점을 고려할 때,
소득 뿐 아니라 고용안정성을 함께 고민한다면 심층적인 연구가 가능하다는 점에 근거하여 구상

그간 연구의 한계점과 본 연구의 보완책

그간 소득과 고용안정성을 함께 고려하여 의료이용을 설명하고자 하는 시도는 없었음

한계 ① 기존 연구는 의료이용의 양적(이용도), 질적(의료비 지출) 측면을 포괄적으로 고려하지 않음

➔ 의료이용횟수와 의료비 지출로 구분하여 분석

한계 ② 사회보장상태를 대변하는 변수(4대보험, 민간보험 가입여부 등)를 고려하지 않음

➔ 사회보장상태를 대변하는 4대보험 가입여부와 민간보험가입여부 변수를 통제

한계 ③ 적절한 자료원과 분석방법을 사용하지 못하여 오류를 통제하지 못한 경우가 많음

➔ (자료원) 2기 한국의료패널조사자료(2013-2018) 활용하여 시간에 따른 정보 손실 통제

➔ (분석방법) 의료이용횟수의 경우 '패널이동회귀분석', 의료비지출의 경우 '패널선형회귀분석' 사용

2
연구 대상
page - 5 -

자료원

✓ **한국의료패널(2013-2018), 국가승인통계 제920012호**

- 추출틀: 2010년 인구총조사 등록센서스
- 16개 시도, 동부, 읍면부 기준으로 확률비례 32단 층화집락추출방식
- 전국 약 8,000여명 가구원 대상

자료의 누락을 최소화하기 위해 **시간 갭이 없는 불균형 패널**로 구성 (민인식, 2019)

2013년(14.3%), 2014년(18.6%), 2015년(16.9%), 2016년(16.7%), 2017년(16.6%), 2018년(16.8%)

연구 대상

✓ **최종 43,238건 / 11,909명을 분석 대상으로 설정**

- 종사상지위: 정규직, 상용직, 임시직, 일용직, 자영업자, 무급가족종사자에 해당
- 의료보장형태: 공무원/교직원 건강보험, 직장/지역 건강보험, 의료급여(1,2종)
- 의료이용, 의료비, 소득 음수 값 등 결측 제거

3 연구 모형
page - 6 -

연구모형

앤더슨 행동모형(1968)

선행요인(Predisposing)
가능요인(Enabling)
욕구요인(Need)

하지만다 요인별 변수 투입에는 차이가 있으나
선행연구를 참고하여 분류

소득 1분위
소득 2분위
소득 3분위
소득 4분위

Predisposing Factors
 성별
연령
교육 수준
혼인 상태

Enabling Factors
 종사상 지위
건강보험 가입자격
산재보험 납부 여부
국민연금 납부 여부
고용보험 납부 여부
민간보험 가입 여부

Need Factors
 장애 유무
만성질환 유무

의료이용

외래이용횟수

외래의료비

소득수준에 따라 의료이용행태가 달라짐을 가정하여
가구원 소득을 개인 소득으로 변환한 것을 **4분위**하여 각 그룹별로 분석

4 측정 변수
page - 7 -

1 소득 구분

▶▶▶ 한국의료패널의 가구단위 소득을 개인단위로 환산하여 사용하는 것이 타당함 (최령 외, 2014).
 가구소득을 개인소득으로 환산하는 방법은 Wagstaff & Doorslaer가 제안한 방식 사용

소득분위 출수 산정시 분위의 결과값을 평균소득집단의 값으로 오해할 여지
 이에 따라, 산식을 고려하여 **소득 4분위**로 구성

$$\text{개인소득} = \frac{\text{가구소득}}{Eh}, \quad Eh = (Ah \div 0.5Kh)^{0.75}$$

Eh 가구규모에 따른 개인소득 환산율
 Ah 가구 내 어른의 수
 Kh 가구 내 어린이의 수

Wagstaff & Doorslaer

구분	대상자수	연평균 소득
1분위	10,933	840만원
2분위	10,875	1,910만
3분위	10,780	2,850만
4분위	10,618	4,710만

page - 8 -

4 측정 변수

2 종속 변수 (의료이용)

논점 1 : 외래이용vs입원이용

입원의료

- ✔ 외래의료에 비해 기회비용 高
- ✔ 공급자의 특성이 반영되는 경우 多

외래의료

- ✔ 소비자의 의료행태 반영에 적합

논점 2 : 양적측면vs질적측면

양적 측면: 외래방문횟수

- ✔ 의료기관 방문의 빈도

질적 측면: 외래 의료비

- ✔ 질병 특성으로 인한 방문당 진료의 강도

양적, 질적측면 모두를 포괄하는 것이 바람직

최종적으로 2013-2018년도 응답자의 외래이용횟수와 외래의료비를 종속변수로 선정
외래의료비의 경우 비정규성을 나타내어 로그변환값을 종속변수로 사용(송태민, 2013).

대상자 중 외래의료비와 외래방문횟수가 '0'인 값을 포함하여 산출함

page - 9 -

5 분석 방법



외래의료비 영향 요인 분석

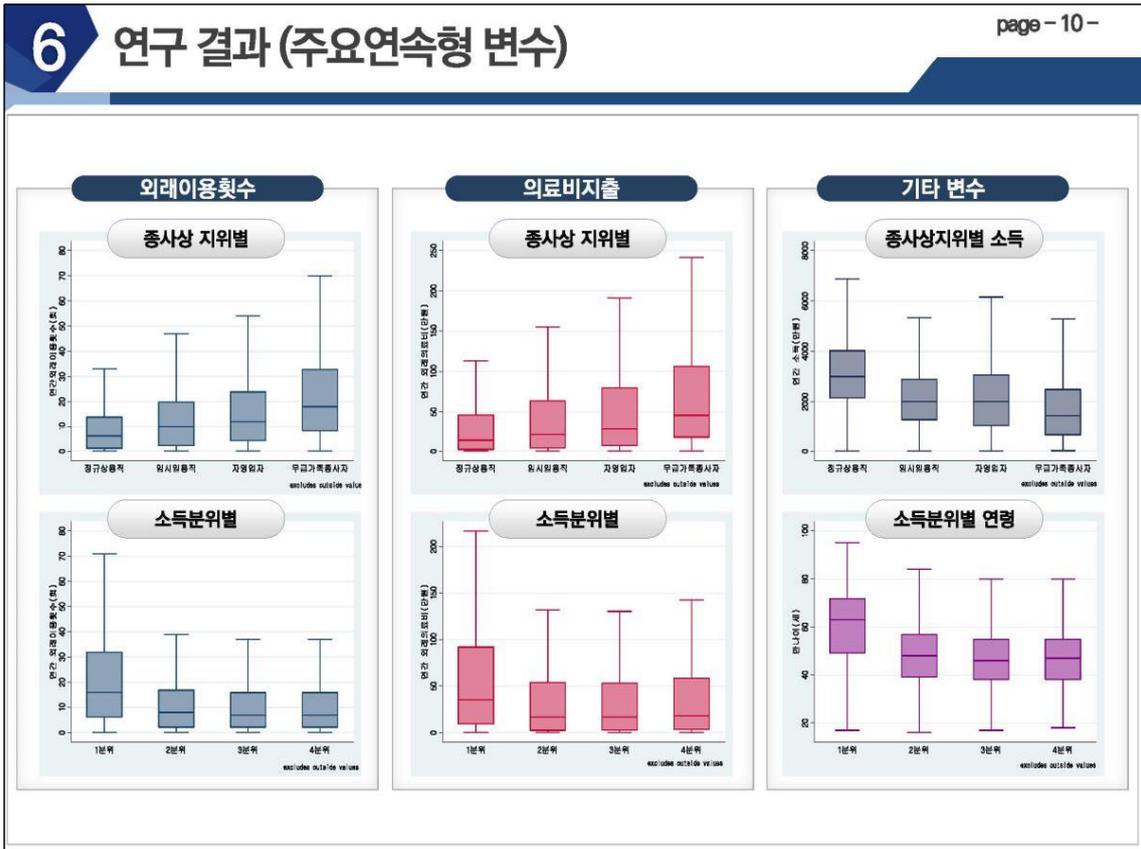
소득분위별 ~~패널선형회귀분석~~(고정효과모형)
*모형적합도 판단을 위한 하우스만검정

대상자 특성 파악

종속변수인 의료이용에 영향을 줄 것으로
예상되는 변수들의 ~~기술통계~~

외래의료비 영향 요인 분석

가산자료(count data)의 특성을 파악하기 위한
~~패널음이항회귀분석~~(고정효과모형)



6 연구 결과 (의료비 영향요인)

page - 11 -

(선행요인)	(Model) 전체 (n=27,365)		(Model -1) 소득1분위 (n=6,460)		(Model -2) 소득2분위 (n=6,836)		(Model -3) 소득3분위 (n=7,385)		(Model -4) 소득4분위 (n=7,664)	
	Coef	S.E.	Coef	95%CI	Coef	95%CI	Coef	95%CI	Coef	95%CI
성별(ref=남성)	(Omitted)		(Omitted)		(Omitted)		(Omitted)		(Omitted)	
여성										
연령(ref=10대)										
20대	0.351	0.332	0.476	0.852	0.043	0.895	0.068	0.676	0.835	0.94
30대	0.518	0.348	0.405	1.03	0.201	0.94	0.252	0.717	1.05	0.962
40대	0.848**	0.353	1.103	1.063	0.826	0.949	0.553	0.73	1.191	0.971
50대	1.202***	0.356	1.201	1.076	1.303	0.956	0.086	0.738	1.597	0.977
60대	1.476***	0.36	1.589	1.082	1.753	0.965	1.187	0.747	1.777	0.98.
교육수준(ref=무학)										
초등학교 졸업	0.653	0.351	0.527	0.399	5.275**	2.051	-1.627	1.201	1.608	1.151
중학교 졸업	0.806*	0.356	0.998*	0.497	4.508**	1.609	-0.149	0.874	-0.717	1.092
고등학교 졸업	0.907**	0.35	0.849	0.681	4.529**	1.549	0.154	0.736	0.803	0.888
대학교 졸업	1.016**	0.369	0.731	0.846	4.255**	1.609	0.271	0.8	1.414	0.802
대학원 이상	0.874	0.453	0.459	1.273	1.91	2.241	1.292	1.303	1.245	0.893
배우자(ref=있음)										
없음	-0.056	0.078	-0.244	0.154	-0.474*	0.201	-0.127	0.239	0.22	0.215

전체적으로 연령이 증가할수록 의료비 이용이 높았으며, 일부 소득분위에서 고학력자의 의료비 지출이 높음. 소득2분위에서, 배우자 없음의 의료비 지출이 낮게 나타남.

page - 12 -

6 연구 결과 (의료비 영향요인)

(가능요인)

	(Model 1) 전체 (n=27,365)		(Model 1-1) 소득1분위 (n=5,460)		(Model 1-2) 소득2분위 (n=6,836)		(Model 1-3) 소득3분위 (n=7,385)		(Model 1-4) 소득4분위 (n=7,664)	
	Coef	S.E.	Coef	95%CI	Coef	95%CI	Coef	95%CI	Coef	95%CI
종사지위										
(ref=정규·상용직)										
임시·일용직	-0.066*	0.031	-0.097	0.839	0.018	0.069	-0.056	0.076	0.051	0.078
자영업자	-0.092*	0.046	-0.294*	0.118	0.261	0.112	-0.133	0.113	-0.126	0.119
무급가족종사자	-0.043	0.073	-0.259	0.149	0.173	0.174	-0.14	0.195	0.157	0.225
건강보험(ref=직장/민간)										
지역가입자	-0.025	0.034	0.027	0.066	-0.038	0.084	0.061	0.09	-0.441	0.095
국민연금(ref=남부인합)										
남부 합	0.014	0.032	0.099	0.074	0.043	0.077	-0.098	0.078	-0.07	0.078
고용보험(ref=남부인합)										
남부 합	-0.004	0.061	-0.317**	0.117	0.262	0.153	0.165	0.147	-0.145	0.148
산재보험(ref=남부인합)										
남부 합	-0.035	0.059	0.029	0.108	-0.341*	0.151	-0.051	0.144	0.191	0.146
민간보험(ref=미가입)										
가입	0.165***	0.023	0.207***	0.053	0.187***	0.056	0.071	0.055	0.024	0.053

고용연속성이 낮은 임시·일용직, 자영업자의 의료비 지출이 낮게 나타남.
상대적으로 낮은 소득분위에서 고용보험, 산재보험 납부자의 의료비 지출이 낮게 나타남.
민간보험가입지에서 의료비 지출이 높게 나타나는 양상

page - 13 -

6 연구 결과 (의료비 영향요인)

(욕구요인)

	(Model 1) 전체 (n=27,365)		(Model 1-1) 소득1분위 (n=5,460)		(Model 1-2) 소득2분위 (n=6,836)		(Model 1-3) 소득3분위 (n=7,385)		(Model 1-4) 소득4분위 (n=7,664)	
	Coef	S.E.	Coef	95%CI	Coef	95%CI	Coef	95%CI	Coef	95%CI
만성질환(ref=있음)										
없음	-0.239***	0.038	-0.327**	0.121	-0.368***	0.094	-0.288***	0.088	-0.181*	0.081
장애(ref=없음)										
없음	-0.182	0.142	-0.005	0.207	-0.555	0.438	0.13	0.364	0.066	0.386

만성질환의 경우 모든 소득분위에서 비슷한 양상
만성질환이 없는 집단에서 상대적으로 의료비 지출이 낮은 양상을 보임.

page - 14 -

6 연구 결과 (의료이용횟수 영향요인)

	(Model I)		(Model I-1)		(Model I-2)		(Model I-3)		(Model I-4)	
	전체 (n=29,020)		소득1분위 (n=4,629)		소득2분위 (n=5,820)		소득3분위 (n=6,276)		소득4분위 (n=7,143)	
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.
성별(ref=남성)										
여성	0.387***	0.269	0.268***	0.075	0.466***	0.064	0.23***	0.063	0.339***	0.057
연령(ref=10대)										
20대	-0.025	0.217	-0.48	0.617	-0.893	0.611	-0.154	0.453	-0.09	0.654
30대	0.181	0.220	-0.521	0.659	-0.747	0.617	0.288	0.464	0.083	0.658
40대	0.338	0.221	-0.278	0.658	-0.543	0.617	0.414	0.465	0.154	0.659
50대	0.574**	0.221	-0.161	0.658	-0.278	0.618	0.619	0.466	0.416	0.660
60대	0.755***	0.222	0.022	0.658	-0.001	0.619	0.639	0.468	0.546	0.661
교육수준(ref=무학)										
초등학교 졸업	0.031	0.998	0.24*	0.12	0.001	0.411	-0.068	0.39	0.103	0.447
중학교 졸업	-0.034	0.101	0.002	0.131	0.014	0.409	0.257	0.386	0.507	0.431
고등학교 졸업	-0.241*	0.099	-0.19	0.0137	-0.045	0.404	-0.023	0.375	0.181	0.417
대학교 졸업	-0.299**	0.101	-0.193	0.168	-0.117	0.407	-0.157	0.378	0.192	0.415
대학원 이상	-0.306**	0.116	-0.685**	0.243	-0.29	0.46	-0.003	0.414	0.164	0.425
배우자(ref=있음)										
없음	0.313***	0.293	0.078	0.057	0.372***	0.07	0.252**	0.085	0.545***	0.08

전체적으로 여성이 남성에 비해, 50~60대의 의료이용 횟수가 높게 나타남.
전체적으로 학력이 높을수록 의료이용 횟수가 낮았으며, 소득 1분위에서 비슷한 양상을 보임.
배우자가 없는 집단에서 의료이용 횟수가 높게 나타나는 경향

page - 15 -

6 연구 결과 (의료이용횟수 영향요인)

	(Model I)		(Model I-1)		(Model I-2)		(Model I-3)		(Model I-4)	
	전체 (n=29,020)		소득1분위 (n=4,629)		소득2분위 (n=5,820)		소득3분위 (n=6,276)		소득4분위 (n=7,143)	
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.
종사상 지위										
(ref=정규·상용직)										
임시·일용직	-0.044**	0.015	-0.057	0.044	-0.044	0.036	0.004	0.037	0.019	0.037
자영업자	-0.063**	0.022	-0.062	0.057	-0.025	0.054	-0.024	0.053	-0.069	0.053
무급가족종사자	-0.031	0.032	-0.03	0.067	-0.052	0.08	0.107	0.084	-0.015	0.089
건강보험(ref=직장가입자)										
지역가입자	-0.045**	0.016	-0.004	0.03	-0.027	0.041	-0.085*	0.043	0.035	0.045
국민연금(ref=납부안함)										
납부 함	0.017	0.016	0.029	0.035	0.06	0.039	-0.058	0.038	-0.016	0.038
고용보험(ref=납부안함)										
납부 함	-0.028	0.029	-0.088	0.055	0.049	0.074	-0.003	0.073	-0.043	0.078
산재보험(ref=납부안함)										
납부 함	-0.007	0.028	-0.001	0.049	-0.038	0.074	0.012	0.072	0.018	0.077
민간보험(ref=미가입)										
가입	0.046***	0.011	0.071**	0.025	-0.017	0.029	0.043	0.027	0.026	0.026

의료비 지출과 같이 고용연속성이 낮은 임시·일용직, 자영업자의 의료이용 횟수가 낮게 나타남.
건강보험 지역가입자의 의료이용 횟수가 전체, 소득3분위에서 직장가입자에 비해 낮음.
민간보험 가입자가 전체, 소득1분위에서 의료이용 횟수가 높음.

6
연구 결과 (의료이용횟수 영향요인)
page - 16 -

	(Model 1)		(Model 1-1)		(Model 1-2)		(Model 1-3)		(Model 1-4)	
	전체 (n=29,020)		소득1분위 (n=4,629)		소득2분위 (n=6,820)		소득3분위 (n=6,276)		소득4분위 (n=7,143)	
	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.	Coef	S.E.
만성질환(ref=없음)										
없음	-0.483***	0.019	-0.572***	0.065	-0.554***	0.046	-0.501***	0.044	-0.384***	0.038
장애(ref=없음)										
없음	-0.078	0.049	-0.08	0.081	-0.015	0.135	-0.051	0.137	0.035	0.123

모든 소득그룹에서 **만성질환이 없는 집단**의 의료이용횟수가 낮게 나타남.
의료비지출과 비슷한 양상을 보임.

7
고찰 및 결론
page - 17 -

(선행요인)

성별 ✔ **남성에 비해 여성의 의료이용횟수가 높게 나타남.**

- 상대적으로 낮은 사회적 지위, 높은 만성질환 유병률, 주관적 불건강 수준 등

연령 ✔ **고령층을 대상으로 의료비 지출과 의료이용횟수가 모두 높게 나타남.**

- 연령에 따라 증가하는 기존 연구와 일치하는 결과
- 단, 소득을 통제하였을 때 유의하지 않음

교육수준 ✔ **고학력층에서 의료비 지출이 증가하고 의료이용이 감소하는 상반된 경향**

- 일반적으로 실손보험의 여부에 따라 고비용 의료서비스의 이용에 강한 유인
- 본 연구 대상자의 실손보험 가입률은 고졸 이상 학력에서 과반(79.3%) 차지

배우자유무 ✔ **모든 소득계층에서 배우자(無)가 배우자(有)보다 의료이용이 높게 나타남.**

- 의료비지출의 경우 유의하지 않음.

추후 각 인구사회학적 특성별로 세분화된 데이터 확보와 이에 기반한 연구 진행 필요

7
고찰 및 결론
page - 18 -

(가능요인)

종사상지위

✔ 정규·상용직에 비해 임시·일용직, 자영업자의 의료이용횟수와 비용이 낮음.

- 자영업자 안에서도 소득이 낮은 그룹에서 의료비 지출이 유의하게 낮음

근로 형태가 불안한 집단의 경우 프리젠테리즘(Presenteeism)을 경험할 가능성이 높음.

한국은 OECD회원국중 노동자가 아플 때 쉴 수 있는 권리가 보장되지 않은 유일한 나라임.

공적 재원을 사용하여 유급병가제도가 없는 OECD 4개 회원국(한국, 이스라엘, 스위스, 미국)중 한국을 제외한 3나라는 최소 수준의 무급병가 권리를 보장

정규·상용직에 비해 기업복지혜택이 불확실한 자영업자, 소규모영세사업장 근로자, 임시·일용 근로자의 경우 의료접근성이 떨어지는 구조

의료비 지출과 관련된 보장성 확대 정책 시행 시
소득 뿐 아니라 근로 영속성, 고용 안정성 측면을 함께 고려할 필요

7
고찰 및 결론
page - 19 -

(가능요인)

+ 상병수당 대상자 적용 시 개별 특수성 고려

건강보험자격

- ✔ 지역가입자의 의료이용횟수가 직장가입자에 비해 낮음.
 - 직장가입자의 외래이용비용이 지역가입자에 비해 높게 나타난 선행연구 결과 일치
 - 비정규직 대부분이 지역가입자로 분류되어 정규·상용직, 직장가입의 의료접근성이 높음
- ✔ 소득분위별로 분석시, 3분위를 제외한 나머지 계층에서 유의한 차이 없음
 - 소득을 통제 한 후에는 건강보험 가입자격에 따라 외래이용에 제한적인 영향을 주는 선행연구 결과와 일치
 - 건강보험 가입자격 특성상 소득, 종사상지위 변수의 특성을 일부 내포

고용·산재 보험가입

- ✔ 고용보험의 경우 최저소득층, 산재보험의 경우 저소득층에서 의료비지출 적음.
 - 일반적으로 저소득 직군의 경우 비정규 근로자가 속할 가능성이 높음.
 - 4대보험이 보장되는 경우는 상대적으로 정형화된 근로 형태에 종사할 가능성 높음.
 - 비정형화된 근로 형태 종사자는 업무의 유동성이 자유롭지 못하여 의료이용에 제한적

건강보험
부과체계 개편시
지역간 형평성
&
소득간 형평성
모두 고려

가입 대상 확대시
소득을 고려한
접근법 고려

사실상 소득 발생시 대부분의 근로자가 현행법상 4대보험 강제가입이며,
이는 소득 상실 효과의 위험을 야기하여 저소득층의 의료이용 기회가 적어질 가능성 내포

7 고찰 및 결론

page - 20 -

(가능요인)

민간보험가입 ✔ **공적보장제도에 비해 의료비지출과 의료이용횟수에 강한 영향을 미침.**

- 미가입자에 비해 가입자에서 높은 의료비 지출과 의료이용 횟수 확인
- 상대적으로 저소득층에서 가입자의 높은 의료이용이 유의하게 나타남.

공적의료보장체계를 보완하기 위해 실손형 민간보험 활성화 정책 추진

이 과정에서 민간의료보험이 의료소비 증가를 유발하고, 지불능력에 따른 의료이용 불평등을 야기한다는 비판에 직면

향후 공적의료보장제도는 **저소득층의 의료보장성 확대와 접근성 강화**의 방향으로 나아갈 필요

민간의료보험의 의존성을 줄이고, 취약계층에 대한 사회 안전망으로서의 기능을 할 수 있도록 **대상자별 의료수요와 우선순위를 반영하는 보장성 강화 정책 추진 필요**

향후 연구를 통해 소득 계층별 의료이용 행태에 있어 **실손형 의료보험과 공적 보험을 연계한 개선방안 도출 기대**

7 고찰 및 결론

page - 21 -

(욕구요인)

만성질환 ✔ **모든 계층에서 의료이용에 영향을 주는 요인으로 확인**

- 저소득층에 비해 고소득층의 평균 만성질환 개수가 적게 나타남.
- 고소득층에서 만성질환 관리가 원활하게 이루어지고 있음을 의미함.

만성질환은 여타 **저급성기 질환으로 이어질 가능성이 높음.**

코로나 19 상황에서 질환의 치명률을 결정하는 주요 요인으로 지목

보건소 중심으로 운영되는 만성질환 사업의 대상을 **소득계층과 고용안정성이 불확실한 계층을 중심으로 세분화하여 접근**

8 연구의 한계

본 연구의 한계점

- 한계(1) 표본조사의 공통적 한계점** 연구 결과를 전체 모수집단에 대해 일반화 하는 데 어려움
- 한계(2) 자료상의 한계점** 자영업자를 고용원의 유무에 따라, 특수형태 근로자의 세부 직종 구분에 어려움
- 한계(3) 의료이용을 외래이용에 한정** 입원 미고려, 미충족 의료 등 수요의 측면에서 포괄적 고려에 어려움
- 한계(4) 지역적 특성에 대한 고려 부족** 지역적 접근성과 같은 지역적 특색에 따른 이용 고려 어려움
- 한계(5) 연령 변수를 세분화하여 접근하지 못함** 소득/고용안정성과 복합적으로 작용하는 연령 변수의 세분화 어려움
- 한계(6) 건강행태, 질환에 대한 세부적 접근 미흡** 건강행태, 생활습관, 질환 종류, 질환 개수에 따른 심층적 접근 어려움
- 한계(7) 무급가족 종사자의 소득발생** 개념적으로 소득이 발생하지 않은 집단에 대해 소득이 산출되어 나타남
- 한계(8) 코로나19 이용패턴 미반영** 2018년도까지의 자료 상의 한계

추후 한국의료패널 조사 설계시 고려사항

감사합니다



참고 연구 결과(기술통계)

구분	소속	소속 명칭	간접 의료비		소득분위 10%이하		소득분위 10%이상		소득분위 30%이하		소득분위 30%이상		
			N	%	N	%	N	%	N	%	N	%	
			29,600,000		8,395,427		19,100,000		28,900,000		47,100,000		
생활요인 (Lifestyle Factor)		성별											
		남성	26,126	88.25	5,533	66.11	6,297	32.9	6,189	57.23	6,094	57.39	
		여성	15,134	44.25	5,400	49.39	4,578	42.1	4,611	42.77	4,524	42.61	
		연령(월)		50.9세		59.8세		48.15세		46.25세		45.85세	
		10대	123	0.24	31	0.28	32	0.29	24	0.22	16	0.15	
		20대	3,474	8.03	393	3.59	778	7.15	1,101	10.21	1,201	11.31	
		30대	6,543	15.13	801	7.33	1,944	17.88	1,988	18.44	1,807	17.02	
		40대	11,522	26.6	1,083	14.48	3,301	30.35	3,386	31.22	3,244	30.95	
		50대	10,248	23.7	1,640	15	2,800	23.31	2,787	25.85	3,217	30.3	
		60대	11,388	26.29	6,485	59.32	2,220	20.41	1,514	14.04	1,133	10.67	
		교육수준											
		무학	713	1.85	809	5.52	66	0.81	28	0.26	14	0.13	
		초등학교졸업	5,520	12.77	3,552	32.49	1,032	9.49	646	5.99	283	2.67	
		중학교졸업	4,461	10.39	1,882	17.21	1,252	11.89	838	7.77	473	4.45	
		고등학교졸업	14,900	34.46	3,023	27.85	4,514	41.51	4,032	37.4	3,320	31.27	
		대학교졸업	10,088	27.21	1,013	13.12	3,752	34.5	4,893	46.89	5,785	54.48	
		대졸이상	1,528	3.53	220	2.01	219	2.01	340	3.18	743	7	
		배우자 유무											
	배우자 있음	10,619	24.73	3,125	28.58	2,850	24.74	2,516	23.24	2,352	22.15		
	배우자 없음	20,546	45.27	7,808	71.42	8,185	75.25	8,264	76.66	8,266	77.85		
건강상 제한 (Health Limit)		영양 상태											
		영양 상태	15,466	35.77	1,221	11.17	3,574	32.85	4,718	43.77	5,948	56.02	
		영양 상태	13,282	29.73	4,155	38	3,964	36.45	3,102	28.78	2,907	27.47	
		자립능력	11,382	26.36	4,018	36.75	2,877	24.82	2,438	22.62	2,248	21.17	
		무단기주종사자	3,761	7.15	1,319	14.08	680	6.07	522	4.84	391	3.34	
		영양보충 영양											
		건강보충제(비타민)	30,889	72.16	6,873	65.25	7,355	67.86	8,138	75.26	8,527	80.33	
		건강보충제(비타민)	11,511	27.84	3,661	34.75	3,483	32.14	2,685	24.74	2,088	19.67	
	기능요인 (Function Factor)		국민연금										
			국민연금	14,227	32.31	5,348	48.32	3,871	35.6	2,939	27.27	2,049	19.3
			국민연금	26,004	67.69	5,584	51.68	7,003	64.4	7,288	72.73	8,567	80.7
			고령보조										
			국민연금	26,004	59.23	8,567	82.03	6,341	58.32	5,356	49.7	4,501	48.24
			국민연금	17,027	43.77	1,964	17.97	4,532	41.88	5,421	50.3	5,738	53.78
			신체보조										
			국민연금	26,254	58.42	8,814	80.64	6,239	57.38	5,289	49.08	4,882	45.99
			국민연금	17,074	41.58	2,116	19.38	4,634	42.62	5,488	50.32	5,734	54.01
			민간보험(의료)										
		민간보험	12,853	29.25	2,806	24.88	3,335	31.88	3,448	36.74	3,258	33.58	
		민간보험	21,578	62.85	3,769	57.32	5,513	62.32	5,937	63.26	6,336	66.04	
만성질환(영양)		만성질환(영양)		1.64%		2.71%		1.43%		1.23%		1.15%	
		없음	15,083	37.31	2,083	19.66	4,078	40.52	4,354	43.07	4,561	45.08	
	있음	25,674	62.69	8,333	80.94	5,987	59.48	5,756	56.93	5,556	54.92		

우리나라 의료서비스 이용을 위한 교통비 지출에 영향을 미치는 요인 분석

장수연 | Max Planck Institute for Demographic Research
선정연 | Erasmus University Medical Centre Rotterdam
오인환 | 경희대학교 예방의학교실



IMPRS
INTERNATIONAL MAX PLANCK
RESEARCH SCHOOL
population. health. data science.

INFLUENCING FACTORS OF TRANSPORTATION COSTS REGARDING HEALTHCARE SERVICE UTILIZATION IN KOREA

우리나라 의료서비스 이용을 위한 교통비 지출에 영향을 미치는 요인 분석

장수연, 선정연, 오인환

Max Planck Institute for Demographic Research
Erasmus University Medical Centre Rotterdam
경희대학교 예방의학교실



MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH

Erasmus MC
University Medical Center Rotterdam

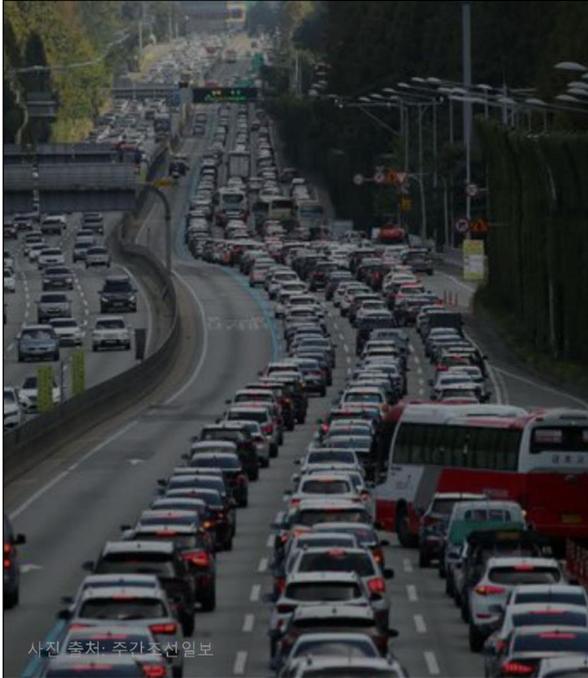


사진 출처: 주간조선일보

진행순서

- I. 연구 소개
 1. 연구 배경
 2. 연구 목적
 3. 연구 방법
- II. 연구성과
 1. 연구 결과
 2. 고찰 및 결론
- III. 질의응답

연구 소개

INTRODUCTION



1. 연구 배경
 - 교통비 부담과 의료 접근성
 - 경제적 질병 부담의 측정
2. 연구 목적
3. 연구 방법

연구 배경

① 교통비 부담과 의료 접근성

- 2021년 건강보험통계연보에 따르면 우리나라 전체 요양기관의 24%, 상급종합병원의 31%가 서울에 있음¹
- 선행연구에 따르면 지방거주자, 노인, 장애인은 의료접근성에 제약을 경험함^{2,3}
- 이는 물리적 이동의 장애가 의료접근성의 저하로 연결될 수 있음을 시사함
- 미충족 의료 수요(unmet healthcare needs)에 관한 우리나라 연구에 따르면, 필요한 의료를 이용하지 못하는 인구의 20.9%가 교통수단 이용에 어려움을 경험함⁴
- 또한 우리나라 노인층의 35% 이상이 교통수단의 부재로 의료 수요의 미충족을 경험함⁵

2021년 요양기관 소재지별 기관수 현황



¹ National Health Insurance Service. 2021 National Health Insurance Statistical Yearbook. Wonju: National Health Insurance Service; 2022.
² Park JH, Lee JS, Lee JY, Hong JY, Kim SY, Kim SD, et al. Factors affecting national health insurance mass screening participation in the disabled. J Prev Med Public Health 2006;39(6):511-519.
³ Yoon C, Ju YS, Kim CY. Disparities in health care utilization among urban homeless in South Korea: a cross-sectional study. J Prev Med Public Health 2011;44(6):267-274.
⁴ Kim JR, Jeong B, Park KS, Kang YS. Associations of generalized trust and social participation at the individual level with unmet healthcare needs in communities with high mortality. J Korean Med Sci 2018;33(11):e84.
⁵ Choi Y, Nam K, Kim CY. Association between convenience of transportation and unmet healthcare needs of rural elderly in Korea. J Prev Med Public Health 2019;52(6):355-365.

연구 배경

② 경제적 질병 부담의 측정

$$\text{경제적 질병부담} = \text{직접비용} + \text{간접비용}$$

구분		세부관련변수	
직접비	직접 의료비	급여 의료비	○ 입원 진료비(급여) ○ 외래 진료비(급여) ○ 약제비(급여)
		비급여 의료비	○ 입원/외래/약국 총 진료비 대비 비급여 본인부담률 - 입원 진료비(비급여) - 외래 진료비(비급여) - 약제비 (비급여)
	직접 비의료비	교통비	○ 외래방문일수 ○ 평균왕복교통비
		간병비	○ 입원일수, 간병인이용률, 일평균간병비
간접비	의료이용에 따른 생산성 손실액	○ 외래방문횟수, 입원일수, 평균임금	
	조기사망에 따른 미래소득 손실액	○ 사망자수, 생존율, 연평균임금	

연구 목적

- 우리나라를 대표하는 한국 의료패널 조사자료를 이용하여, 2016년 국내 의료기관 방문에 따른 교통 이용의 양상과 비용을 측정하고자 함
- 교통비에 영향을 미치는 사회경제적 요인을 파악하고자 함

MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH 한국의료패널 학술대회 | 2022. 12. 09 6

연구 방법

연구 대상

- 2016년 시행된 한국의료패널 조사(KHPS) 1기 11차 조사 참여자 중 해당 년도에 의료기관을 이용한 경험이 있는 자를 대상으로 함
- 주요 사회경제적 요인에 대한 응답이 누락된 대상자는 분석에서 제외함
- 총 연구 대상자: 14,845명
- 외래 이용 14,787명 + 입원 이용 2,148명

MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH 한국의료패널 학술대회 | 2022. 12. 09 7

연구 방법

교통비 산출

- 의료서비스 이용을 위한 교통수단 사용에 지출된 왕복 비용
- 2016년 1월에서 12월까지 외래 및 입원을 위해 지출된 평균 및 총 교통비를 계산함
- 다음의 항목 각각에 대하여 산출함
 - 의료서비스 유형(외래, 입원)
 - 교통수단 유형(자차, 택시, 대중교통, 기차/비행기, 도보/자전거, 구급차, 응급실 내원, 기타)
 - 의료서비스 이용의 원인이 된 질병 및 상해 그룹(KCD): 질병부담에 관한 선행연구에 따라 총 238개의 질병군을 정의 분석의 정확성을 위해 이 중 총 의료기관 방문 및 이용 횟수가 30회 이상인 질환만을 포함함.
- 미국달러(United States Dollars)로 계산 후 다른 연도에 수행된 연구와 비교의 편리성을 위하여 구매력 기준 (Purchasing Power Parity, PPP) 달러로 환산하여 병기함



MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH
한국의료패널 학술대회 | 2022. 12. 09
8

연구 방법

인구통계학적 및 사회경제적 변수

- 의료기관 방문에 따른 교통비 부담의 영향요인을 위한 분석에 있어 인구통계학적 및 사회경제적 변수를 고려함
 - 성별: 남성, 여성
 - 나이: 0-19세, 20-44세, 45-64세, 65-74세, 75세 이상
 - 의료보장 형태: 건강보험 직장가입자, 건강보험 지역가입자, 의료급여 수급권자
 - 가구 소득 수준: 1분위(최저소득), 2분위, 3분위, 4분위, 5분위(최고소득)
가구 소득분위는 전년도인 2015년 1월에서 12월을 기준으로 산정함
 - 장애등급: 비장애인, 경증장애인, 중증장애인
 - 거주지역: 수도(서울), 수도 제외 도시(광역시 및 세종시), 기타 지방



MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH
한국의료패널 학술대회 | 2022. 12. 09
9

II

연구 성과

RESULTS AND DISCUSSION



1. 연구 결과

- 2016년 우리나라 의료서비스 이용에 따른 평균 교통비
- 의료서비스 이용을 위한 교통수단 별 점유율
- 원인 질환 별 교통비 부담 순위
- 의료서비스 이용을 위한 교통비 부담에 영향을 미치는 요인

2. 고찰 및 결론

연구 결과



2016년 우리나라 의료서비스 이용에 따른 평균 교통비

① 입원 환자 평균 교통비

- 1인 당 연간 43.70 달러(PPP \$32.35)
- 방문 당 27.67달러(PPP \$20.48)

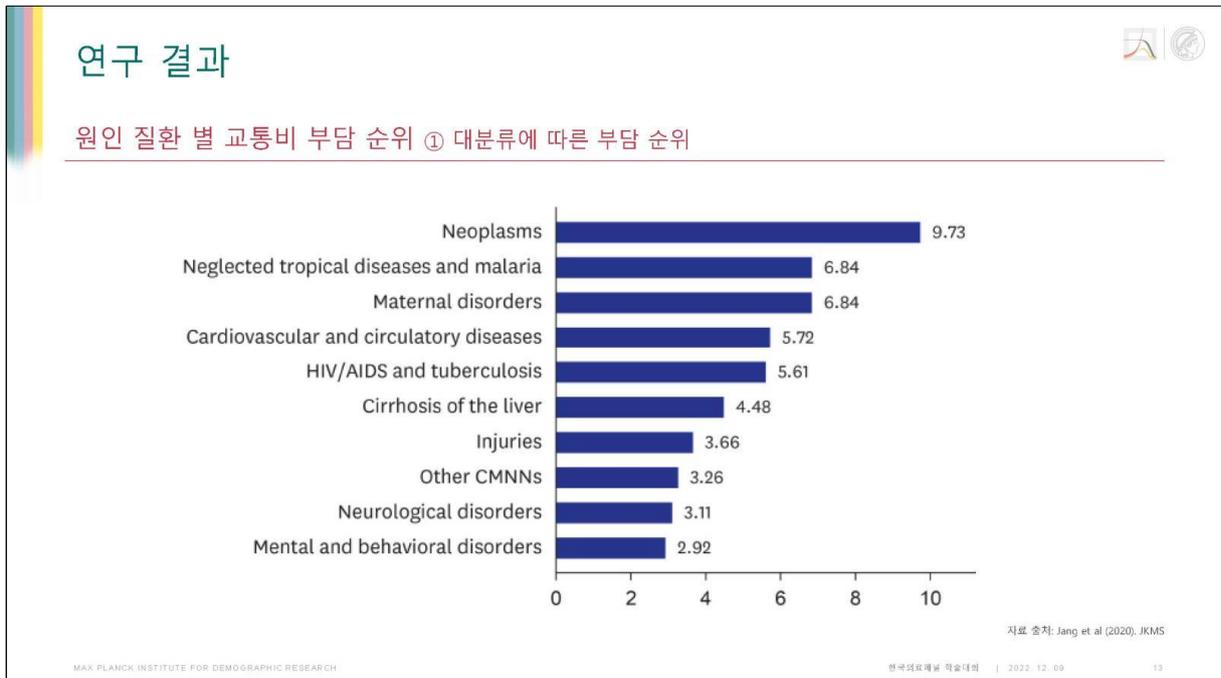
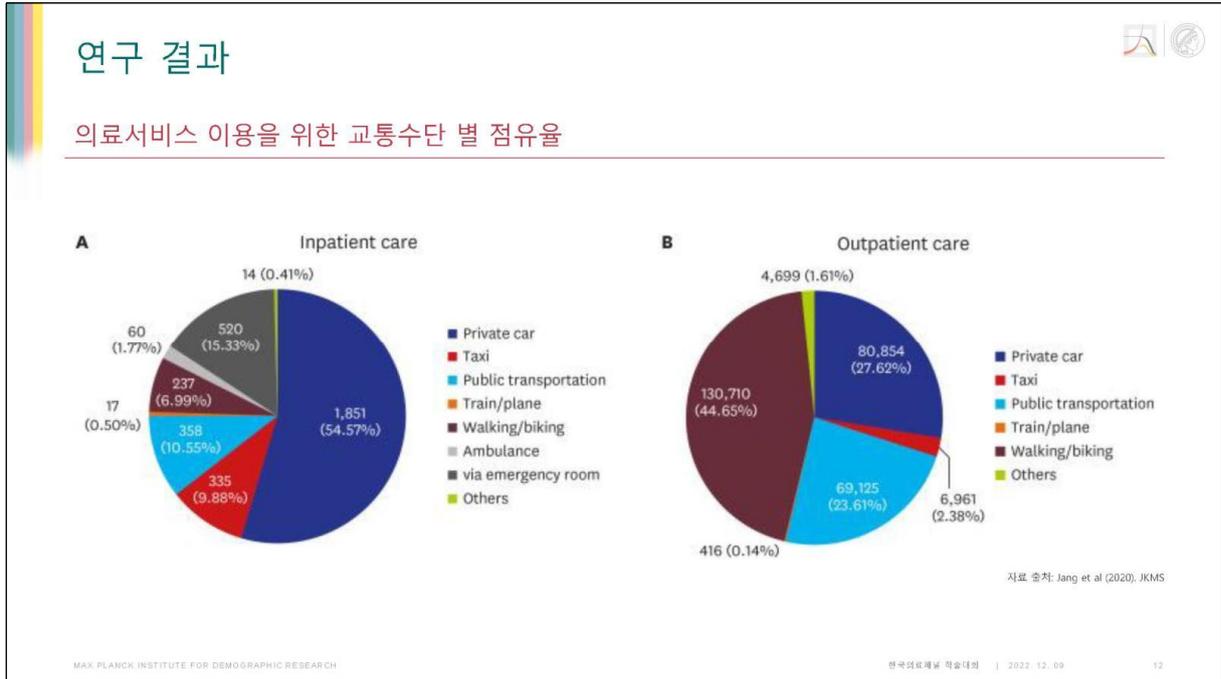
② 외래 환자 평균 교통비

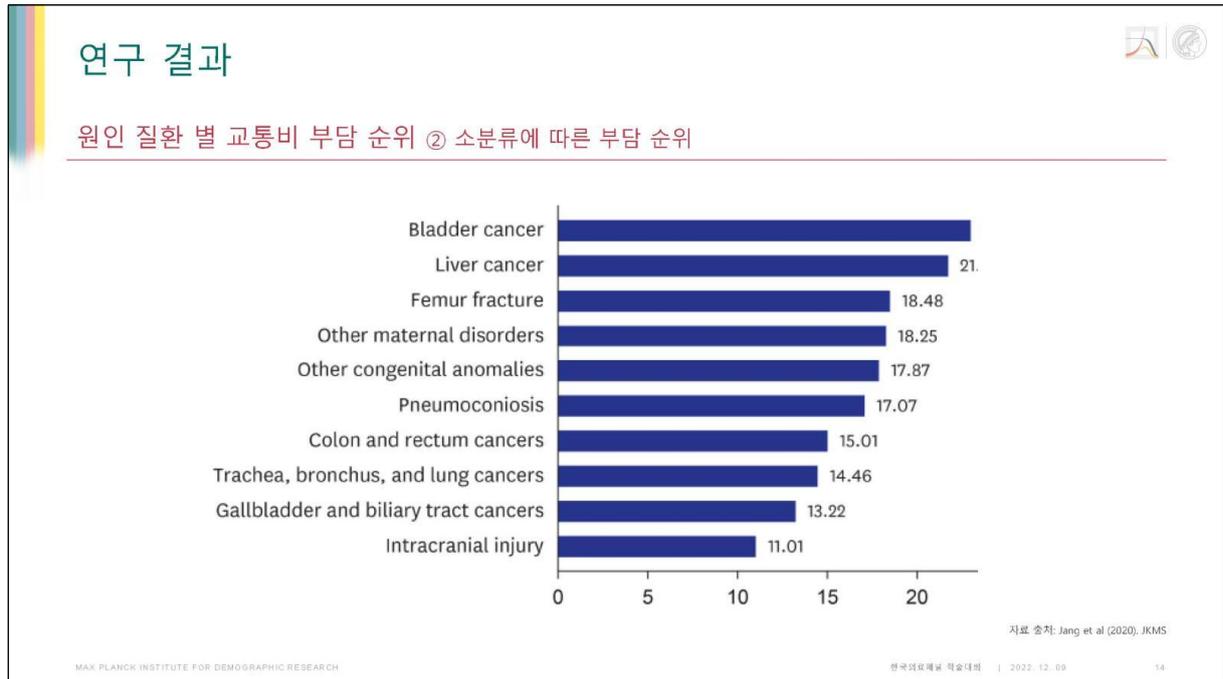
- 1인 당 연간 41.43 달러(PPP \$30.67)
- 방문 당 2.09달러(PPP \$1.55)

	입원	외래	P value
환자 1인 당 평균 교통비, USD	43.70 (101.20)	41.43 (95.72)	0.329
방문 1회 당 평균 교통비, USD	27.67 (39.89)	2.09 (5.27)	< 0.001
택시	13.33 (17.44)	8.88 (8.97)	< 0.001
대중교통	12.27 (21.72)	2.86 (5.60)	< 0.001
기차/비행기	142.25 (61.99)	64.85 (78.48)	< 0.001
구급차	102.95 (147.55)	-	
응급실 내원	30.94 (99.58)	-	
총 환자 수	2,148	14,787	
총 방문 횟수	3,392	292,765	
총 교통비, USD	93,863	612,623	

자료 출처: Jang SY, Seon JY, Oh JH. Influencing Factors of Transportation Costs Regarding Healthcare Service Utilization in Korea. J Korean Med Sci. 2020 Sep;35(35):e290.

MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH
한국의료패널 학술대회 | 2022. 12. 09
11





- ### 연구 결과
- 의료서비스 이용을 위한 교통비 부담에 영향을 미치는 요인 ① 방문 당 평균 교통비 부담의 영향 요인
- 입원 서비스 이용을 위한 교통비 부담의 영향 요인
 - 건강보험 직장가입자(vs. 의료급여 수급권자): +7.67달러
 - 건강보험 지역가입자(vs. 의료급여 수급권자): +9.27달러
 - 광역시 거주자(vs. 서울 거주자): +4.86 달러
 - 기타 지방 거주자(vs. 서울 거주자): +9.41 달러
 - 외래 서비스 이용을 위한 교통비 부담의 영향 요인
 - 여성(vs. 남성): -0.32달러
 - 20세 이상(vs. 0-19세): 20-44세(+0.35달러), 45-64세(+0.41달러), 65-74세(+0.28달러), 75세 이상(+0.40달러)
 - 건강보험 지역가입자(vs. 의료급여 수급권자): +0.34달러
 - 소득분위 4분위 이상(vs. 저소득 1분위): 소득분위 4분위(+0.30달러), 소득분위 5분위(+0.41달러)
 - 경증장애인(vs. 비장애인): +0.32 달러
 - 중증장애인(vs. 비장애인): +0.61달러
 - 광역시 거주자(vs. 서울 거주자): +0.82 달러
 - 기타 지방 거주자(vs. 서울 거주자): +1.41 달러
- MAX PLANCK INSTITUTE FOR DEMOGRAPHIC RESEARCH | 한국의료패널 학술대회 | 2022. 12. 09 | 15

연구 결과



의료서비스 이용을 위한 교통비 부담에 영향을 미치는 요인 ② 1인 당 연간 교통비 부담의 영향 요인

- 입원 서비스 이용을 위한 교통비 부담의 영향 요인
 - 건강보험 직장가입자(vs. 의료급여 수급권자): +22.32달러
 - 중증장애인(vs. 비장애인): +44.71달러
 - 기타 지방 거주자(vs. 서울 거주자): +20.40 달러
- 외래 서비스 이용을 위한 교통비 부담의 영향 요인
 - 20-44세(vs. 0-19세): -7.91달러
 - 45-64세(vs. 0-19세): +10.73달러
 - 65-74세(vs. 0-19세): +30.70달러
 - 75세 이상(vs. 0-19세): +37.43달러
 - 경증장애인(vs. 비장애인): +14.28달러
 - 중증장애인(vs. 비장애인): +23.73달러
 - 광역시 거주자(vs. 서울 거주자): +14.35달러
 - 기타 지방 거주자(vs. 서울 거주자): +28.66달러

고찰 및 결론



- 2016년 우리나라 1인당 평균 의료 서비스 이용을 위한 교통비 지출은, 입원 이용에 대해 43.70 달러(PPP \$ 32.35), 외래 이용에 대해 41.43 달러(PPP \$30.67)임
- 단, 방문 당 지출은 입원 이용이 27.67달러(PPP \$20.48)로 방문 당 평균 2.09달러(PPP \$1.55)가 지출되는 외래 이용에 비해 현저히 높음
- 이는 암 등의 중증도가 높은 질환에 대해서, 상급 의료기관을 선호하는 경향이 반영되는 것으로 볼 수 있음
- 또한 한국인의 의료기관 방문을 위한 교통비의 부담은 지방거주자 뿐만 아니라 노인, 중증 장애인, 저소득계층 등의 취약계층에서도 상대적으로 큰 것으로 나타남
- 따라서 본 연구에서 나타나는 교통 취약 계층에 대해 교통비의 부담을 낮추고 의료 접근성을 개선하기 위한 집단 별 맞춤 정책이 필요함

III

질의응답

Q&A



THANK YOU

SU YEON JANG
jang@demogr.mpg.de



자유연제

2-1

제14회 한국의료패널 학술대회

건강보험 보장성 강화

좌장 | 최병호(서울시립대학교)

발표1. 민간의료보험이 외래 고가 영상 검사 이용에 미치는 영향: 건강보험 보장성 강화 정책에 따른 변화
신유경, 도영경(서울대)

발표2. 건강보험 보장성 강화정책이 저소득 고령층의 의료에 미치는 영향
이종빈(고려대)

발표3. 2017년 건강보험 보장성 강화대책의 정책 평가
지석민, 신채환(고려대)

토론 | 박나영(한국보건사회연구원)
최정규(국민건강보험공단)



민간의료보험이 외래 고가 영상 검사 이용에 미치는 영향: 건강보험 보장성 강화 정책에 따른 변화

신유경 | 서울대학교 의과대학 의료관리학교실
도영경 | 서울대학교 의학연구원 의료관리학연구소

민간의료보험이 외래 고가 영상 검사 이용에 미치는 영향: 건강보험 보장성 강화 정책에 따른 변화

The effect of private health insurance on outpatient high-price imaging test utilization:
Changes following the National Health Insurance benefit expansion policy

제14회 한국의료패널 학술대회
2022.12.09.

신유경¹⁾, 도영경^{1) 2)}

1) 서울대학교 의과대학 의료관리학교실, 2) 서울대학교 의학연구원 의료관리학연구소

1. 연구 배경

사회보험 체계에서의 민간의료보험: 이중 보장



사회보험 체계에서 민간의료보험이 의료이용에 미치는 영향이 정책적으로 중요한 이유 (Buchmueller et al., 2004)

1. 효율성의 문제

- 민간의료보험 급여를 통한 국민건강보험 급여 항목의 본인부담금 감소
- 비용분담(cost-sharing) 감소를 통한 과잉이용 증가

2. 형평성의 문제

- 민간의료보험 구매능력이 없는 저소득층 대비 구매능력이 있는 고소득층의 의료 이용 증가

이중 보장이 의료 이용에 미치는 영향

	Effect of double coverage (public + private health insurance) on health care utilization (ref. public health insurance only)
Ko (2020)	Korea (National Health Insurance System) Double coverage (+) outpatient visits, (+) inpatient visits, (-) CT visits, (-) MRI visits
Sohn & Jung (2016)	Korea (National Health Insurance System) Double coverage (~) outpatient visits, (-) inpatient visits
Moreira & Barros (2010)	Portugal (National Health System) Double coverage (+) doctor visits
Alvarez & Barranquero (2009)	Spain (National Health System) Double coverage (-) generalist visits, (+) specialist visits
Rodriguez & Stoyanova (2004)	Spain (National Health System) Double coverage (+) GP/specialist visits

국민건강보험 체계에서 민간의료보험이 의료 이용에 미치는 영향은 다음 세 가지 요소의 조합에 따라 달라지지 않을까?

- 1) 민간의료보험 유형
- 2) 의료 서비스 종류
- 3) 공보험(public health insurance)의 보장 범위

민간의료보험 유형에 따른 의료 서비스 종류별 유인 구조

그림 1. 상병으로 인한 경제적 비용과 민영의료보험의 담보별 보장내용



실손형은 외래에서 특정 질환 진단과 상관없이 급여 지급

정액형은 외래에서 특정 질환 진단 (OR) 입원 (OR) 수술시 급여 지급

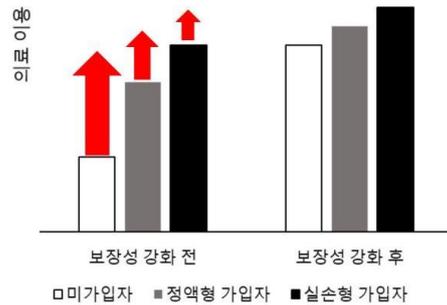
건강보험 보장성 강화 정책 이후 본인부담금 감소

민간의료보험 미가입자 vs. 정액형 가입자 vs. 실손형 가입자에 따른 효과 차이

구분	【보장성 강화 전】	【보장성 강화 후】
실손 보험 가입자	MRI (40만원) 본인부담 20%(8만원) 민간보험 급여(32만원)	MRI (40만원) 본인부담 4%(1.6만원) 민간보험 급여(6.4만원) 건강보험 급여(32만원) 보장성 강화 후 본인부담 6.4만원 ▼
실손 보험 미가입자	MRI (40만원) 본인부담 100%(40만원) 비급여	MRI (40만원) 본인부담 20%(8만원) 건강보험 급여(32만원) 보장성 강화 후 본인부담 32만원 ▼

(여나금, 2020)

보장성 강화 후 본인부담금이 더 크게 감소한 민간의료보험 미가입자가 가입자보다 수요량이 더 크게 증가할 것이라고 예상하면...



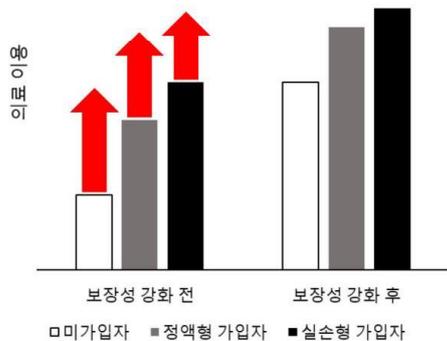
건강보험 보장성 강화 정책 이후 대체 비급여 서비스에 대한 의사 유인 수요 증가

민간의료보험 미가입자 vs. 정액형 가입자 vs. 실손형 가입자에 따른 효과 차이

【수요자 측면】
비급여 가격(P) ↓ ... 이용량(Q) ↑ 예) MRI 급여화(가격 ↓)에 따른 이용량 증가
【공급자 측면】
비급여 가격(P) ↓ ... 대체(신규) 비급여 양산 예) MRI 급여화(가격 ↓)에 따른 PET-CT 이용량 증가

(여나금, 2020)

보장성 강화 후 비급여 서비스에 대한 접근성이 더 높은 민간의료보험 가입자에서 미가입자보다 대체 비급여 서비스에 대한 의사 유인 수요가 더 크게 증가할 것이라고 예상하면...



건강보험 보장성 강화 정책 이후 급여 인정 범위에 관한 소송 위험

민간의료보험 미가입자 vs. 정액형 가입자 vs. 실손형 가입자에 따른 효과 차이

의사1: 문제가 생기면 “어지럼증이 있고, 두통이 있고, 울렁거림이 있는 것 같기도 하고 아닌 것 같기도 하고.” “같기도 하면” 보험 적용이 되어요. “없다”고 체크하면 비보험이 되어요... 비보험 짝잡아요? 그럼 나중에 실손보험사에서 태클 들어와요. 실제로 소송을 걸어요.

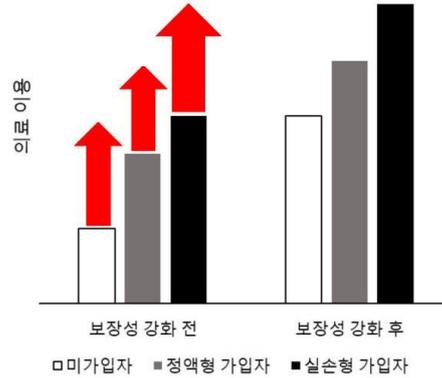
의사 2: 저는 예상을 했죠. 이거 나왔을 때부터, 이 기준이 나왔을 때 부터 실비보험사하고 갈등이 커지겠구나 하고 예상을 했죠.

연구자: 그런데 요즘은 또 갈등이 없다고 하셨잖아요?

의사 2: 저는 다 피해가니까.

(도영경 외, 2021)

보장성 강화 후 급여 인정 범위에 관한 소송 위험으로 인해 의사들이 실손형 가입자에 대해 국민건강보험 급여를 더 많이 인정해줄 것이라고 예상하면...



2. 연구 목적

이 연구의 목적은

민간의료보험의 유형이 외래 고가 영상 검사(CT, MRI, PET-CT) 이용에 미치는 영향을 건강보험 보장성 강화 정책 전후로 비교하는 것이다.

* Reference = 민간의료보험 미가입

- Q1. 민간의료보험 가입 → 외래 고가 영상 검사 이용 ↑?
- Q2. 실손형 민간의료보험 가입 → 외래 고가 영상 검사 이용 ↑↑,
정액형 민간의료보험 가입 → 외래 고가 영상 검사 이용 ↑?
- Q3. 건강보험 보장성 강화 정책으로 인해
1) 본인부담금 감소, 2) 대체 비급여 서비스에 대한 의사 유인 수요 증가, 3) 급여 인정범위에 관한 소송 위험의 효과가 합쳐지면
실손형 민간의료보험 가입 → 외래 고가 영상 검사 이용 ↑ OR ↓?
정액형 민간의료보험 가입 → 외래 고가 영상 검사 이용 ↑ OR ↓?

3. 연구 방법

자료

- 2018년(1기 - 건강보험 보장성 강화 정책 전), 2019년(2기 - 건강보험 보장성 강화 정책 후) 한국의료패널
- 연구 대상: 19세 이상 65세 미만
- 한국의료패널 자료의 장점
 - 기존 행정 자료로 파악이 어려운 요인 확인 가능
 - 고가 영상 검사 이용 여부 AND 민간의료보험 가입 여부
 - 급여 항목 뿐만 아니라 비급여 항목 이용까지 포함
 - 영수증 및 진료 내역서, 연말정산 자료 수집 → 의료 이용과 민간의료보험 가입 여부에 대한 회상 비율 최소화

10-1. 검사 종류

00일 00일에 00병원(또는 00의원)에 다음과 같은 검사를 받으셨는지 말씀해 주십시오.
(주된 검사 5개까지)

① 내시경검사	⑩ 뇌파검사
② 초음파검사	⑪ 심장도검사
③ 상임도검사	⑫ 성장판검사
④ 생체 조직검사	⑬ 비만검사(체지방검사)
⑤ CT검사	⑭ 알력/소변/혈액/엑스-레이
⑥ MRI검사	⑮ 기타: ()
⑦ PET검사	

외래 고가 영상 검사 이용 관련 문항 (2018년)

5. 00일 00일에 00병원(또는 00의원)에서 받으신 진료 내용에 해당하는 것들을 모두 고르시오.(중복 응답)

<input type="checkbox"/> ① MRI, CT, PET-CT 고가 영상 검사	[OUMED_TRT1]
<input type="checkbox"/> ② 수액, 영양주사 등 정맥주사	[OUMED_TRT2]
<input type="checkbox"/> ③ 항암치료(항암주사, 방사선치료)	[OUMED_TRT3]
<input type="checkbox"/> ④ 도수치료	[OUMED_TRT4]

외래 고가 영상 검사 이용 관련 문항 (2019년)

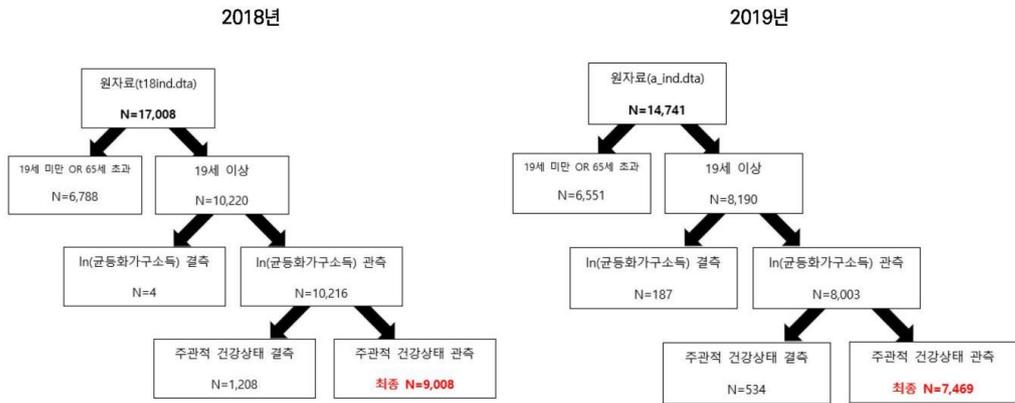
통계 분석

- 선형확률모형(linear probability model)

변수 종류	내용	비고
결과 변수	고가 영상 검사(CT, MRI, PET-CT) 이용 여부	미이용, 이용
주요 설명 변수	민간의료보험 유형	미가입, 정액형, 실손형(혼합형 포함)
교란 변수	연령, 성별, 결혼 상태(유/무), 주관적 건강 상태(좋음/보통/나쁨), 만성질환 상태(유/무), 교육 수준(초졸/중졸/고졸/대졸 이상), 균등화 가구 소득	



완전 응답 사례 분석(complete case analysis)



4. 연구 결과

Table 1. Summary statistics of independent variables

	2018 panel				2019 panel			
	Total	No PHI	Fixed-benefit only	Indemnity	Total	No PHI	Fixed-benefit only	Indemnity
N	9,008	1,140	2,669	5,199	7,469	1,301	1,457	4,711
Private health insurance type								
No private health insurance	12.7%				17.4%			
Fixed-benefit only	29.6%				19.5%			
Indemnity	57.7%				63.1%			
Sex								
Female	53.1%	44.0%	49.1%	57.2%	55.2%	46.8%	54.0%	57.8%
Age	44.9	43.9	47.2	44.0	47.5	47.6	51.1	46.3
Marriage status								
Married	67.9%	47.8%	73.1%	69.7%	72.9%	61.6%	77.6%	74.6%
Self-rated health								
Good	46.2%	47.1%	44.6%	46.9%	40.0%	35.7%	35.8%	42.5%
Fair	44.6%	39.9%	46.3%	44.8%	48.2%	47.3%	49.9%	47.9%
Poor	9.2%	13.0%	9.1%	8.3%	11.9%	17.0%	14.3%	9.7%
With chronic disease	53.3%	49.7%	57.1%	52.2%	43.2%	45.4%	53.6%	39.4%
Education level								
Elementary school	5.9%	9.7%	7.5%	4.3%	8.2%	13.0%	13.0%	5.4%
Middle school	7.3%	8.3%	8.8%	6.3%	10.1%	11.2%	13.3%	8.8%
High school	34.5%	33.6%	33.8%	35.1%	34.9%	32.7%	34.2%	35.7%
College	52.2%	48.5%	49.8%	54.3%	46.9%	43.1%	39.5%	50.2%
ln(Equivalized household income)	8.0	7.7	8.0	8.1	7.8	7.6	7.8	7.9

Proportion or means of each variable are reported.

Table 2. Proportion of outpatient high-cost imaging test utilization by private health insurance type

	2018 panel		2019 panel	
	Proportion of utilization	Difference from uninsured	Proportion of utilization	Difference from uninsured
Total	.092	-	.100	-
Uninsured	.068	-	.084	-
Fixed-benefit only	.101	+.033	.108	+.024
Indemnity	.092	+.025	.102	+.019

Figure 1. Proportion of outpatient high-cost imaging test utilization by private health insurance type and age group

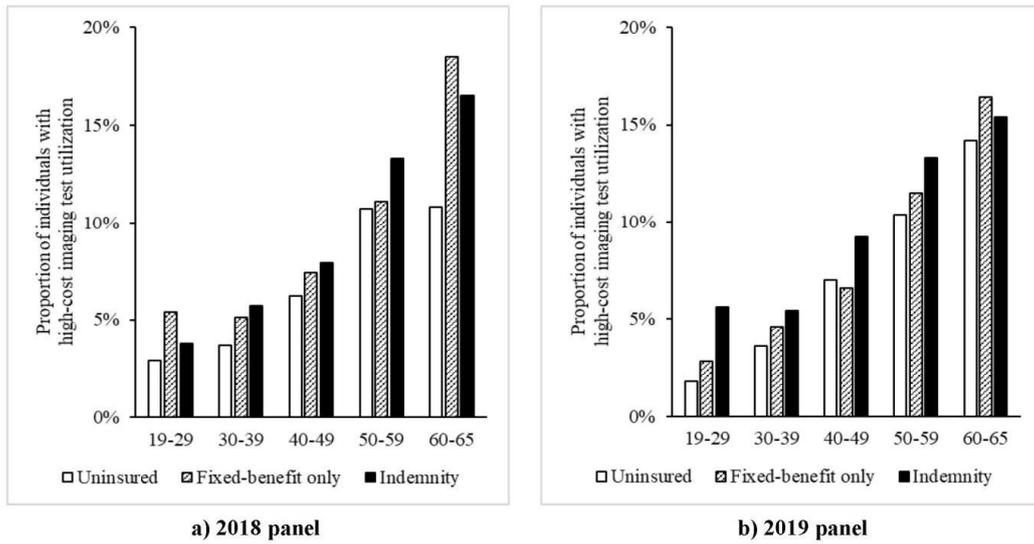


Table 3. Coefficient estimates in linear probability model of outpatient high-cost imaging test utilization

	2018 panel (n=9,008)	2019 panel (n=7,469)
PHI type (Ref. Uninsured)		
Fixed-benefit only	.022* (.003 to .041)	.009 (-.013 to .031)
Indemnity	.022** (.004 to .039)	.023** (.005 to .041)
Age	.002** (.001 to .002)	.002** (.001 to .003)
Female (Ref. Male)	.014* (.002 to .026)	.028** (.014 to .041)
Married (Ref. Not Married)	.001 (-.014 to .017)	.003 (-.013 to .020)
Self-rated health (Ref. Good)		
Fair	.007 (-.005 to .019)	.020** (.007 to .034)
Poor	.080** (.052 to .108)	.076** (.049 to .103)
With chronic disease (Ref. Without chronic disease)	.046** (.034 to .058)	.062** (.046 to .078)
Education level (Ref. Elementary school)		
Middle school	-.003 (-.045 to .039)	.008 (-.030 to .046)
High school	-.027 (-.061 to .008)	.010 (-.022 to .042)
College	-.032 (-.068 to .004)	.010 (-.024 to .043)
ln(Equalized household income)	.012 (.000 to .025)	.010* (.000 to .020)
Constant	-.122* (-.225 to -.019)	-.159** (-.248 to -.071)

PHI, private health insurance.
95% confidence intervals(CIs) based on robust standard errors are shown in parentheses.
* p < 0.05, **p < 0.01

5. 고찰

20

연구 요약

- 건강보험 보장성 강화 정책 이전에 민간의료보험 가입은 외래 고가 영상 검사 이용 확률을 증가시켰다.
(정액형 +2.2%p, 실손형 +2.2%p)
- 건강보험 보장성 강화 정책 이후에 실손형 민간의료보험 가입은 외래 고가 영상 검사 이용 확률을 증가시켰다.
(실손형 +2.3%p)
- 건강보험 보장성 강화 정책 이후에 정액형 민간의료보험 가입은 외래 고가 영상 검사 이용 확률을 증가시켰으나 통계적으로 유의미한 효과를 확인할 수 없었다
(정액형 +0.9%p)
- 공보험의 보장 범위가 확대되는 제도적 맥락 속에서 민간의료보험 유형과 의료 이용의 종류에 따라 민간의료보험 가입이 의료 이용에 미치는 영향이 달라질 수 있다.

21

연구의 한계

- 역선택(adverse selection)이 발생할 수 있는 상황에서 관측되지 않은 교란 요인을 통제하지 못하여 민간의료보험 가입이 외래 고가 영상 검사 이용에 미치는 영향이 과대 추정되었을 수 있다.
- 구체적으로 어떤 메커니즘으로 보장성 강화 정책에 따라 민간의료보험 가입이 외래 고가 영상 검사 이용에 미치는 영향이 달라졌는지에 대해 추가 연구가 필요하다.

연구의 의의

- 건강보험 보장성 강화 정책 이후 실손형 민간의료보험 가입자와 민간의료보험 미가입자 사이에 외래 고가 영상 검사 이용의 차이가 여전히 남아있음을 보여줌으로써, 공·사보험의 관계에서 발생하는 효율성 및 형평성 문제가 남아있을 가능성을 제시하였다.

Q & A

yklblue@snu.ac.kr

참고 문헌

도영경, 김광수, 이선영, 이종엽, 김경도, 김준모, 노준수, 박지선, 신유경, 이무혁, 이슬비, 이지수. 건강보험 가입자의 의료이용 예측모형 개발(2단계). 건강보험심사평가원, 서울대학교 산학협력단. 2020년 12월.

신기철. (2015). 민영의료보험 가입자의 의료이용 실증분석의 한계와 과제. *보건사회연구*, 35(4), 5-34.

여나금, 김혜윤, 박은혜. (2020). 건강보험 보장성 강화의 실손의료보험에 대한 영향 분석 체계화 연구(정책보고서 2020-93). 보건복지부, 한국보건사회연구원. <https://www.prism.go.kr/homepage/entire/researchDetail.do?researchId=1351000-202100017>.

Alvarez, M.L.G. & Barranquero, A. C. (2009). Inequalities in health care utilization in Spain due to double insurance coverage: An Oaxaca-Ransom decomposition. *Social Science and Medicine*, 69(5), 793-801.

Buchmueller, T. M., Couffinhal, A., Grignon, M., Perronin, M. (2004). Access to physician services: does supplemental insurance matter? Evidence from France. *Health Economics*, 13(7), 669-687.

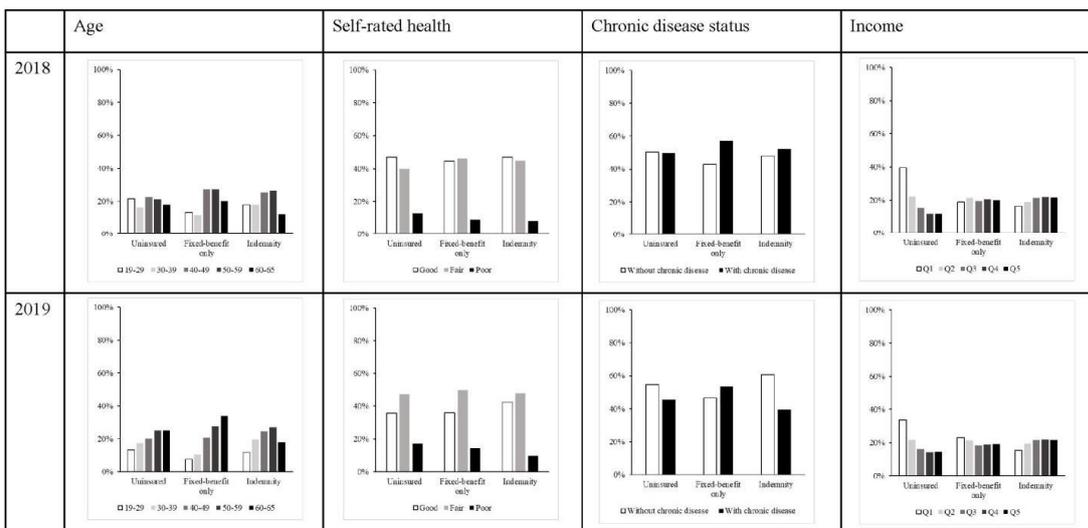
Ko. (2020). Moral hazard effects of supplemental private health insurance in Korea. *Social Science and Medicine*, 265, 113325.

Moreira, S. & Barros, P. P. (2010). Double health insurance coverage and health care utilization: evidence from quantile regression. *Health Economics*, 19(9), 1075-1092.

Rodriguez, M. & Stoyanova, A. (2003). The effect of private insurance access on the choice of GP/specialist and public/private provider in Spain. *Health Economics*, 13(7), 689-703.

Sohn, M. & Jung, M. (2016). Effects of public and private health insurance on medical service utilization in the National Health Insurance System: National panel study in the Republic of Korea. *BMC Health Services Research*, 16(1), 503.

Supplementary A. Distribution of age, self-rated health, chronic disease status, income by private health insurance type



건강보험 보장성 강화정책이 저소득 고령층의 의료에 미치는 영향

이종빈 | 고려대학교

요약

본 연구에는 2013년~2018년 한국의료 패널 데이터를 활용해서 건강보험 보장성 강화정책이 저소득 고령층의 의료에 미치는 영향을 분석하였다. 건강보험 보장성 강화정책은 고령층의 의료 이용 부담을 경감시키고, 저소득층을 재난적 의료비 발생으로부터 보호하고자 시행된 정책이다. 따라서 해당 정책 시행이 실제 가구의 가구 의료비 지출액이 감소를 야기했는지, 가구의 재난적 의료비 발생 비율을 줄였는지를 확인하는 것은 중요한 문제이다. 본 연구에서 패널 이중차분 모형을 이용하여 실증분석을 한 결과 건강보험 보장성 강화정책은 가구의 의료비 지출에도, 재난적 의료비 발생 비율에도 유의미한 영향을 미치지 못한 것으로 나타났다. 또한 해당 정책은 개인의 의료비 지출, 외진 횟수, 주관적 건강평가상태에도 통계적으로 유의미한 영향을 미치지 못했다. 추가적으로 가구원의 수에 따라 정책 효과를 분석한 결과 가구원의 수가 1명인 1인 가구의 경우 해당 정책이 오히려 의료비 지출을 증가시키고, 재난적 의료비 발생 비율을 증가시켰음을 확인할 수 있었다. 이 같은 연구 결과는 2018년에 시행된 건강보험 보장성 강화 정책이 저소득 계층 고령 인구에 대해서 의도했던 효과를 통계적으로 유의하게 주지 못했음을 시사한다.

I. 서론

1. 연구 배경

우리나라의 건강보험 제도는 1977년 500명 이상의 사업장을 대상으로 최초로 시행되었으며, 점진적으로 적용 대상을 확대하여 1989년 도시지역 자영업자들까지 포함하는 전 국민 의료보험제도로 완성되었다. 건강보험 제도는 질병이나 부상으로 인해 발생한 고액의 의료비를 국민건강보험공단이 일정 부분 대신 부담함으로써 국민들의 의료부담을 줄여주는 제도이다. 2000년대 중반부터 적용 대상을 확대하고 개인이 부담해야 할 의료비를 줄이는 방식으로 건강보험의 보장성을 강화하고자 하는 목적으로 산정특례제도 및 4대 중증질환 보장성 강화정책들이 시행되었다.

그러나 2005년부터 2016년까지 누적기준 약 20조 원이 넘는 재정을 투입했음에도 불구하고 아직도 주요 선진국들에 비하면 실제 국민들이 부담해야 하는 의료비는 여전히 상당한 수준이다. 2016년 기준 OECD 국가의 평균 가계직접부담 의료비 비율은 20.3%인데 반해, 한국은 33.3%로 상당히 높은 것을 확인할 수 있다.(OECD Health Statistics, 2018) 건강보험 통계연보에 따르면 2019년 전체 인구 중 14.5%인 만 65세 이상 고령층의 외래 진료횟수는 전체 외래 진료횟수의 32.1%를 차지했으며, 전체 진료비 지출의 41%가량을 차지했다.(건강보험통계연보, 2019) 2026년에는 한국의 고령화율이 20%가 될 것으로 예측되기 때문에, 65세 이상 고령 인구의 의료급여 지출증가도 가속화될 전망이다.(김우현, 최성은 2017)

개별 가구가 일정 수준 이상을 의료비로 부담할 경우 가계경제가 파산할 수 있는데 이 때의 의료비를 재난적 의료비(Catastrophic health expenditure)라 부른다. 한국의 경우 재난적 의료비 경험 가구 비율이 전체 가구의 3.7%가량으로 OECD 16개국들 중 매우 높은 수준이다. (Paris et al, 2016) 특히 재난적 의료비의 발생은 상대적으로 저소득층의 생계를 위협하고 빈곤층으로 추락하게 만든다.(신영전 2010) 그러므로 한국 사회가 빠르게 고령화됨에 따라 재난적 의료비로 인한 사회적 문제가 대두될 가능성이 높은 상황이다. 이러한 상황을 개선하고자 문재인 정부는 2017년 8월 치료와 관계된 필수적인 비급여 항목들을 모두 급여화시키고, 개인 의료비 부담을 감소시키는 건강보험 보장성 강화정책 (문재인 케어)를 발표했다. 건강보험 보장성 강화정책은 크게 1) 2022년까지 보장률을 70%까지 확대하고, 2) 취약계층(노인, 장애인, 아동, 여성)의 의료비 부담을 완화 3) 저소득층의 재난적 의료비 지원을 확대하는 것을 목표로 시행되었다. 해당 정책은 과거 정부들의 보장성 강화 정책과 비교해 큰 재원(약 30.6조 원)을 투입할 뿐만 아니라 그동안 보장성 정책들의 효과를 반감시킨 원인으로 지목되어온 비급여 의료를 대부분 급여화하여 기존 정책들보다 적극적으로 보장성 강화를 시도하는 정책이다.

일각에서는 건강보험 보장성 강화정책의 시행으로 인해 늘어난 재정부담과 풍선효과(비급여 항목이 급여화될 경우 병원들이 다른 비급여 의료행위의 금액을 인상하는 행위)로 인한 비급여 진료 증가를 우려하기도 한다. 실제로 정책의 성격이 유사한 4대 중증질환 보장성 강화정책의 경우 시행 이후 비급여 풍선효과로 인해 환자가 체감하는 의료 서비스의 가격 하락은 나타나지 않았다고 보고한 연구들이 존재한다. 따라서 많은 재원이 투입되는 만큼 개별 국민이 체감하는 실질 가격 하락의 효과가 존재하는지 살펴보는 것은 중요한 문제이다.

해당 연구의 목적은 건강보험 보장성 강화정책이 도입된 이후로 저소득 계층의 고령 인구의 의료에

어떤 변화가 있었는지를 확인하는 것이다. 본 연구의 관심이 되는 2018년 기준 고령층이 적용을 받는 건강보험 보장성 강화정책은 아래 [표]에 제시되어있다. 건강보험의 보장성은 건강보험의 보장률¹⁾과 재난적 의료비 발생률²⁾이라는 두 가지 지표를 통해 평가할 수 있다.(김우현 외 2018) 따라서 본 연구는 개별 가구의 재난적 의료비 발생에 초점을 뒀서 정책 시행 전후의 ‘가구별 의료비 부담’, ‘개인별 의료비 부담’, ‘재난적 의료비 지출 가구’, ‘주관적 평가 건강상태’, ‘외진 방문 횟수’에 유의미한 차이가 있었는지를 분석하고자 한다.

[표] 고령층이 적용을 받는 건강보험 보장성 강화정책

정책 대상	정책	시행전	시행 후
노인	치매 진료비 비율	20~60(%)	10(%)
	치매 진단비용	약 100만원	20~40만원의 상한선 설정
	총 진료비 부담률	15,000원 초과시 30%부담	15,000~20,000:10% 20,000~25,000:20% 25,000원 초과시 30%부담
	틀니, 임플란트 진료비 및 가격	50%	30%, 각각 1개당 가격 20만원씩 인하

2. 선행연구 분석

고령층의 진료 부담금액 변화가 외래 진료행위에 주는 영향을 연구한 연구로는 김우현(2021)이 있다. 해당 연구는 고령층의 외래진료에 적용되던 본인 부담이 진료비 15,000~20,000구간에서 30%에서 10%로 경감되었을 때 고령층의 외래 이용행태를 분석하였다. 그 결과 18년 이전 15,000원 기준에서 집군현상이 관찰되었으나 18년부터는 해당 집군현상이 사라졌음을 보고하였다. 또한 로지스틱 분석 결과 18년부터 진료비 15,000원을 초과할 진료비 발생 확률이 높아짐을 확인했다.

저소득층의 과부담 의료비³⁾(재난적 의료비)를 연구한 연구로는 신영전 외(2010)가 있다. 해당 연구에서는 한국 복지패널 데이터를 이용했으며 과부담 의료비 발생률을 기준 (10%~40%)로 나누어 분석했을 때 저소득 가구의 과부담 의료비 발생률은 각각 32.2%, 19.5%, 12%, 7%로 일반 가구에 비해 저소득 가구에서 현저하게 높게 나타났다고 분석했다. 또한 가구주가 노인이거나 가구원 수가 적을 경우 과부담 의료비 발생위험이 높았다고 보고했다. 특히 해당 연구에서는 소득이 낮음에도 의료급여 혜택을 받지 못하고 있는 차상위계층의 과부담 의료비 발생이 심각하다고 언급했다.

문성웅 외(2021)는 한국의료패널 데이터를 활용하여 2018년까지의 의료패널 데이터를 사용하여 소득수준에 따른 재난적 의료비 발생 정도 및 강도를 분석하였다. 해당 연구에서도 고소득 가구에 비해 저소득 가구에서 의료비 부담이 상대적으로 높았음을 보였으며, 재난적 의료비 발생 비율도 높은 것으로 분석되었다.

1) 건강보험 보장률=(건강보험 부담진료비/총진료비)*100

2) 재난적 의료비 발생은 일반적으로 한 가구의 지불능력 대비 의료비부담 비율이 특정 역치를 초과했을때를 의미한다. 해당 연구에서는 특정 역치로서 20%,30%,40%를 사용하였다.

3) 많은 연구들에서 재난적 의료비와 과부담 의료비를 같은 개념으로 사용하고 있으나, 선행연구들을 정확히 인용하기 위해 과부담 의료비라는 용어를 사용했다. 해당 연구에서도 재난적 의료비와 과부담 의료비를 같은 개념으로 사용 한다.

이중차분(Difference in difference) 방법론을 활용해 보건 및 의료 분야 정책의 효과를 분석한 연구는 국내외에서 다수 찾아볼 수 있다. 해외 논문들로는 Polsky D. et al(2009)는 메디케어(Medicare) 가입 여부에 의한 65세 이상 노인의 건강수준 변화를 분석하였으며, 그 결과 통계적으로 유의미한 건강수준의 변화는 없었다고 결론지었다. Song Z. et al(2011)는 AQC (Alternative Quality Contract)라는 지불 정책 시행 전후의 의료비 증가 및 의료의 질 변화를 분석하였으며, 의료비는 증가했으나 의료의 질 역시 증가한 것으로 결론 내렸다. Simon K et al(2017)은 Medicaid 확장정책 전후의 예방의료 행위와 건강에 해로운 행위, 주관적 건강 평가 상태의 변화를 평가하였다.

국내에는 과거 건강보험 보장성 강화 정책과 유사한 정책들을 이중차분 방법론을 통해 분석한 논문들이 존재한다. 최정규 외(2012)는 한국 복지패널 자료를 대상으로 성향점수매칭(PSM)과 이중차분 모형을 사용하여 산정특례제도 수혜 여부가 지불 능력 대비 의료비 부담 및 과부담 의료비 지출에 주는 영향을 분석했다. 해당 연구 결과 산정특례제도는 의료비 부담 감소 및 과부담 의료비 지출 감소에 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다. 김지혜 외(2014)는 한국의료패널 2009년과 2010년 자료를 사용해 2009년 있었던 암환자의 본인부담률 인하 정책이 의료 이용 및 부담에 미치는 영향을 분석했다. 해당 연구는 본인 부담률 인하 정책이 외래 및 입원 본인부담금 및 방문 횟수, 과부담의료비 발생 여부에 유의미한 영향을 주지 못한 것으로 결론지었다.

최재우 외(2014)는 한국의료패널 2009년 및 2011년 자료를 활용하여 산정특례제도가 미충족 의료 경험에 미치는 영향을 분석했다. 해당 연구에서도 산정특례제도는 미충족 의료 경험을 개선하는 것에 대해 유의미한 영향을 주지 못한다고 결론지었다. 김관옥 외(2017)은 2012년, 2014년 한국의료 패널 자료를 이용하여 4대 중증질환 보장성 강화 정책(산정특례제)의 효과를 추정하였다. 해당 연구에서도 4대 중증질환 보장성 강화 정책은 비급여, 본인부담금을 통계적으로 감소시키지 못하는 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과들에 대해 김우현 외(2017)은 2005~2015년 기간 동안 건강보험 급여 진료비가 2.15배 상승할 동안 비급여 진료비는 약 2.72배 증가하여 비급여 풍선효과가 건강보험 보장률 정체의 주요 원인임을 지적했다.

선행연구들을 요약하자면 1) 소득이 낮을수록, 더 고령일수록 재난적 의료비 발생 빈도가 많다는 것 2) 과거에 시행되었던 건강보험 보장성 강화정책은 풍선효과로 인해 국민들의 의료비 부담 및 재난적 의료비 발생 빈도에 유의미한 영향을 주지 못했다는 것으로 요약할 수 있다.

II. 연구방법 및 데이터 소개

1. 데이터 소개

해당 연구에서 사용할 데이터는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단에서 공동으로 조사하여 제공하는 2013년~2018년(T=6) 한국 의료패널 연간 데이터이다. 한국의료패널 데이터는 가구와 가구의 사회 경제적 특성, 입원, 응급, 외래 등의 의료 이용 데이터 및 의료비 데이터를 포함하고 있다. 본 연구의 목적은 건강보험 보장성 강화정책이 저소득층인 고령층에 미치는 영향을 분석하는 것이므로

해당 조건에 부합하는 저소득층(10분위 중 3분위 이하)이면서 매년 설문에 응한 표본들 중 결측치를 제거하고 나서 최종적으로 남은 표본들을 이용해 474명의 개인(N=474, NT=474*6=2844) (319가구)에 대한 균형패널을 구축하였다.

2. 연구방법론 설명

정책프로그램의 인과효과를 평가하는 방법론 중에서 가장 우수한 방법은 이론상으로 프로그램 참여대상을 무작위 배정을 통해 지정한 실험을 설계하는 것이다. 이 경우 프로그램 참여여부와 종속변수에게 영향을 줄 수 있는 다른 변수와의 상관관계가 없어지기 때문에 정확한 추정이 가능하다. 그러나 자연과학 연구가 아닌 분야에서 프로그램 참가 여부를 무작위로 배정하는 것은 일반적으로 불가능하다. 이 경우 준실험적 방법(quasi-experimental)을 사용함으로써 정책프로그램의 인과효과를 추정할 수 있다. (Lee, 2016) 대표적인 준실험적 방법론으로는 매칭 방법론, 도구변수 방법론, 이중차분 방법론 등이 있다.

본 연구에서는 이중차분 방법론을 사용하고자 한다. 이중차분 방법론은 정책의 수혜집단, 비수혜집단 사이의 평균적인 변화를 정책 시행 전후 시점에 대해서 각각 차분함으로써 정책 효과를 식별한다. 건강보험 보장성 강화정책의 경우, 만65세 이상 가구와 미만 가구의 종속변수를 정책 시행 전후로 각각 비교하여 차분하게 된다. 가장 단순한 이중차분 모형을 표로 도식화하면 다음과 같이 나타낼 수 있다. (표2)

표 2. 이중차분

$$y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Old + \beta_2 1[year = 2018] + \beta_d \times Old \times 1[year = 2018] + \epsilon$$

	정책 수혜집단 (Treatment group)	정책 비수혜집단 (통제집단) (Control group)	집단간 차이
정책 시행 이전	$\beta_0 + \beta_1$	β_0	β_1
정책 시행 이후	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \beta_d$	$\beta_0 + \beta_2$	$\beta_1 + \beta_d$
시기별 차이	$\beta_2 + \beta_d$	β_2	β_d

이때 β_1 은 집단간 종속변수의 평균적인 차이를 보여주며, β_2 는 시기별 종속변수의 평균적인 차이를 나타낸다. 그리고 상호 작용항의 계수인 β_d 의 추정치를 정책이 종속변수에 미치는 평균적인 효과로 해석할 수 있다.

이중차분 방법론에서 파라미터 β_d 가 정책이 종속변수에 미치는 평균적인 인과효과로 해석되기 위해서는 “만약 정책 수혜집단과 비수혜집단이 정책의 적용을 받지 않았었다면 종속변수가 정책시행 전후로 모두 동일한 추세를 보였을 것”이라는 가정이 필요하다. 이를 평행추세 가정(Parallel Trend Assumption)이라고 한다.

그러나 건강보험 보장성 강화정책에서는 정책 수혜집단과 완전히 동질적인 정책 비수혜집단은 존재하지 않는다. 왜냐하면 건강보험 보장성 강화 정책은 전 지역의 만65세 이상 고령층에게 같은 시점부터 시행되어서 2018년 시점에서 만 65세 이상의 정책 비수혜집단은 존재하지 않기 때문이다. 개인이 의료행위를 하는 것은 나이와 관련이 있을 가능성이 매우높은데 만약 정책 비수혜집단을 만65세 미만 전체로 설정하게 되면 정책 수혜 여부 외에 다른 요소들 때문에 종속변수의 결과값이 다르게 나올 가능성이 높아진다. 따라서 본 연구에서는 이런 문제를 고려하여 만65세 이상과 가장 유사한 집단인 만60~64세 집단을 통제집단으로 설정하고자 한다. 이 때 정책 수혜집단과 비수혜집단간의 평행추세 가정을 검토함으로써 만60~64세 집단이 타당한 통제 집단이며, 이중 차분법의 식별조건이 성립함을 보일 것이다. 본 연구에서는 다음과 같은 회귀식을 통해 평행추세 가정이 성립하는지를 확인하였다.

$$Y_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Old + \sum_{t=2014}^{2018} (\alpha_t \times Old \times 1[year = t] + \beta_t 1[year = t]) + \epsilon_{i,t}$$

해당 회귀식에서 α_t 는 t 시점에서 정책 수혜집단과 비수혜집단간의 종속변수값의 차이($\alpha_t + \beta_1$)가 t=2013시점에서의 수혜집단과 비수혜집단 간의 결과변수의 값의 차이(β_1)에 비해 얼마나 차이가 나타나는지를 의미한다. 4) 따라서 $\hat{\alpha}$ 추정값의 95% 신뢰구간을 그래프로 보여줌으로서 평행추세 가정을 확인할 수 있다. (손호성 외 2018)

이중차분 모형을 사용하는데 있어, 횡단면 데이터가 아니라 패널데이터를 사용할 수 있을 경우 패널 고정효과모형을 사용할 수 있다. 이 경우 차분을 통해 한 개인 혹은 한 가구 내에서 관측되지 않는 시간불변 변수들을 제거함으로써 편의를 제거할 수 있다. 종속변수가 재난적 의료비 발생 여부일 경우 패널 고정효과 로짓모형을 사용했으며, 종속변수가 주관적 건강평가 상태인 경우 패널 고정효과 순서형 로짓 모형을 사용했다. 해당 연구에서 종속변수가 외래진료 횟수, 주관적 건강평가 상태인 개인 단위의 모형은 다음 회귀식을 차분한 식을 통해 결과값들을 추정하였다.

$$Y_{i,t} = \beta_t + \beta_1 1[year = 2018] + \beta_2 Old + \beta_d \times Old \times 1[year = 2018] + \gamma W_{i,t} + \delta_i + v_{i,t}$$

종속변수가 재난적 의료비 지출가구, 가구별 의료비 지출인 가구단위의 모형의 경우 다음 회귀식을 차분한 식을 통해 결과값을 추정하였다.

$$Y_{h,t} = \beta_t + \beta_1 1[year = 2018] + \beta_2 Old + \beta_d \times Old \times 1[year = 2018] + \gamma W_{h,t} + \delta_h + v_{h,t}$$

단순한 가구 단위 분석을 할 경우 생길 수 있는 문제점이 존재한다. 본 연구에서 가구 단위의 소득

4) 수식을 이용해 정확하게 표현하자면 다음과 같다. $E[Y_{i,t}|Old = 1] - E[Y_{i,t}|Old = 0] = \alpha_t + \beta_1 - \beta_1$ if $t \geq 2014$

$E[Y_{i,t}|Old = 1] - E[Y_{i,t}|Old = 0] = \beta_1$ if t=2013

이나 의료비 지출은 개인 가구원의 소득, 지출의 합으로 정의된다. 해당 연구의 표본들의 연령대를 고려하면, 가구원 숫자가 다른 가구들은 서로 이질적인 특성을 가질 가능성이 높다. 고령 가구 특성상 일반적으로 가구에서 자녀들이 분가할 확률이 높기 때문이다. 실제로 해당 표본중에서 가구원의 숫자가 1명인 표본이 약 30%, 2명인 표본이 약 50%인 것으로 나타났다.⁵⁾ 또한 가구원 숫자가 늘어날 때 지불능력과 의료비 지출이 다른 비율로 증가한다면 가구원 숫자를 통제하지 않은 가구 단위 분석의 추정치에 문제가 발생할 가능성이 높다. 따라서 이 문제를 해결하기 위해 추가적으로 가구원의 숫자에 따른 정책 효과를 확인함으로써 이러한 문제에 대해 대처하고자 한다.

3. 변수설명 및 기초통계량

본 연구에서는 건강보험 보장성 강화정책이 저소득층 고령층의 의료에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 이때 저소득층은 소득분위 10분위 기준 3분위 이하로 정의하였다. 또한 고령층은 2018년 기준 만65세 이상이 되는 1948년생~1952년생으로 정의하였으며, 1954년생~1958년생을 통제집단(Not old)로 정의하였다. 연구를 진행하는 과정에서 설정한 변수는 아래 [표 2]에 정리되어 있다. 개인 단위로 데이터가 존재하는 변수는 (개인)으로 표기하였으며, 가구 단위로 존재하는 변수는 (가구)로 표기하였다. 모든 금액 변수는 만원 단위로 통일해서 사용하였다. 종속변수는 크게 4가지로, 가구 의료비의 경우 연간 응급의료비, 의원 의료비, 외래의료비, 및 응급 처방약값, 입원 처방약값, 외래 처방약값을 모두 합한 값으로 정의하였다. 재난적 의료비의 경우 WHO의 의료비 분포와 재난적 의료비 방법론(WHO, 2005)를 참고하여 지불능력⁶⁾ 대비 의료비 부담 비율이 특정 역치값을 넘으면 1이 되는 더미변수로 설정하였다. 즉 지불능력 대비 의료비 비중이 일정한 기준을 넘을 경우 재난적 의료비가 발생한다고 정의하였다. 재난적 의료비의 역치 기준은 아직까지 통일된 절대적 기준이 존재하지 않기에 많은 연구들에서 여러 역치 기준을 도입해서 사용하고 있다. WHO(2005)는 역치 기준을 40%로 제시하고 있지만, 국가별로 상황이 다르므로 여러 역치 기준을 사용할 수 있다고 언급하였다. 따라서 본 연구에서는 재난적 의료비 (20%, 30%, 40%)를 모두 종속변수로 설정하였다. 외래 진료횟수는 1년간 병원 외래진료 횟수를 사용하였으며, 주관적 건강평가 상태는 설문에 응답한 1-5의 값을 가지는 변수이다. 실제 데이터에서는 숫자가 클수록 더 건강하지 않다고 응답한 답변이었으나, 직관적으로 이해하기 쉽도록 숫자가 클수록 더 건강하다고 응답한 설문이 되도록 처리하였다.

정책변수는 이중차분 방법론에서 정책의 효과를 보는 것과 관련된 변수들이다. 앞서 연구 방법론 설명에서 언급했듯이, 정책 시행 시점 전과 후를 나타내는 시기변수 ($1[year = 2018]$)와 정책이 시행되었을 때 정책의 효과를 받는 집단에 속하는지를 나타내는 집단 변수(Old) 그리고 두 변수 간의 상호작용으로 구성되어 있다. 본 연구에서는 패널 고정효과 모형을 사용하고 있기 때문에 시간에 불변하는 변수들은 차분하는 과정에서 제거되게 된다. 따라서 모형의 통제 변수($W_{i,t}$)로 사용되는 변수는 연간 가구 총 소득이다. 연간 가구 총 소득의 경우 연간 총 근로소득과 연간 총 자산소득의 합이다. 자산소득의 경우 부동산 소득, 금융소득, 사회보험, 민간보험, 정부 보조금, 민간보조금, 기타소득(이전소득)의 합이다. 종속변수가 개인 단위인 모형에서도 연간 가구 총소득을 통제한 이유는 크게 2가지가 있

5) 원 데이터에 존재하는 가구원 숫자변수를 사용하였다.

6) 지불능력은 일반적으로 가장 널리 쓰이는 지표인 총가계지출에서 식료품비를 뺀 값으로 정의하였다.

다. 우선 한국 의료패널에서는 개인의 연간 근로소득에 대한 데이터를 제공하고 있으나, 공개된 의료패널 데이터에서는 모든 기간에 걸쳐 절반 정도의 표본이 근로를 하지않는 것으로 나타났다. 이런 경우 개인 소득이 없는 개인들의 경우, 같이 살고 있는 가구원들의 소득을 빌려서 의료행위에 이용할 것이다. 또한 본 연구의 대상이 되는 표본들의 경우 대부분 은퇴를 한 상태일 가능성이 높는데, 이 경우 근로소득보다는 자산소득이 주 수입원인 비율이 높을 것이다. 따라서 본 연구에서는 연간 가구 총 소득을 통제하고자 한다.

연구에서 사용된 변수들의 집단별 기초통계량은 [표4]에 제시되어 있다. 정책 수혜집단과 비수혜집단의 기초통계량을 보면 평균적으로 성비, 장애 여부, 주관적 건강평가상태는 매우 유사함을 확인할 수 있다. 남성의 비율은 두 집단에서 모두 30% 정도였으며, 장애를 가진 사람의 비율은 약 13% 정도인 것으로 나타났다. 두 집단 모두에서 주관적 건강평가상태는 2.9 정도(보통정도)라고 응답한 것으로 나타났다. 그 외에 연간 총 가구소득, 연간 총 의료비지출액, 연간 외래 진료 횟수 등에서는 두 집단 간 어느 정도 차이가 존재하는 것을 확인할 수 있다.

[표3] 변수설명

변수 구분	변수	변수 설명
종속변수	가구 의료비(가구)	연간 가구의료비 (만원 단위)
	개인 의료비(개인)	연간 개인 의료비(만원 단위)
	재난적 의료비 (20%,30%,40%) (가구)	지불능력 대비 의료비부담 비율이 각각 20%,30%,40% 이상이면 1의 값을 가지고 아니면 0의 값을 가지는 더미 변수
	외래 진료횟수(개인)	개인의 연간 병원 외래진료 횟수
	주관적 건강평가상태(개인)	스스로 평가한 건강상태 ⁷⁾ : 1(매우나쁨) 2(나쁨) 3(보통) 4(좋음) 5(매우 좋음)
정책 변수	시기 변수 (1[$year = 2018$])	건강보험 보장성 강화정책 시행 이전(2013년~2017년)이면 0, 시행이후(2018년)에는 1의 값을 가지는 더미변수
	집단 변수(Old)	2018년 기준 만 65세 이상이면 1의 값을 가지는 더미변수
	정책효과(상호작용항)	시기 변수 * 집단 변수
통제변수	연간 가구 총소득(가구)	연간 총 가구내 근로소득과 자산소득의 합 (만원 단위)
기타 변수	장애 여부 (개인)	판단받은 장애 등급이 있으면 1의 값을 가지는 더미변수
	남성(개인)	성별이 남성이면 1의 값을 가지는 더미 변수
	노인(개인)	만 65세 이상이면 1의 값을 가지는 더미변수 (1948년생~ 1952년생:1)
	소득분위(가구)	2018년 기준 총가구 소득 10분위 기준 분위
	지불능력(가구)	연간 총가계지출-연간 식료품비 (만원 단위)

[표4] 기초통계량

7) 설문지의 “귀하께서는 현재 본인의 건강상태가 어떠하다고 생각하십니까?” 에 대한 응답

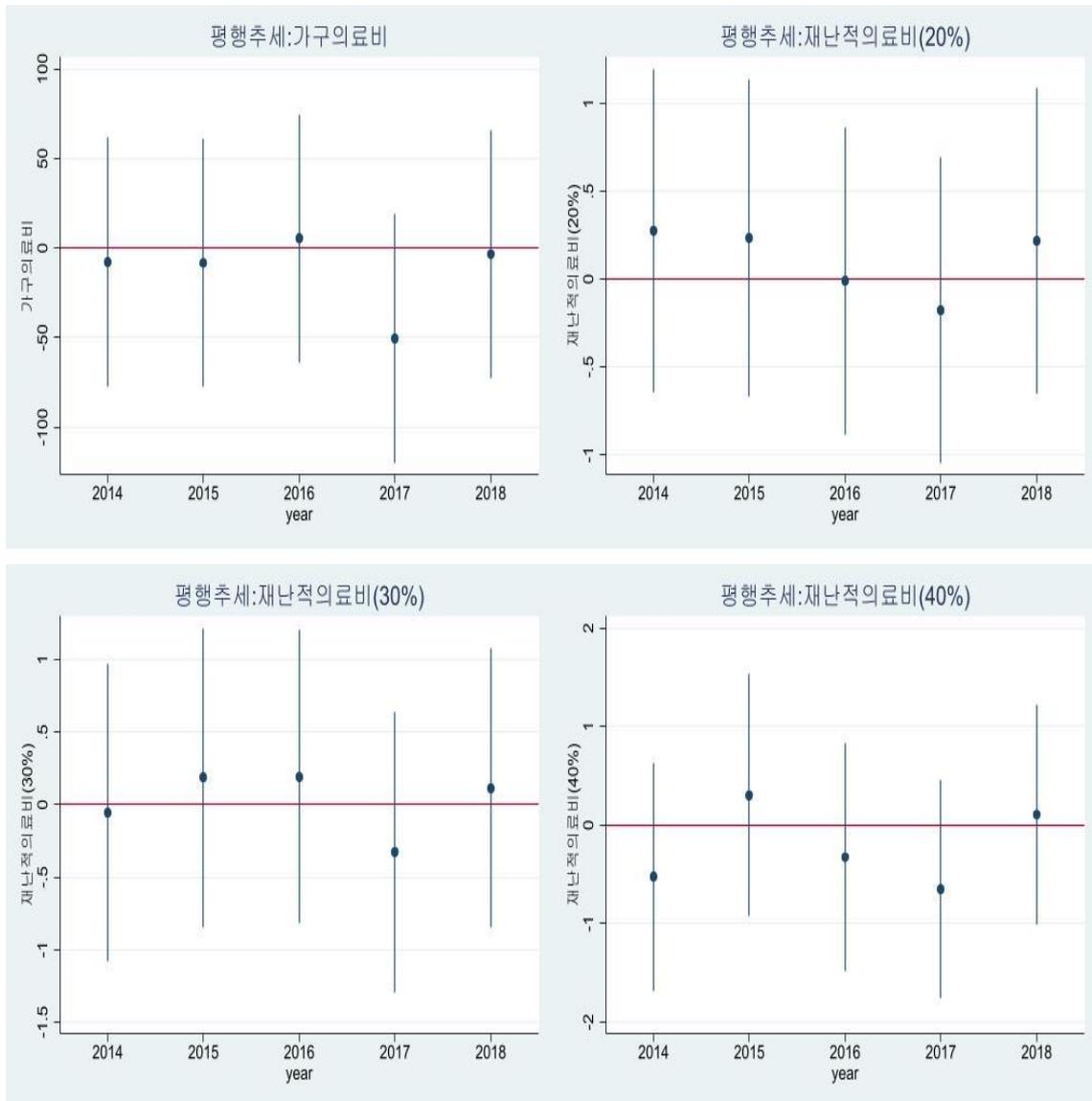
변수명	평균		표준편차		최소, 최댓값	
	Not Old (N*T=978)	Old (N*T=1866)	Not Old (N*T=978)	Old (N*T=1866)	Not old (N*T=978)	Old (N*T=1866)
남성	0.33	0.3	0.47	0.46	[0,1]	
장애여부	0.15	0.13	0.35	0.33	[0,1]	
연간 지불능력 (만원 단위)	1161	982	749	623	[120,5400]	[60,4800]
연간 총 가구소득 (만원 단위)	2324	1948	1800	1362	[40,19900]	[0,14110]
가구 연간 의료비 (만원 단위)	169	200	208	261	[0,2226]	[0,3580]
개인 연간 의료비 (만원 단위)	92	106	150	154	[0,1363]	[0,1277]
연간 외래진료 횟수	26	33	30	34	[0,184]	[0,359]
재난적의료비(20%)	0.25	0.36	0.43	0.49	[0,1]	
재난적의료비(30%)	0.17	0.24	0.37	0.42	[0,1]	
재난적의료비(40%)	0.11	0.16	0.32	0.37	[0,1]	
주관적 건강평가상태	2.9	2.9	0.84	0.82	[1,5]	

Ⅲ. 연구결과

1. 평행추세 가정

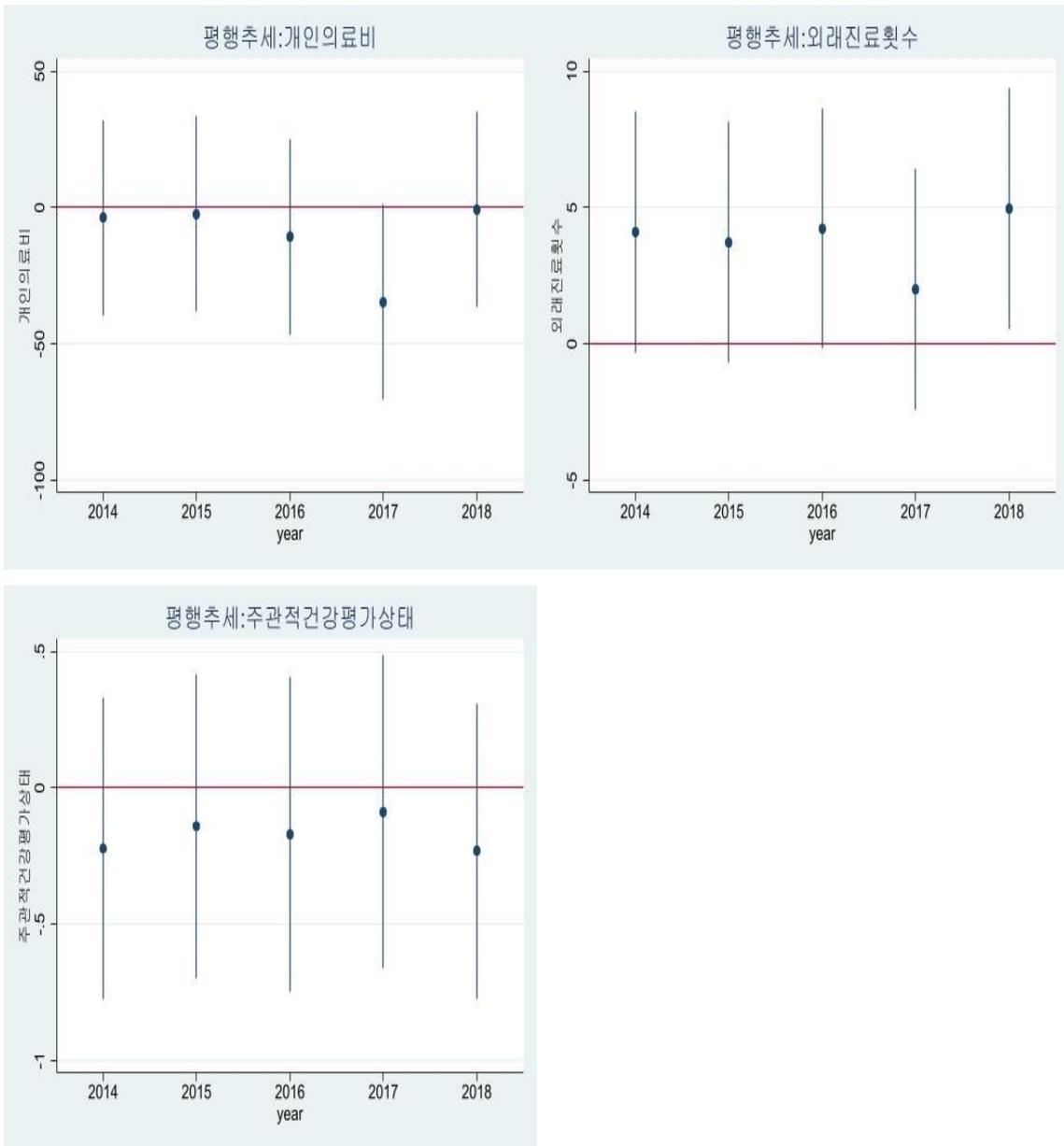
해당 앞서 방법론 설명에서 언급했듯이, 기본적으로 평행추세 가정이 성립하지 않는다면 이중차분 모형의 추정치를 정책의 인과적 효과로 해석할 수 없게 된다. 따라서 평행추세 가정을 확인하고자 한다. 가구 단위 종속변수에 대한 평행추세 가정 추정치 $\hat{\alpha}$ 추정값의 95% 신뢰구간을 그래프로 그린 것은 다음 [그림1]에 제시되어있다. 4개의 모델 각각 그래프에서 정책 시행 직전년도인 2017년도를 기준으로 과거 모든 연도들의 $\hat{\alpha}$ 추정값 신뢰구간이 큰 변동이 없음을 확인할 수 있다.

[그림] 평행추세 : 종속변수가 가구 단위인 모형



개인 단위 종속변수들에 대한 평행추세 가정치의 95% 신뢰구간 그림은 다음 [그림2]에 제시되어 있다. [그림]에서와 같이 모든 모형에서 평행추세 가정이 성립함을 확인할 수 있다.

[그림2] 평행추세: 종속변수가 개인 단위인 모형



2. 추정 결과

가. 전체 이중차분 모형 결과

종속변수가 가구 단위인 모형들의 추정 결과는 아래 [표 5]에, 종속변수가 개인 단위인 모형들의 추정 결과는 [표 6]에 제시되어있다. 종속변수가 가구 단위인 모형들의 추정 결과를 살펴보면 우선 연간 총 가구소득은 가구 의료비에는 통계적으로 유의미한 영향을 주지 못했으나, 재난적 의료비 발생확률에는 통계적으로 유의미한 영향을 준다는 것을 확인할 수 있다. 한편 건강보험 보장성 강화 정책의 효과는 모든 종속변수들에 대해 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다.

[표5] 종속변수가 가구 단위인 모형들의 추정 결과

변수명 \ 종속변수	가구 의료비	재난적 의료비 (20%)	재난적 의료비 (30%)	재난적 의료비 (40%)
연간 총 가구소득	0(0)	-0.0004*** (0.00009)	-0.0004*** (0.0001)	-0.0004*** (0)
정책효과	6.8 (25.9)	0.15 (0.32)	0.07 (0.35)	0.34 (0.4)
year=2014	-9.3 (13)	0.02 (0.2)	0.1 (0.2)	0.03 (0.25)
year=2015	12.3 (18.4)	0.3 (0.2)	0.13 (0.22)	0.06 (0.25)
year=2016	5.4 (15)	0.42** (0.19)	0.37* (0.22)	0.12 (0.25)
year=2017	25 (16)	0.47** (0.19)	0.53 (0.22)	0.45* (0.24)
year=2018	29 (22)	0.36 (0.3)	0.55 (0.34)	0.24 (0.4)

표의 값은 계수 추정치를 나타내며 () 안에는 Robust Standard error를 기록하였다.

*** P-value < 0.001, ** P-value < 0.05, * P-value < 0.1.

종속변수가 개인 단위인 모형들의 추정 결과를 살펴보면, 우선 연간 총 가구소득의 경우 그 어떠한 종속 변수에도 통계적으로 유의미한 영향을 주지 못한 것으로 나타났다. 개인 단위의 모형들에서도 장애가 있는 개인은 그렇지 않은 개인에 비해 더 적은 의료비를 지출한 것으로 나타났다. 또한 장애가 있는 개인은 그렇지 않은 개인에 비해 평균적으로 외래 진료를 더 많이 받은 것으로 나타났다. 건강보험 보장성 강화 정책의 효과는 3가지 종속변수들 모두에 대해서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 보고되었다.

[표6] 종속변수가 개인 단위인 모형들의 추정 결과

변수명 \ 종속변수	개인 의료비	주관적 건강평가상태	외래 진료횟수
연간 총 가구소득	0.0001 (0.002)	-0.00003 (0.00003)	-0.0002 (0.0002)
정책효과	10 (13)	-0.1 (0.2)	2.1 (1.7)
year=2014	1.7 (7)	-0.2 (0.1)	1.3 (0.8)
year=2015	13.2 (8)	-0.4*** (0.1)	1.9** (0.9)
year=2016	20** (8)	-0.3** (0.13)	2.1* (1.1)
year=2017	25*** (9)	-0.6*** (0.1)	2.4 (1.1)
year=2018	19 (11)	-0.4** (0.18)	3.2** (1.3)

표의 값은 계수 추정치를 나타내며 () 안에는 Robust Standard error를 기록하였다.

*** P-value < 0.001, ** P-value < 0.05, * P-value < 0.1.

나. 가구원 숫자별 이중차분 모형 결과

가구원 숫자별 이중차분 모형 결과는 종속변수가 가구 단위인 모형의 경우 아래 [표7]에, 종속변수가 개인 단위인 모형들의 경우 [표8]에 제시되어있다. 해당 모형들에 대한 평행추세 검토는 부록에 [그림3]~ [그림6]에 제시되어있다. 우선 [표7]의 결과를 살펴보면 가구원 숫자가 1명인 경우 연간 총 가구소득은 종속변수에 통계적으로 유의미한 영향을 끼치지 못했으며, 정책효과는 가구 의료비와 재난적 의료비 발생비율(20%,30%)에 통계적으로 유의미한 영향을 끼친 것으로 나타났다. 특히, 건강보험 보장성 강화정책의 도입으로 인해 가구 의료비가 상승하고, 재난적 의료비(20%, 30%)발생 비율이 증가한 것으로 나타났다. 가구원 숫자가 2명인 경우, 정책효과는 모든 종속변수들에 대해서 통계적으로 유의미한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

[표8]의 결과를 살펴보면 건강보험 보장성 강화정책은 평균적으로 개인 의료비 지출에 통계적으로 유의한 영향을 준다는 것을 확인할 수 있다. 이 때 개인의 의료비 지출을 증가시키는 방향으로 작용한다는 점을 확인할 수 있었다. 또한 해당 정책은 다른 종속변수에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. [표7]의 가구 단위 분석과 마찬가지로 개인 단위 분석에서도 가구원 숫자가 2명인 경우에는 모든 종속변수에 대해 건강보험 보장성 강화정책은 통계적으로 유의한 영향을 주지 못하는 것으로 나타났다.

[표7] 종속변수가 가구 단위인 모형들의 가구원 숫자별 추정 결과

변수명		종속변수		가구 의료비	재난적 의료비 (20%)	재난적 의료비 (30%)	재난적 의료비 (40%)
		연간 총 가구소득	정책효과				
가구원 숫자=1 (NT=438)	연간 총 가구소득	0.01 (0.008)		-0.0005 (0.0003)	-0.0001 (0.0003)	0.00003 (0.0003)	
	정책효과	57 ^{***} (27)		1.6 ^{**} (0.8)	2.07 [*] (1.1)	1.5 (1.1)	
가구원 숫자=2 (NT=810)	연간 총 가구소득	-0.001 (0.009)		-0.0005 (0.0001)	-0.007 (0.0002)	-0.004 (0.0001)	
	정책효과	24 (42)		0.21 (0.56)	0.29 (0.58)	0.9 (0.7)	

표의 값은 계수 추정치를 나타내며 () 안에는 Robust Standard error를 기록하였다.
 *** P-value < 0.001, ** P-value < 0.05, * P-value < 0.1.

[표8] 종속변수가 개인 단위인 모형들의 가구원 숫자별 추정 결과

변수명		종속변수		개인 의료비	주관적 건강평가상태	외래 진료횟수
		연간 총 가구소득	정책효과			
가구원 숫자=1 (NT=438)	연간 총 가구소득	0.01 (0.008)		-0.0001 (0.0002)	0.001 (0.001)	
	정책효과	57 ^{***} (27)		-1.05 [*] (0.63)	3.1 (4)	
가구원 숫자=2 (NT=1290)	연간 총 가구소득			-0.0001 ^{**} (0.00006)	0.0003 (0.0004)	
	정책효과			0.08 (0.33)	4.2 [*] (2.4)	

표의 값은 계수 추정치를 나타내며 () 안에는 Robust Standard error를 기록하였다.
 *** P-value < 0.001, ** P-value < 0.05, * P-value < 0.1.

가구원 숫자가 2명일 때 개인의료비를 종속변수로 사용하는 모형의 경우 평행추세 가정을 위반했기에 추정치를 표시하지 않았다.

IV. 결론 및 한계점

본 연구는 한국의료패널의 2013~2018년도 자료를 이용하여 건강보험 보장성 강화 정책이 저소득 계층 고령 인구의 의료에 실질적인 영향을 주었는지, 주었다면 어떤 효과를 주었는지를 분석하고자 하였다. 특히 건강보험의 보장성을 평가하는 기준 중 하나인 재난적 의료비 발생률의 관점에서 보장성 강화 정책이 효과가 있었는지를 분석하였다. 이 과정에서 가구 단위의 분석과 가구원 단위의 분석을 실시했으며, 가구원 숫자별로 가구의 의료행위가 이질적일 수 있다는 점을 고려하여 추가적인 가구원 숫자별 분석을 통해 정확한 정책의 효과를 파악하고자 하였다.

결과를 요약하자면 다음과 같다. 우선 손호성(2018)에서 강조한 바와 같이, 이중차분 모형을 통해 인과적 해석을 하려면 평행추세 가정이 성립해야 하기에, 평행추세 가정을 직접 검증하였다. 그 결과 해당 모형에서 가구원의 숫자를 고려하지 않은 전체 이중차분 모형의 경우 종속변수가 가구 단위일 때와 개인 단위일 때 모두, 모든 종속변수에 대해 평행추세 가정이 성립함을 확인할 수 있었다.

또한 가구원의 숫자를 고려하지 않은 전체 이중차분 모형의 결과에서는 종속변수가 가구 단위인 모형에서도, 종속변수가 개인 단위인 모형에서도 모든 변수에 대해 건강보험 보장성 강화정책의 효과는 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타났다. 이는 저소득 계층 고령 인구를 대상으로 했을 때 건강보험 보장성 강화정책이 가구의 의료비 지출의 측면에서도, 재난적 의료비 발생률의 측면에서도 뚜렷한 효과를 주지 못하고 있음을 시사한다. 이러한 결과에 더해서 가구원의 숫자를 고려하게 될 경우 가구원의 숫자가 1명인 가구의 경우 오히려 해당 정책이 가구의 의료비 부담 및 재난적 의료비 발생률(20%, 30%)을 증가시키는 것으로 나타났다. 가구원의 숫자가 1명인 경우 정책의 시행은 주관적 건강평가상태, 외래 진료횟수 등에 유의한 영향을 끼치지 않은 점을 고려하면, 이러한 결과는 해당 정책이 1인 가구의 의료비 부담을 증가시킨 것으로 해석할 수 있다. 가구원의 숫자가 2명인 가구의 경우 1인 가구와는 달리, 정책효과가 통계적으로 유의한 영향을 주지 않았다. 이러한 결과는 많은 선행연구들에서 1인 가구가 가구원 숫자가 2명 이상인 가구에 비해 재난적 의료비 발생 확률 및 강도가 더 높은 것으로 나온 것과 부합하는 결과이다. 이를 통해 실제 정책이 저소득 계층 고령 1인 가구에는 유의미한 의료비 부담을 증가시켰음에도 불구하고, 2인 이상의 가구들에게는 통계적으로 유의미한 영향이 없었기 때문에 가구원 수를 고려한 모형에서 정책의 전반적인 효과가 유의하지 않게 나온 것임을 유추할 수 있다.

이처럼 건강보험 보장성 강화 정책이 의도했던 바와 다르게 1인 가구의 의료비 부담을 증가시킨 이유는 과거 있었던 보장성 강화의 사례를 통해 추측해볼 수 있다. 김우현 외(2019)에서 언급했듯이 비급여항목을 급여항목으로 편입시키게 될 경우, 의료기관에서 급여화된 비급여 항목 대신 다른 비급여 항목들의 가격을 인상시킬 유인이 커지게 된다. 따라서 비급여 항목을 이용하는 개별 의료 서비스 소비자가 부담하게 되는 금액은 큰 차이가 없거나 오히려 증가하게 되는 결과가 발생할 수 있다. 또한 기존 비급여 항목이었던 항목들이 급여항목으로 들어오면서 의료 소비자가 체감하는 가격이 하락하게 되는데, 이 과정에서 불필요한 의료행위를 하게 될 가능성도 있다. 예를 들어 MRI(자기공명영상)촬영이 급여화됨에 따라 기존에 MRI 촬영을 하지 않았을 국민들이 단순 두통이나 어지러움 등의 경미한 증상을 이유로 MRI 촬영을 하게 되는 것이다. 저소득 계층 고령 인구의 평균적인 소득이 그리 높지 않고, 병원 방문횟수가 많다는 점을 고려해보면 이 같은 수준의 추가적인 의료 이용만으로도 재난적 의료비 발생에 유의미한 영향을 미쳤으리라고 추측해 볼 수 있다.

본 연구에는 몇 가지 한계점이 존재한다. 우선 한국의료패널의 1기 자료는 2018년도까지 실시되었고, 2019년도 부터는 2기 패널을 새로 구성해서 조사하고 있다. 따라서 패널 모형을 이용해서 정책효과를 분석하고자 할 경우 보장성 강화정책이 처음 시행된 2018년도의 데이터만을 이용해서 수혜집단의 효과를 분석해야 한다는 한계점이 존재한다. 해당 연구에서는 전체 가구를 대상으로 정책의 효과가 없다고 분석했음에도 저소득 계층 고령 인구의 의료행위와 정책 사이에 시차가 존재해서 2019년부터 정책의 효과가 제대로 나타날 가능성을 배제할 수 없다. 또한 해당 연구에서 2018년 기준 저소득 계층 고령 인구가 영향을 받는 정책 이외에도, 건강보험 보장성 강화 정책은 시차를 두고 여러 세부정책을 추가적으로 실시하는 정책이다. 예를 들어 2021년부터 저소득층의 의료비 본인부담 기준금액이 인하되었으며, 2021년 11월부터 저소득층에 대한 본인부담 의료비 비율이 낮아지게 되었다. 따라서 2019년~2021년 데이터를 이용해서 추가적인 분석을 한다면 본 연구의 결과와는 상이한 결과가 나올 가능성이 존재한다. 따라서 후속 연구에서는 2018년도부터 2021년 까지의 패널데이터를 이용해서 패널 이종차분 모형을 활용한다면 보다 정확한 장기간의 건강보험 보장성 강화 정책효과를 분석할 수 있을 것이다.

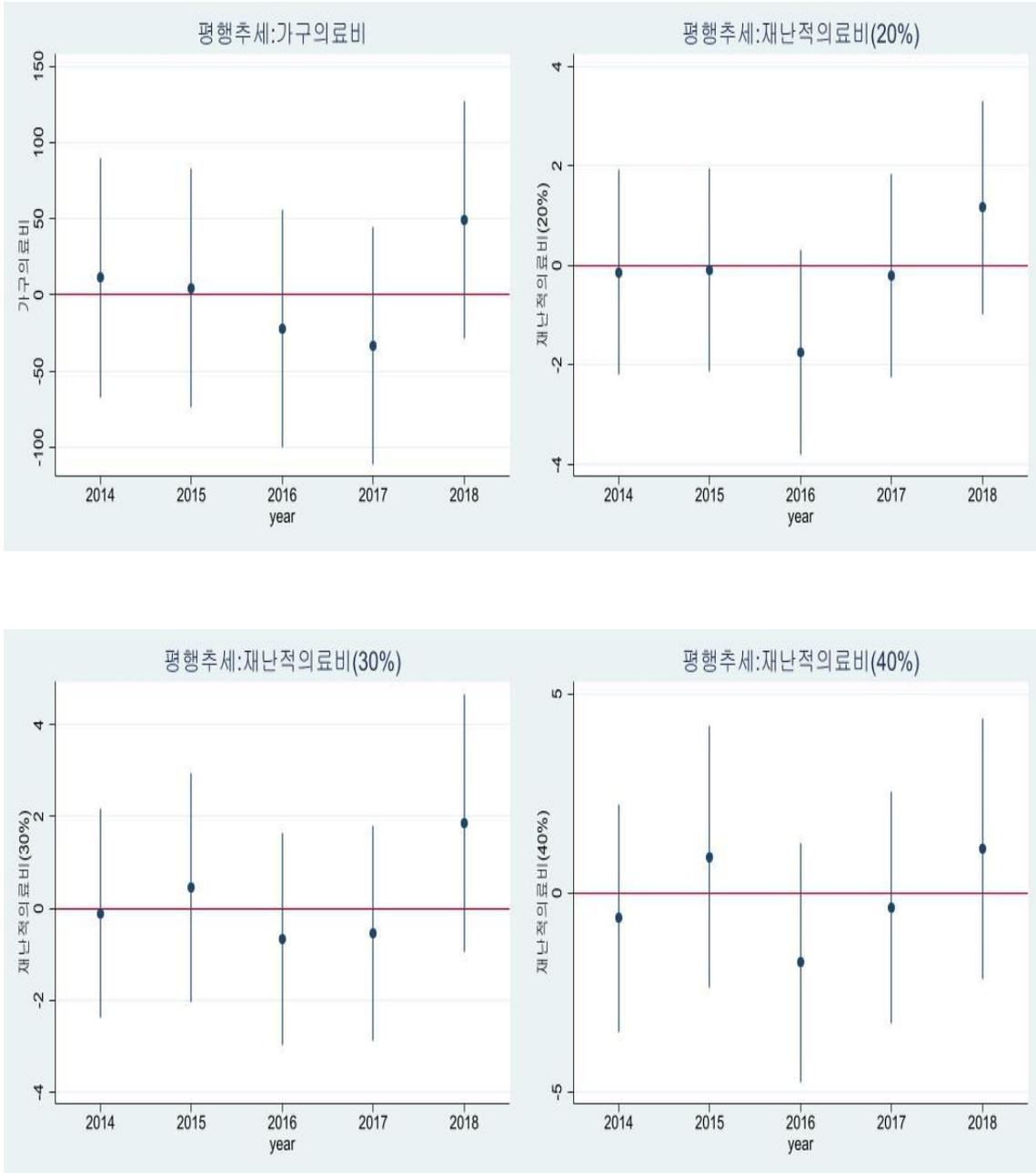
V. 참고문헌

- Lee, Myoung-jae. Matching, regression discontinuity, difference in differences, and beyond. Oxford University Press, 2016.
- Paris, V., et al. (2016), "Health care coverage in OECD countries in 2012", OECD Health Working Papers, No. 88, OECD Publishing, Paris 2016
- Polsky, Daniel, et al. "The health effects of Medicare for the near-elderly uninsured." Health services research 44.3 (2009): 926-945.
- Simon K, Soni A, Cawley J. The Impact of Health Insurance on Preventive Care and Health Behaviors: Evidence from the First Two Years of the ACA Medicaid Expansions. J Policy Anal Manage. 2017;36(2):390-417
- Stuart, Elizabeth A., et al. "Using propensity scores in difference-in-differences models to estimate the effects of a policy change." Health Services and Outcomes Research Methodology 14.4 (2014): 166-182.
- Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD). "OECD Health Statistics 2018. Health policies data 2018." (2018).
- World Health Organization. Distribution of health payments and catastrophic expenditures methodology. No. EIP/FER/DP. 05.2. World Health Organization, 2005.
- 김관옥, and 신영전. "4 대 중증질환 보장성 강화 정책이 의료비에 미친 영향: 본인부담금을 중심으로." 보건사회연구 37.2 (2017).
- 김수정, and 허순임. "우리나라 가구 의료비부담과 미충족 의료 현황: 의료보장 형태와 경제적 수준을 중심으로." 보건경제와 정책연구 17.1 (2011): 47-70.

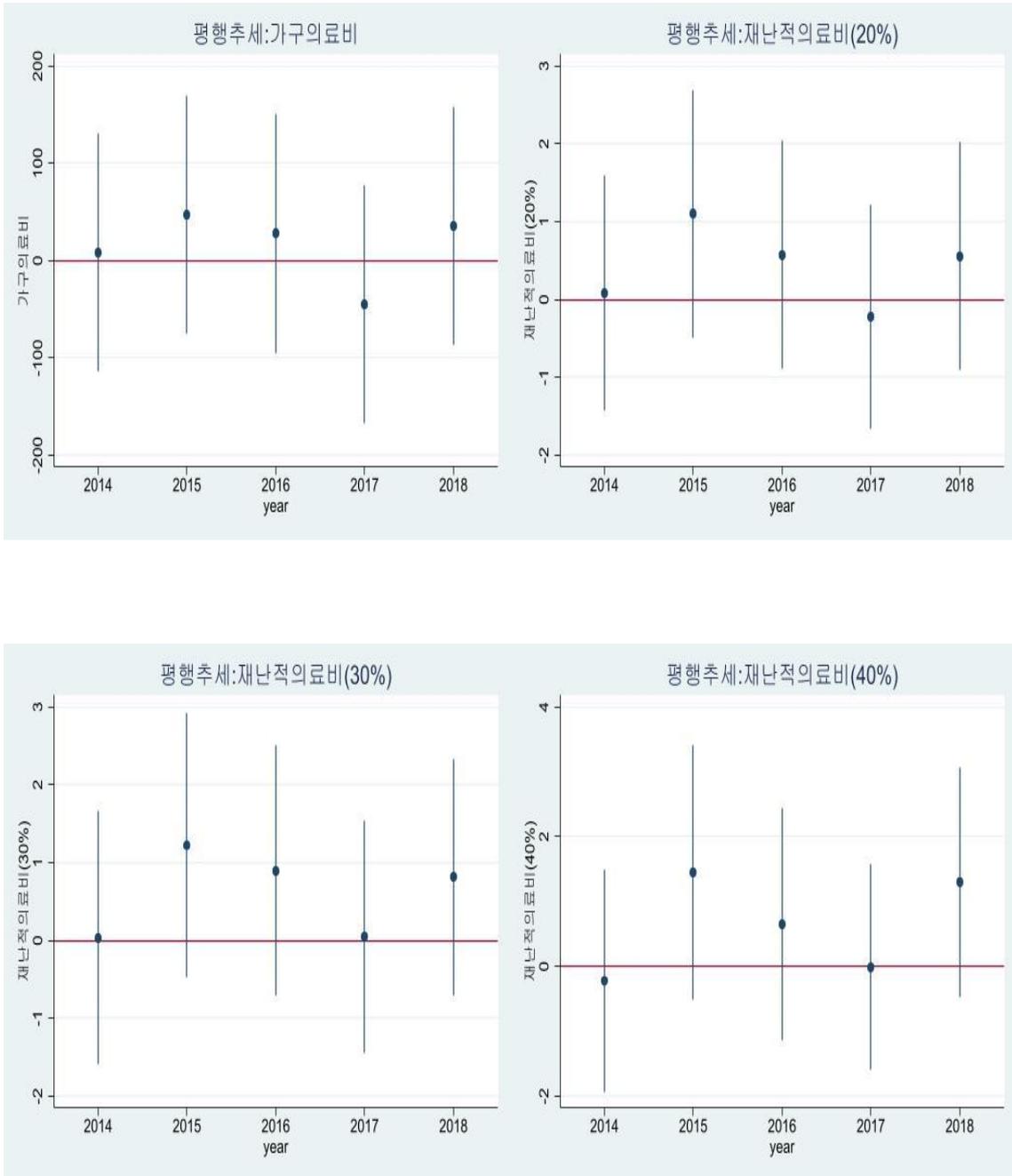
- 김우현, 최성은(2017) 인구고령화와 노인의료보장 재정정책에 대한 연구. 한국조세재정연구원 연구보고서 17-11.
- 김우현, et al. “연구보고서 18-13 건강보험 보장성 강화 정책의 효과 분석: 4 대 중증질환을 중심으로.” (2018).
- 김우현. (2021). 고령층 외래 진료 본인부담 제도 변화가 의료 이용에 미치는 영향. 보건경제와 정책연구 (구 보건경제연구), 27(2), 95-120.
- 김윤희. “건강보험 보장성 강화대책에 따른 건강보험 재정추계.” 보건경제와 정책연구 (구 보건경제연구) 26.1 (2020): 117-145.
- 김지혜. 암 질환 대상 산정특례제도가 의료이용 및 의료비부담 형평성에 미친 영향. Diss. 서울대학교 대학원, 2014.
- 문성웅, 황연희, and 오하린. “한국의료패널을 통해 본 가구 부담 의료비.” 보건복지포럼 2021.12 (2021): 40-53.
- 손수인, 신영전, and 김창엽. (2010). 저소득층의 과부담의료비 발생에 영향을 미치는 요인. 보건사회연구, 30(1), 92-110.
- 손호성 and 이재훈. (2018). 행정학·정책학 연구에서의 이중차분 추정기법의 활용과 쟁점. 현대사회와 행정, 28(3), 1-31.
- 최정규, and 정현선. “이중차이분석 통해 본 산정특례제도의 의료비부담 완화효과.” 보건경제와 정책연구 18.4 (2012): 1-19.
- 최재우, 김재현, and 박은철. “산정특례제도가 미충족 의료경험에 미치는 영향-2·4 차 한국의료패널 자료를 이용하여.” (2014): 24-34.

VI. 부록

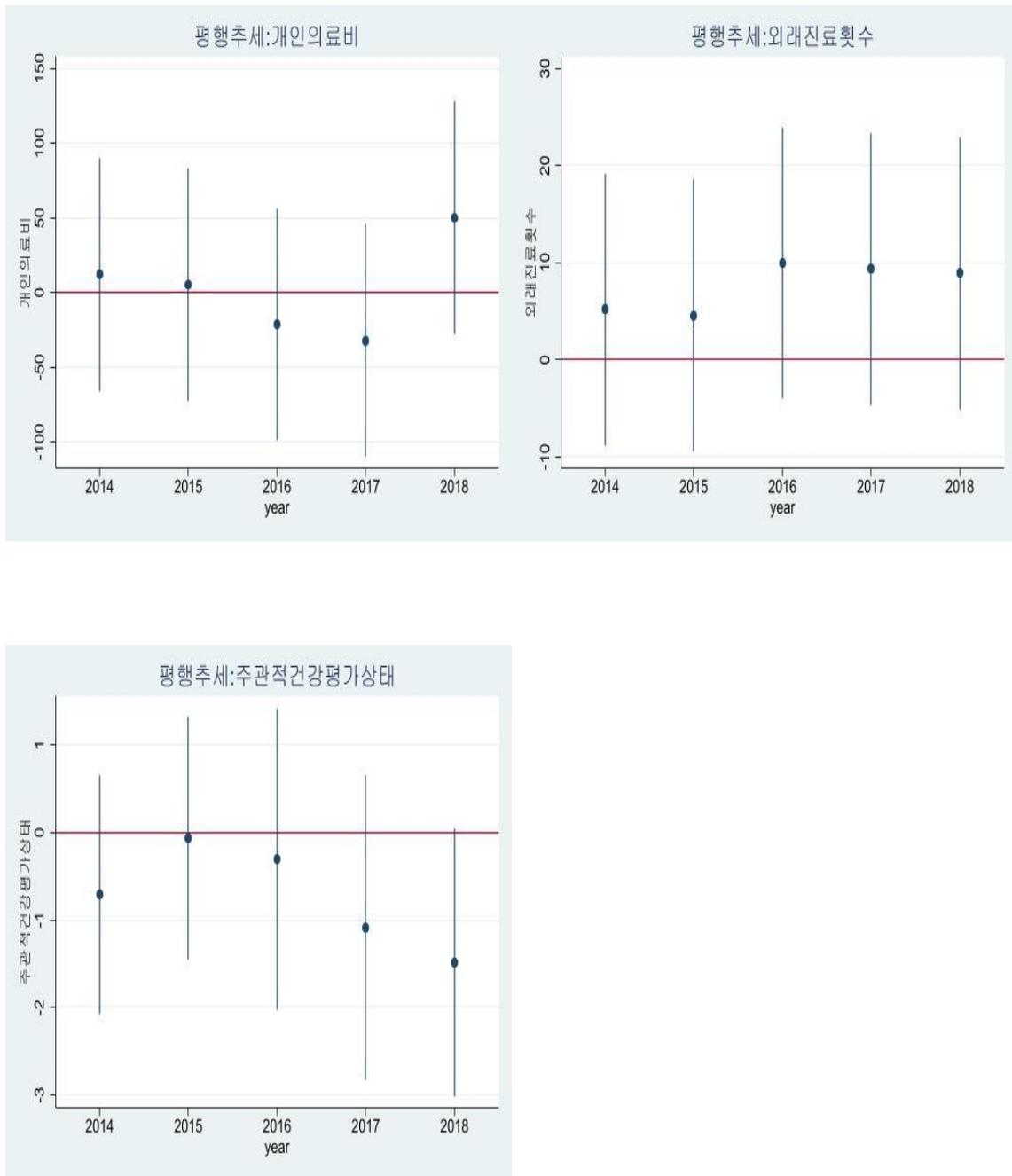
[그림3] 가구원의 숫자=1, 평행추세 : 종속변수가 가구 단위인 모형



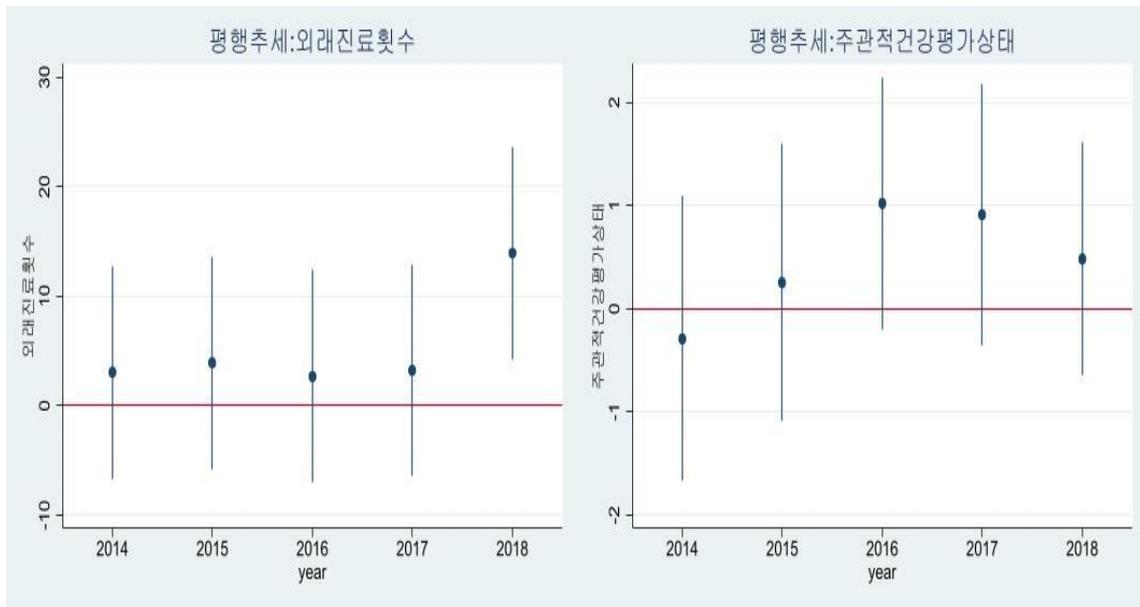
[그림4] 가구원의 숫자=2, 평행추세 : 종속변수가 가구 단위인 모형



[그림5] 가구원의 숫자=1, 평행추세 :종속변수가 개인 단위인 모형



[그림6] 가구원의 숫자=2, 평행추세 : 종속변수가 개인 단위인 모형



2017년 건강보험 보장성 강화대책의 정책 평가

지석민* 고려대학교 대학원 보건과학과 보건정책관리학전공 석박사통합과정

신채환* 고려대학교 대학원 보건과학과 보건정책관리학전공 석사과정

* 고려대학교 4단계 BK21 러닝헬스시스템융합사업단

요약

2017년 7월, 문재인 대통령이 ‘병원비 걱정 없는 든든한 나라’를 정책목표로 제시한 건강보험 보장성 강화대책을 대중 앞에서 직접 발표했다. 이에 예비급여 제도를 가장 핵심적으로 시행된 ‘문재인 케어’라는 건강보험 보장성 강화 대책의 질환 적용 범위가 일반적 질환까지 확대되고 ‘비급여의 급여화’를 가장 큰 표제어로 출발한 2017년을 기준으로 정책 시행에 따른 의료비 지출의 변화에 대한 평가가 필요하다. 본 연구는 2017년 문재인 정부에서 발표된 건강보험 보장성 강화 대책의 정책 효과를 검증하고자 한다. 이에 2016-2018년 의료패널 자료를 활용하여 성향점수매칭과 이중차이분석을 적용하고, 이를 통해 건강보험 보장성 강화 대책의 효과를 측정하여 한국의 건강보험 보장성 확대를 위한 정책 수립의 근거 자료를 제공하고자 한다. 2017년 건강보험 보장성 강화대책의 주요 내용이 “비급여의 급여화”라는 점과, 단계적으로 지원된 비급여의 내용이 MRI, CT, 초음파라는 점을 감안하여, 상용치료원에 대한 응답을 기준으로 정책 수혜집단을 병원급 이상의 의료이용자로 선정하였고, 보건소 및 의원 의료이용자를 정책 비수혜집단으로 선정하였다. 이에 따라 정책 수혜집단으로 선정된 병원급 이상의 상용치료원 이용자는 371명, 정책 비수혜집단으로 선정한 보건소, 의원의 상용치료원 이용자는 1,024명으로 나타났다. 선정된 연구대상자를 의료이용에 영향을 줄 수 있는 요인들을 통제하고 성향점수매칭을 수행하였고 최종적으로 각각 312명의 처치집단과 비교집단을 정의하였다. 도출된 결과의 주요 함의는 다음과 같다. 첫째, 2017년 ‘비급여의 급여화’를 목표로 시작된 문재인 정부의 보장성 강화 대책의 정책적 효과를 2018년을 기준으로 점검하여 2022년까지 단계적으로 적용된 정책효과 분석의 필요성에 대한 근거자료로 사용될 수 있다. 둘째, 문재인 정부의 보장성 강화대책은 전국민을 대상으로 하여 분석 접근에 어려움이 있을 수 있지만, 정책 시행이 단계적으로 적용되기 때문에 정책의 각 세부내용에 따라 대상선별이 가능하다. 따라서 PSM-DID 분석방법이 적용 가능함을 보여준 선례로 작용되어 문재인 정부의 보장성 강화대책의 순수효과를 평가하는 하나의 출발점으로서 활용될 수 있다. 더하여 본 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 비급여 지출의 변화에서 집단 간의 차이가 정책 개입에 따라 변화되었다는 점이 통계적으로 유의성을 보임에 따라 2017년부터 2018년까지 단계적으로 적용된 비급여의 급여화에 대한 정책적 순수효과가 긍정적으로 평가되었음을 시사한다. 둘째, 건강보험부담금, 본인부담금의 경우 상호교차항에서 유의성이 나타나지는 않았지만 정책 수혜집단의 증가폭이 낮아지는 것으로 나타나, 문재인 정부의 보장성 강화 정책이 비급여 지출의 감소뿐만 아니라 건강보험부담금, 본인부담금의 관리에 긍정적 영향을 미쳤음을 시사한다.

주요어: 문재인 케어, 건강보험 보장성 강화 대책, 비급여의 급여화, 성향점수매칭, 이중차이분석

I. 서론 및 이론적 배경

1. 서론

1977년에 시작된 한국의 건강보험은 보험료를 적게 걷는 대신 본인부담율을 높게 설정하고 급여범위를 최소한으로 제한하는 ‘저부담-저급여 전략’으로 전 세계적으로 유례없는 빠른 속도로 12년 만에 전국민건강보험을 달성했다. 하지만 중증질환과 같은 제한적인 급여 범위와 비급여 진료비와 같은 높은 본인부담율에 의해 낮은 건강보험의 보장성은 빠르게 성장한 건강보험제도의 부작용으로 항상 제기되어 왔다[1].

이를 해결하기 위하여 정부는 2005년 보장성 확대정책 로드맵을 제시하고 이후 4-5년을 주기로 중기 보장성 강화 정책을 발표하여 정권의 성격과 상관없이 ‘진료비 부담 경감’, ‘필수진료에 대한 급여 확대’, ‘필수진료에 대한 의료안전망 확보’의 세 가지 기본방향으로 연속성을 확인할 수 있다. 이를 각 시기별로 살펴보면 2004년부터 2008년은 1기로 중증질환 보장강화, 필수진료의 범위 정립, 단계적 급여 확대를 제시했고 2009년부터 2013년은 2기로 중증질환자, 고액질환자 등의 진료비 부담 경감과, 비급여의 급여 전환, 저소득 및 취약계층의 진료비 부담 완화를 제시했다. 그리고 2014년부터 2018년은 3기로 ‘진료비 부담 경감’으로 임신출산 진료비나 아동입원비를 경감시키고 선형성질환 급여를 확대했고, ‘필수진료에 대한 급여 확대’로 생애 주기별 핵심 건강문제를 필수의료의 차원에서 고액 중증질환 보장과 고액 비급여 진료비를 적극적으로 해소시키자 했으며, 기존의 ‘필수진료에 대한 의료안전망 확보’의 수혜대상자를 저소득층, 취약계층 및 사회적 약자 등으로 세분화하였다[2].

2005년부터 2018년까지의 단편적인 성과를 건강보험 보장율과 경상의료비 대비 가계직접부담 비율로 살펴보면 건강보험 보장율의 경우 2004년 61.3%에서 2019년 64.2%로 소폭 증가하였고, 경상의료비 대비 가계직접부담 비율은 2004년 38.8%에서 2019년 31.4%로 소폭 감소하여 정책의 효과가 있다고 볼 수 있다[3, 4]. 이후 2017년 7월, 문재인 대통령이 ‘병원비 걱정 없는 든든한 나라’를 정책목표로 제시한 건강보험 보장성 강화대책을 대중 앞에서 직접 발표했다. 이는 1977년 건강보험이 도입된 이래로 존속해 온 의학적 비급여를 전면 급여화하고, 비급여가 새롭게 발생하는 ‘비급여 풍선효과’를 막기 위한 비급여 목록체계를 도입하고자 했으며, 동시에 재난적 의료비에 대한 대책을 제도화하는 것을 주로 다룬다. 문재인 정부의 건강보험 보장성 강화대책을 세부적으로 살펴보면, 첫번째는 비급여의 급여화로, 비급여를 해소하고 비급여 발생을 차단하기 위해 모든 의학적 비급여를 건강보험으로 편입하고, 두번째는 취약계층의 본인부담 완화로, 소득수준에 비례한 의료비의 본인 부담 상한액의 적정 관리를 통해 취약계층의 의료비 부담을 완화하며, 세번째는 사후 안전망 강화로, 기존 제도 간의 연계를 강화하여 재난적 의료비 지원을 제도화하는 것을 구체적인 추진 방안으로 한다[5].

이에 대한 추진경과를 2021년 12월을 기준으로 2017년부터 시간에 따라 살펴보면, 2017년에는 15세 이하 입원 진료비 본인부담을 완화, 중증치매 치료 본인부담을 완화, 틀니 본인부담을 완화로 취약계층 부담 완화를 중심으로 추진되었고, 2018년에는 선택진료비 폐지, 상급병실료 인하, 상복부 초음파 급여화, 뇌·뇌혈관·특수검사 MRI 급여화, 임플란트 본인부담을 완화, 저소득층 건강보험 본인부담 상한제 인하가 추진되었다. 그리고 2019년에는 하복부·남성생식기 초음파 급여화, 두부경 MRI 급여

화, 1세 미만 외래진료비 본인부담을 완화가 추진되었다. 마지막 2020년에는 여성생식기·눈 초음파 급여화, 조산아·저체중 출산아 외래진료비 본인부담을 완화가 추진되었다[6].

문재인 정부의 건강보험 보장성 강화 대책 시행이 종료된 현 시점에서 정책의 효과에 대해 다각적 평가 존재하지만 정책 시행의 최종적 목표가 가구 의료비 부담 완화임을 고려할 때 정책 시행 전후 실제 가구 의료비 부담과 건강보험 보장율이 얼마나 개선되었는지에 대한 지속적인 모니터링이 필요하다. 특히, 예비급여 제도를 가장 핵심적으로 시행된 ‘문재인 케어’라는 건강보험 보장성 강화 대책의 질환 적용 범위가 일반적 질환까지 확대되고 ‘비급여의 급여화’를 가장 큰 표제어로 출발한 2017년을 기준으로 정책 시행에 따른 의료비 지출의 변화에 대한 평가가 필요하다[4, 7].

이에 본 연구는 2017년 문재인 정부에서 발표된 건강보험 보장성 강화 대책의 정책효과를 검증하기 위하여 2016-2018년 의료패널 자료를 통해 비급여 지출의 주된 대상이 되는 병원급 이상의 상용치료원 응답자와 보건소 및 의원의 사용치료원 응답자를 대상으로 성향점수매칭과 이중차이분석 방법을 적용하고, 이를 통해 건강보험 보장성 강화 대책의 효과를 측정하여 한국의 건강보험 보장성 확대를 위한 정책 수립의 근거 자료를 제공하고자 한다.

2. 이론적 배경

건강보험 보장성 강화대책은 ‘병원비 걱정 없는 든든한 나라’를 정책목표로 건강보험 보장율을 70%까지 올려 국민의 본인부담율을 줄이고 병원비 때문에 국민이 빈곤층으로 떨어지는 것을 핵심과제로 가지며 2022년까지 약 30조 6천억원이 투입된다. 요점은 건강보험 보장율을 70%까지 올리는 것이 아니라, 건강보험이 적용되지 않는 비급여 항목을 전면적으로 건강보험이 적용되는 급여 항목으로 전환하는 ‘비급여의 전면 급여화’에 있다. 구체적인 내용으로는 첫째, 의료행위 800개, 치료재료 3,000개, 총 3,800개의 비급여 항목이 급여로 전환되는 대상이 된다. 여기서 모든 비급여 항목이 동일한 급여항목으로 전환되는 것은 아니고 일부 효과가 인정되지만 비용효과성이 낮은 항목에 대해서는 본인부담율을 50-90%로 차등 적용하는 예비급여로 분류되고 3-5년의 평가를 통해 급여 전환여부가 결정된다. 둘째, 3대 비급여로 뽑히는 선택진료, 상급병실료, 간병비 중 선택진료제도를 전면폐지하고 상급병실료는 급여항목으로 전환되며, 간병비가 급여항목으로 지원될 수 있는 간호간병통합서비스 제공 병상을 확대한다. 여기서 상급병실료의 경우 2-3인실은 모두 건강보험 적용 대상에 포함되지만 1인실의 경우 중증호흡기질환, 출산 직후 산모 등에 한정하여 포함된다. 셋째, 현재 42개의 공공의료기관에서 시행되고 있는 신포괄수가제를 2022년까지 200개 의료기관에 추가 확대한다. 이는 건강보험과 민간의료보험의 관계를 정립하여 새로운 비급여 항목의 발생을 차단하고 비급여의 남용을 억제할 수 있는 방안으로 제안되었다[8].

이 중 구체적으로 2017년, 2018년에 추진된 항목을 확인하면, 2017년에는 15세 이하 입원 진료비 본인부담을 완화, 중증치매 치료 본인부담을 완화, 틀니 본인부담을 완화로 취약계층 부담 완화가 있고, 2018년에는 선택진료비 폐지, 상급병실료 인하, 상복부 초음파 급여화, 뇌·뇌혈관·특수검사 MRI 급여화, 임플란트 본인부담을 완화, 저소득층 건강보험 본인부담 상한제 인하가 있다[6].

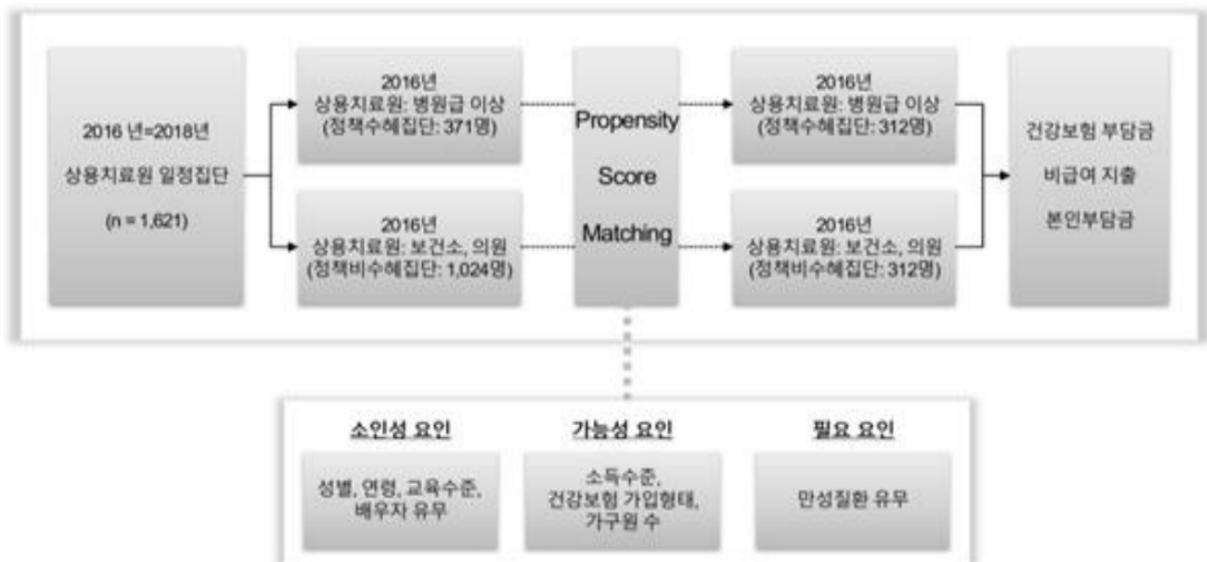
II. 분석방법

1. 분석설계 및 분석자료

본 연구는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하는 한국의료패널 2016년과 2018년 연간 데이터를 활용하였다. 이 연구는 건강보험 보장성 강화대책 중 비급여의 급여화가 단계적으로 시행되기 시작한 2017년 정책의 효과가 있었는지 살펴보기 위해 2016년을 기준으로 정책 수혜집단과 비수혜집단을 구분하고, 동일 대상자의 패널 데이터를 활용하여 2016년과 2018년에 발생한 비급여, 건강보험부담금, 본인부담금의 변화를 분석한다. 따라서 정책 수혜집단과 비수혜집단의 구분이 중요한데, 2017년 건강보험 보장성 강화대책의 주요 내용이 “비급여의 급여화”라는 점과, 단계적으로 지원된 비급여의 내용이 MRI, CT, 초음파라는 점을 감안하여, 상용치료원에 대한 응답을 기준으로 정책 수혜집단을 병원급 이상의 의료이용자로 선정하였고, 보건소 및 의원 의료이용자를 정책 비수혜집단으로 선정하였다.

본 연구의 분석대상은 한국의료패널 설문 문항 중 “상용치료원 유무”에 대한 질문에 대해 “예”라고 답한 대상자 중 보건소, 의원, 병원, 종합병원, 상급종합병원을 이용하여 건강보험 부담금, 비급여, 본인부담금이 발생하는 3,758명을 1차적으로 선별하였다. 다음으로 분석하고자 하는 시점에 있어 상용치료원이 일정하도록 통제하기 위하여 2016년과 2018년 사이 “상용치료원 형태”에 대한 응답이 일정한 1,621명을 연구대상자로 선정하였다. 이들 중 본 연구에서 정책 수혜집단으로 선정한 병원급 이상의 상용치료원 이용자는 371명, 정책 비수혜집단으로 선정한 보건소, 의원의 상용치료원 이용자는 1,024명으로 나타났다. 선정된 연구대상자를 기준으로 Andersen 의료이용 모델에 따라 의료이용에 영향을 줄 수 있는 요인들을 통제하고 성향점수매칭을 수행하였고 최종적으로 각각 312명의 처치집단과 비교집단을 산출하여 분석을 진행하였다.

[그림 1] 연구모형



2. 분석변수

이중차이분석은 집단 간의 유사성이 중요하기 때문에 처치 개입 여부를 제외한 다른 특성이 처치집단과 비교집단에서 최대한 동일해야 한다[9]. 따라서 상용치료원의 구분을 제외한 다른 특성을 유사한 집단 구성을 위해 Andersen 의료이용 모델에 따라 소인성 요인, 가능 요인, 필요 요인에 해당하는 변수를 기준으로 성향점수매칭을 적용하였다. 소인성 요인으로는 성별, 연령, 교육수준, 배우자 유무의 인구사회학적 요인을 적용했고, 가능 요인으로는 소득수준, 건강보험가입 형태, 가구원수를 적용했다. 마지막으로 필요 요인으로는 만성질환 유무를 적용했다.

이중차이분석을 수행하기 위한 독립변수는 시기변수, 집단변수, 상호교차항, 통제변수로 선정하였다. 시기변수는 건강보험 보장성 강화 대책 시행 전년도인 2016년과 2018년을 각각 0과 1로 코딩하여 적용하였고 집단변수는 앞서 기술된 정책 수혜집단과 정책 비수혜집단을 각각 0과 1로 코딩하여 적용했다. 정책의 순수한 효과를 보기 위한 상호교차항은 시기변수와 집단변수의 곱으로 적용했다. 통제변수는 성향점수매칭과 동일한 Andersen 모델에 따라 성별, 연령, 교육수준, 배우자 유무, 소득수준, 건강보험가입 형태, 가구원수, 만성질환 유무를 적용했다. 이 때 종속변수는 건강보험 부담금, 비급여, 본인부담금으로 적용했다. 종속변수는 등분산성과 비선형성의 우려가 있기 때문에 자연로그 값으로 변환하여 분석에 적용하였다.

3. 분석방법

가. 성향점수매칭(Propensity Score Matching)

PSM은 관측된 공변수를 바탕으로 처치집단과 비교집단 사이의 간극을 좁히기 위해 비교집단을 인위적으로 구성하는 방법으로 집단 간의 동질성을 확보하기 위해 특성이 비슷한 샘플끼리 짝을 맞추는 표본추출기법을 적용하는 분석기법이다. PSM은 집단 간의 특성 차이가 분석결과에 영향을 미치는 선택편의(Sample Selection Bias) 문제 또는 처치집단과 비교집단의 수가 크게 다를 경우 적용한다. 이 때 고려되는 공변량을 단일 차원으로 점수화하여 추정되는 것이 성향점수(Propensity Score)이며 이를 활용하여 가장 비슷한 성향점수의 샘플을 찾아 처치집단과 가장 유사한 비교집단을 형성한다. 형성된 비교집단은 처치집단과 동질적인 공변량을 고려했기 때문에 처치집단의 처치효과를 예측하는 것에 편의(Bias)가 발생하지 않는다[9, 10].

처치효과 추정을 위한 두 집단의 형성 과정은 성향점수 추정, 매칭, 매칭의 질 평가 총 3단계로 이루어진다. 먼저, 1단계 성향점수의 추정 방법은 처치의 적용 여부를 나타내는 이변량 변수를 종속변수로 하여 로짓 또는 프로빗 회귀분석을 사용하는 것이 일반적인데 본 연구에서는 건강보험 보장성 강화 대책에 대한 수혜여부(정책 비수혜집단 0, 정책 수혜집단 1)를 종속변수 선정하고 정책 이용 여부에 영향을 줄 수 있는 독립변수를 Andersen 의료이용 모델을 기준으로 선정하여 프로빗 회귀분석을 통해 성향점수를 추정했다[11]. 다음은 본 연구의 프로빗 회귀식으로 이항종속변수(Bivariate Dependent Variable)의 평균(EY)이 특정 조처를 취할 확률(p)와 같다는 이항분포의 원리와 정규분포함수의 특성을 기준으로 이항종속변수의 비선형성의 선형 전환을 표현한 식이다[12].

$$probit(EY) = \Phi^{-1}(p) = \Phi^{-1}(P[Y=1]) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j$$

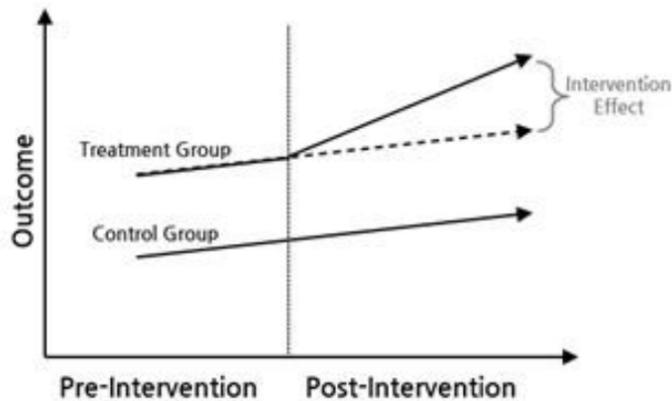
2단계는 추정된 성향점수를 바탕으로 비슷한 점수의 개별 샘플을 모아 집단을 구성하는 매칭 단계이다. 매칭 방법으로는 인근 이웃 매칭(Nearest-Neighbor Matching, 이하 NN Matching), 캘리퍼 매칭(Caliper Matching), 반경 매칭(Radius Matching), 커널 매칭(Kernel Matching) 등이 있으며 각 방법의 장단점을 고려하여 적합한 방법을 적용할 수 있다[13]. 이에 본 연구는 1:1 NN Matching 방법과 오차 허용범위 Caliper를 0.001로 설정하여 성향점수매칭을 실행하였다. NN Matching은 처치집단의 개별 샘플들과 가장 가까운 성향점수를 지닌 비교집단의 개별 샘플을 대응시키는 방법으로 처치집단에 대응하는 비교집단의 k의 비율을 1부터 10까지의 범위에서 적용할 때 안정적인 추정결과를 유지할 수 있다[14]. 이 매칭 방법은 처치집단보다 비교집단의 규모가 훨씬 클 때 효율적이며 매칭된 샘플 간의 성향점수 차이가 크게 나타날 수 있는 단점이 있지만 처치집단과 비교집단을 각각 짝을 짓기 때문에 버려지는 관측치가 작다는 장점을 갖는다. NN Matching의 단점을 보완하고 매칭의 질을 높이기 위해 일반적으로 Caliper Matching을 함께 사용한다. Caliper Matching은 오차 허용범위인 Caliper 값을 통해 성향점수의 거리를 제한하는 방법으로 오차범위의 크기가 0에 가까울수록 버려지는 관측치가 많아지기 때문에 0.01에서 0.00001 사이 값을 적정하게 사용해야 한다[15].

3단계는 매칭의 질 평가로 매칭 후의 처치집단과 비교집단에서 공변량의 분포 균형을 검증하는 균형검증(Balancing Test) 방법을 통해 확인할 수 있다. 본 연구에서는 두 집단의 각 공변량 평균을 비교하는 T-test와 Chi-Squared Test를 통해 균형검증을 수행했고, 두 집단의 성향점수에 대한 커널 밀도 추정(Kernel Density Estimation) 분포가 매칭 이후 일치되었음을 확인했다[16].

나. 이중차이분석(Difference in Difference)

DID는 정책 또는 프로그램 등의 처치 효과를 사후적으로 평가하는 준 실험방법으로 처치를 받은 집단(Treatment group)과 그렇지 않은 집단(Control group)을 구분하고 처치 이외의 영향을 주는 요인을 통제하고 처치 개입 전후의 결과를 서로 비교하여 평균처치효과(Average Treatment Effects)를 통해 처치의 순수효과만을 평가하는 분석기법이다. 이 분석기법은 집단의 처치 효과는 외생적으로, 처치 여부를 제외한다면 두 집단은 동질성을 가지고 평행한 추세를 보일 것이라는 가정을 전제한다. 따라서 비교집단과 평행한 가상적 변화와 처치집단의 실제 변화의 차이가 통계적으로 유의하다면 처치 개입에 따른 인과적 효과로 간주할 수 있으며 이를 통해 처치에 따른 순수한 효과를 검증할 수 있다 [17].

[그림 2] Difference in Difference estimatio



n

다음은 본 연구의 이중차이분석 회귀식으로 T 는 처치 개입 시점 변수(처치 이전이면 0, 처치 이후이면 1)이고, P 는 처치 수혜 여부 변수(처치 비수혜집단 0, 처치 수혜집단 1)이고, PT 는 개입시점과 수혜 여부의 상호작용항이며, x_j 는 공변량이다. 따라서 각 집단의 개입 전후 성과 차이에 대한 처치의 순수 효과를 추정할 수 있다[18].

$$Y_{pt} = \beta_0 + \beta_1 P + \beta_2 T + \beta_3 PT + \sum_{j=1}^k \beta_j x_j + \epsilon$$

분석을 위한 자료 구축은 SAS 9.4를 사용하였고 성향점수매칭과 이중차이분석은 STATA 17을 사용하였다.

4. 연구결과

가. 일반적 특성

<표 1>, <표 2>은 성향점수매칭과 정책 시행 전후 각 집단의 일반적 특성과매칭의 질을 보여준다. 먼저, 성향점수매칭을 통해 분석에 사용된 정책 수혜집단의 일반적 특성을 2016년을 기준으로 Andersen 의료이용 모형에 따라 살펴보면 소인성 요인으로는 집단 평균 63.1세의 연령을 보이며 남성 45.2%, 여성 54.8%로 여성이 많았으며, 배우자 있음 77.6%, 배우자 없음 22.4%로 배우자가 있는 비율이 많았고, 교육수준은 고등학교 졸업, 대학교 재학 이상, 초등학교 졸업, 중학교 졸업 순으로 많이 나타났다. 가능성 요인으로는 집단 평균 2.7명의 가구원을 구성하고 있고, 직장가입자 66.0%, 지역가입자 34.0%로 직장을 가지고 있는 비율이 많았으며, 소득수준은 4분위, 3분위, 5분위, 2분위, 1분위 순으로 많이 나타났다. 필요 요인으로는 만성질환 있음 95.2%, 만성질환 없음 4.8%로 대부분의 응답자가 만성질환을 가지고 있는 것으로 나타났다. 다음으로, 매칭의 질을 확인하기 위한 동질성 검정을 살펴보면 성향점수매칭 이전에는 성별, 연령, 교육수준, 배우자 유무, 소득수준, 건강보험 가입형태, 가구

원수, 만성질환 유무 각 요인별 두 집단 간의 유의한 차이가 있었으나, 성향점수매칭 이후에는 두 집단 간의 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다. 더불어 [그림 3], [그림 5]은 집단 간의 성향점수에 대한 커널 밀도 추정 분포를 나타낸 것이고, [그림 4], [그림 6]은 집단 간의 성향점수에 대한 히스토그램 분포를 나타낸 것으로 이를 통해 정책 수혜집단과 정책 비수혜집단 간의 매칭이 적절히 이루어졌음을 확인할 수 있다.

<표 1> 연구대상자의 성향점수매칭 전후 일반적 특성(2016년)

구분	매칭 전					매칭 전					
	비수혜집단		수혜집단		P Value	비수혜집단		수혜집단		P Value	
	N	%	N	%		N	%	N	%		
	1,024	73.4	371	27.6		312	50.0	312	50.0		
성별	남	337	32.9	191	51.5	0.000***	146	46.8	141	45.2	0.688
	여	687	67.1	180	48.5		166	53.2	171	54.8	
연령	연속형	62.3		61.6		0.357	61.3		63.1		0.094
가구원수	연속형	2.7		2.7		0.834	2.8		2.7		0.188
배우자 유무	유	782	76.4	284	76.6	0.943	256	82.1	242	77.6	0.163
	무	242	23.6	87	23.4		56	17.9	70	22.4	
교육수준	초등이하	348	34.0	90	24.3	0.000**	84	26.9	84	26.9	0.569
	중등이하	159	15.5	55	14.8		45	14.4	53	17.0	
	고등이하	325	31.7	125	33.7		109	35.0	114	36.5	
	대학이상	192	18.8	101	27.2		74	23.7	61	19.6	
소득수준	1분위	169	16.5	58	15.6	0.024*	40	12.8	54	17.3	0.449
	2분위	255	24.9	63	17.0		66	21.2	62	19.9	
	3분위	209	20.4	84	21.0		66	21.2	73	23.4	
	4분위	211	20.6	89	21.5		69	22.1	62	19.9	
	5분위	180	17.6	77	18.4		71	22.7	61	19.5	
만성질환 유무	유	932	91.0	353	95.2	0.011*	293	93.9	297	95.2	0.481
	무	92	9.0	18	4.8		19	6.1	15	4.8	
건강보험 가입형태	직장가입자	737	27.0	245	66.0	0.032*	220	70.5	209	67.0	0.342
	지역가입자	287	28.0	126	34.0		92	29.5	103	33.0	

*P<0.05, **P<0.01

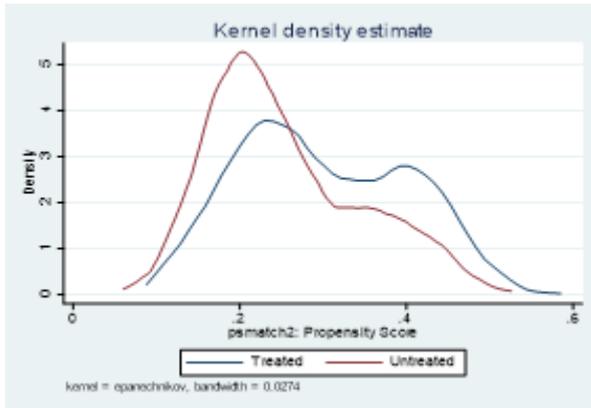
<표 2> 연구대상자의 성향점수매칭 전후 일반적 특성(2018년)

구분	매칭 전					
	비수혜집단		수혜집단		P Value	
	N	%	N	%		
	312	50.0	312	50.0		
성별	남	146	46.8	141	45.2	0.688
	여	166	53.2	171	54.8	
연령	연속형	63.3		65.1		0.094
가구원수	연속형	2.7		2.7		0.386
배우자 유무	유	253	81.1	241	77.2	0.237
	무	59	18.9	71	22.8	
교육수준	초등이하	83	26.6	84	26.9	0.647
	중등이하	45	14.4	52	16.7	
	고등이하	111	35.6	115	36.9	
	대학이상	73	23.4	61	19.5	

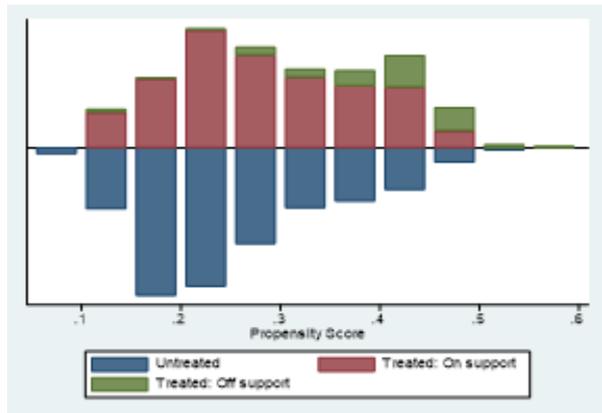
구분		매칭 전				P Value
		비수혜집단		수혜집단		
		N	%	N	%	
		312	50.0	312	50.0	
소득수준	1분위	47	15.0	59	18.9	0.737
	2분위	72	23.1	72	23.1	
	3분위	63	20.2	62	19.9	
	4분위	57	18.3	55	17.6	
	5분위	73	23.4	64	20.5	
만성질환 유무	유	296	94.9	297	95.2	0.854
	무	16	5.1	15	4.8	
건강보험 가입형태	직장가입자	225	72.1	212	68.0	0.256
	지역가입자	87	27.9	100	32.0	

*P<0.05, **P<0.01

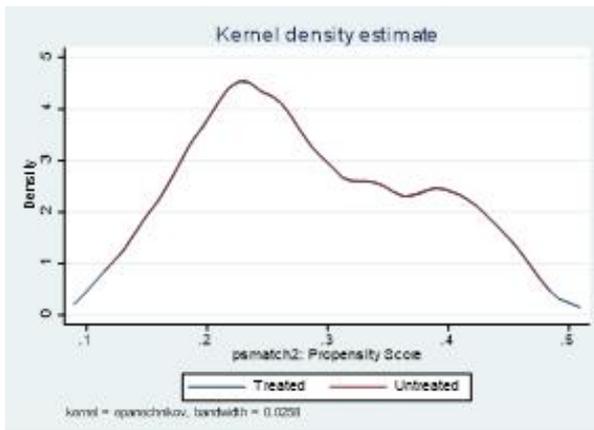
[그림 3] Pre-PSM kernel density distribution



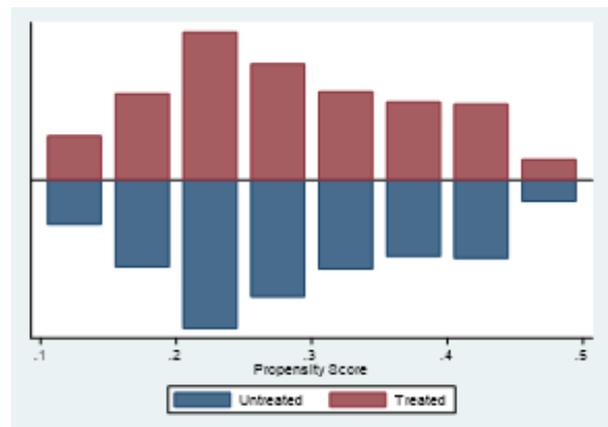
[그림 4] Pre-PSM propensity score distribution



[그림 5] Post-PSM kernel density distribution



[그림 6] Post-PSM propensity score distribution



나. 평균 의료비 지출 변화

<표 3>은 성향점수매칭 이후 정책 시행에 따라 정책 수혜집단과 정책 비수혜집단에서 변화되는 평균 의료비 지출을 보여준다. 정책 시행 이전 대비 이후의 건강보험 부담금, 비급여, 본인부담금의 평균 변화 차이를 살펴보면 세 가지 모두에서 정책 비수혜집단이 정책 수혜집단에 비해 높은 증가폭을 보이는 것을 확인할 수 있다. 특히, 비급여 부분을 살펴보면 정책 시행 이전에는 정책 수혜집단이 정책 비수혜집단보다 높게 나타났지만 정책이 시행되면서 정책 수혜집단이 정책 비수혜집단보다 낮아지는 것을 확인할 수 있다. 이러한 정책 시행에 따른 평균 의료비 지출의 두 집단 비교를 위해 이원분산분석을 수행한 결과 비급여는 정책 시행 이후 통계적으로 유의미한 감소가 확인되었다. 하지만 건강보험 부담금과 본인부담금에서는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았다.

<표 3> 성향점수매칭 이후 평균 의료비 지출 변화

구분		N	2016	2018	정책시행 전후 차이
건강보험 부담금	정책 수혜집단	312	13.66	13.93	0.27
	정책 비수혜집단	312	13.17	13.75	0.58
	집단차이	-	0.49	0.18	-0.31
비급여	정책 수혜집단	312	11.96	11.53	-0.43
	정책 비수혜집단	312	10.95	11.75	0.80
	집단차이	-	1.01	-0.22	-1.23**
본인부담금	정책 수혜집단	312	13.04	13.23	0.19
	정책 비수혜집단	312	12.22	12.71	0.49
	집단차이	-	0.82	0.52	-0.3

**P<0.01

다. 정책 수혜집단과 정책 비수혜집단 이중차이분석

<표 4>은 성향점수매칭 이후 정책 시행에 따라 정책 수혜집단과 정책 비수혜집단의 의료비 지출에 대한 차이를 확인하기 위해 종속변수를 건강보험부담금, 비급여, 본인부담금으로 설정하고 독립변수를 시기변수, 집단변수, 상호교차항으로 설정하여 단순이중차이분석을 수행한 결과를 보여준다. 건강보험 부담금과 본인부담금은 시기변수와 집단변수에서 통계적으로 유의미한 차이가 나타났지만 상호교차항에서 나타난 차이는 통계적으로 유의미하지 않았다. 하지만 비급여에서 시기변수와 집단변수, 상호교차항 모두에서 통계적으로 유의미한 차이가 나타났으며, 이는 건강보험 보장성 강화 대책 시행으로 인해 병원급 이상의 상용치료원 의료이용자의 비급여 지출 비용이 감소했음을 의미한다.

<표 4> 성향점수매칭 이후 건강보험 보장성 강화 대책에 따른 단순이중차이분석

N	건강보험부담금		비급여		본인부담금	
	β	P-value	β	P-value	β	P-value
상수	13.17	0.000**	10.95	0.000***	12.22	0.000**
시간변수	0.58	0.001**	0.80	0.017*	0.49	0.002**
집단변수	0.48	0.007***	1.02	0.002**	0.82	0.000**
상호교차항	-0.30	0.252	-1.23	0.007***	-0.30	0.184

*P<0.05, **P<0.01

라. 건강보험 보장성 강화대책의 효과분석

<표 5>은 <표 4>에서 성별, 연령, 교육수준, 배우자 유무, 소득수준, 건강보험가입 형태, 가구원수, 만성질환 유무의 통제변수를 추가하여 다중이중차이분석을 수행한 결과를 보여준다. 통제변수의 영향을 종속변수별로 살펴보면 다음과 같다. 건강보험 부담금을 살펴보면 연령이 높을 경우 유의하게 높았으며, 가구원수가 많을 경우, 교육수준이 초등졸업에 비해 대학이상일 경우 유의하게 낮았다. 비급여를 살펴보면 남성일 경우 유의하게 높았으며, 가구원수가 많을 경우, 배우자가 있을 경우 유의하게 낮았다. 본인부담금을 살펴보면 연령이 높을 경우 유의하게 높았으며 가구원수가 많을 경우 유의하게 낮았다.

단순이중차이분석에서 통제변수를 추가함에 따라 시기변수, 집단변수, 상호교차항의 결과는 크게 달라지지 않았다. 분석결과 건강보험 부담금과 본인부담금에서 시기변수와 집단변수는 통계적으로 유의미한 차이가 나타났고, 상호교차항에서는 통계적으로 유의미한 차이가 나타나지 않았다. 하지만 비급여에서 시기변수와 집단변수 상호교차항 모두에서 통계적으로 유의미한 차이가 나타났으며, 단순이중차이분석의 결과와 마찬가지로, 이는 건강보험 보장성 강화 대책 시행으로 인해 병원급 이상의 상용치료원 의료이용자의 비급여 지출 비용이 감소했음을 의미한다.

<표 5> 성향점수매칭 이후 건강보험 보장성 강화 대책에 따른 단순이중차이분석

N	건강보험부담금		비급여		본인부담금	
	β	P-value	β	P-value	β	P-value
상수	12.74	0.000**	10.98	0.000**	11.73	0.000**
시간변수	0.51	0.001**	0.75	0.024*	0.44	0.004**
집단변수	0.41	0.019*	0.97	0.003**	0.76	0.000**
상호교차항	-0.29	0.250	-1.21	0.008**	-0.29	0.183
성별(남)	0.02	0.900	0.66	0.013*	-0.10	0.386
연령(연속형)	0.02	0.000**	0.02	0.112	0.02	0.000**
가구원수(연속형)	-0.15	0.026*	-0.47	0.001**	-0.12	0.036*
배우자유무(유)	-0.27	0.133	-0.78	0.021*	-0.13	0.418
교육수준 (초등이하)	-0.13	0.556	-0.09	0.789	-0.14	0.473
	-0.31	0.099	-0.28	0.366	-0.19	0.253
	-0.66	0.003**	-0.37	0.339	-0.45	0.021*
소득수준 (1분위)	-0.35	0.127	-0.31	0.400	-0.33	0.093
	-0.34	0.182	0.29	0.447	-0.20	0.346
	-0.32	0.230	0.18	0.690	-0.16	0.497
만성질환유무(유)	-0.23	0.383	0.52	0.237	-0.05	0.815
건강보험 가입형태 (직장가입자)	0.03	0.918	.019	0.787	0.17	0.586
	-0.13	0.344	-0.43	0.096	-0.07	0.580

*P<0.05, **P<0.01

5. 논의

본 연구는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 2008년부터 공동으로 주관하는 한국의료패널 자료를 활용하였다. 여러 패널조사 중 한국의료패널은 의료분야에 특화된 자료로 의료이용과 의료비

지출에 대한 실태를 파악할 수 있는 장점을 가지고 있어 정책에 따른 의료이용의 변화나 의료비 지출에 따른 건강보험 보장률 등을 분석하는데 용이하다. 따라서 본 연구는 2016년과 2018년 한국의료패널 자료를 통해 2017년부터 단계적으로 시행된 ‘건강보험 보장성 강화대책’의 정책효과를 알아보고자 2016년과 2018년에 조사된 정책 수혜 대상자의 건강보험부담금, 비급여, 본인부담금의 변화를 PSM-DID 분석방법을 활용하여 살펴보았다. DID 분석은 동질성이 확보된 두 집단 간의 정책 또는 프로그램 등의 처치 효과를 사후적으로 평가하는 분석방법으로 비교하고자 하는 두 집단의 설정이 중요하다. 하지만 본 연구에서 보고자 하는 건강보험 보장성 강화대책의 경우 정책의 수혜대상을 전국민으로 한다는 점에서 집단 구분의 어려움이 있다. 따라서 본 연구는 2017년부터 2018년까지 단계적으로 시행된 항목에 한정하여 정책 수혜집단과 정책 비수혜집단을 구분하였다.

‘건강보험 보장성 강화대책’은 비급여의 급여화를 주된 슬로건으로 하여 2017년부터 시작된 문재인 정부의 정책으로, 2018년까지 단계적으로 적용된 비급여 관리에 대한 정책내용을 세부적으로 살펴보면 선택진료비 폐지, 2·3인실 상급병실료 급여 적용, 뇌·뇌혈관·특수검사 MRI 급여 적용 등이 있다. 따라서 정책 수혜집단 구분을 위한 각 정책내용의 수혜대상을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 선택진료비는 의료법 제46조 제1항 및 제2항에 따라 환자 또는 보호자가 종합병원, 병원, 치과병원, 한방병원, 요양병원의 특정한 의사 등을 선택하여 진료를 받을 때 발생하는 의료비를 말하기 때문에 병원급 이상의 의료이용자를 대상으로 한다. 둘째, 2018년 시행된 상급병실료의 급여화는 종합병원과 상급종합병원을 대상으로만 하였다. 셋째, MRI 또는 CT와 같은 특수의료장비의 경우 의료법 제38조 제1항에 따라 자체보유 병상이 200개 이상이거나 같은 수의 공동활용 병상이 있어야 한다고 규정하고 있기 때문에 병원급 이상의 의료이용자를 대상으로 한다. 이에 본 연구는 분석을 위한 정책수혜집단을 병원급 이상의 의료이용자로 구성하였고, 이를 위해 한국의료패널 설문 문항 중 “상용치료원 유무”에 대한 질문에 “예”라고 답한 대상자 “상용치료원 형태”에 대한 질문에 2016년과 2018년 모두에서 병원, 종합병원, 상급종합병원을 답한 대상자를 정책 수혜집단으로 선별하였고, 이외의 보건소, 의원으로 답한 대상자를 정책 비수혜집단으로 선별하였다.

선별된 두 집단의 동질성 확보를 위한 PSM 전후를 살펴보면, PSM 이전 두 집단은 성별, 배우자 유무, 교육수준, 소득수준, 만성질환 유무, 건강보험 가입형태에 따라 집단간 유의미한 차이를 보였다. 하지만 PSM 이후 성별, 연령, 가구원수, 배우자 유무, 교육수준, 소득수준, 만성질환 유무, 건강보험 가입형태에 따라 유의미한 차이를 보이지 않았으며, 커널 밀도 추정분포와 성향점수분포에서 모두 일치되는 결과를 보였다. 따라서 선별된 두 집단은 2017년 개입된 정책 이외의 영향을 주는 요인을 모두 통제하여 동질성을 가진다고 볼 수 있으며, DID 분석을 통해 정책 개입 전후의 결과를 서로 비교한다면 개입된 정책의 순수효과를 평가할 수 있다고 하겠다.

PSM 이후 동질성을 갖춘 두 집단에 대한 건강보험부담금, 비급여, 본인부담금의 2016년과 2018년 평균 변화를 살펴본 결과는 다음과 같다. 첫째, 건강보험부담금의 경우 2016년과 2018년 모두 정책 수혜집단이 정책 비수혜집단보다 높았고 시간에 따른 증가폭은 정책 비수혜집단이 더 크게 나타나 2018년 집단 간의 차이가 감소했다. 이를 비추어 볼 때, 정책 개입에 따른 건강보험부담금의 증가가 정책 비수혜집단이 보이는 일반적인 증가폭에 비해 크지 않은 것으로 추정할 수 있다. 둘째, 비급여의 경우 2016년 정책 수혜집단이 정책 비수혜집단보다 높게 나타난 반면 2018년 정책 수혜집단이 정책 비수혜집단보다 낮았고 시간에 따라 정책 비수혜 집단은 증가한 반면 정책 수혜집단은 감소했다. 이를 비추어 볼 때, 정책 개입에 따라 병원급 이상의 비급여 지출이 감소했음을 추정할 수 있고, 정책 세부내용

에 포함되지 못한 의원급의 비급여 관리와 비급여 풍선효과 등에 의하여 병원급 이상의 비급여 비중이 의원급 이하의 비급여 비중보다 낮아지는 역전현상이 확인되었다. 셋째, 본인부담금의 경우 2016년과 2018년 모두 정책 수혜집단이 정책 비수혜집단보다 높았고 시간에 따른 증가폭이 정책 비수혜집단에서 더 크게 나타나 2018년 집단 간의 차이가 감소했다. 이를 비추어 볼 때, 정책 개입에 따른 본인부담금의 증가가 정책 비수혜집단이 보이는 일반적인 증가폭에 비해 작은 것으로 보이며 정책 수혜집단의 본인부담금의 크기가 상대적으로 줄어들었음을 추정할 수 있다.

PSM 이후 건강보험부담금, 비급여, 본인부담금을 종속변수로, 시기변수, 집단변수, 상호교차항을 독립변수로 단순DID을 수행한 분석결과 시기변수와 집단변수에서는 건강보험부담금, 비급여, 본인부담금 모두에서 유의미한 차이를 확인할 수 있었고, 상호교차항에서는 비급여에 대해서만 유의미한 차이가 나타났다. 본 분석에서 상호교차항의 유의미한 차이는 집단 간의 차이가 시기에 따라 변화한다는 것을 의미하며, 이는 즉, 집단 간의 차이가 정책 개입에 따라 변화한다는 것으로 해석된다. 따라서 비급여 항목에 따른 지출비용에서 정책 개입에 따른 정책의 순수효과를 확인할 수 있으며 이는, 2017년 비급여의 급여화를 중점으로 시행된 건강보험 보장성 강화대책의 긍정적 효과로 평가된다 하겠다. 다만, 비급여 지출이 정책 수혜집단보다 정책 비수혜집단이 크게 나타나는 역전현상이 나타나는 것을 비추어 볼 때, 이후에는 전체 비급여 지출 비중의 48%를 차지하는 의원 및 치과의원에 대한 관리가 필요하다고 할 수 있다[19].

앞서 기술된 단순 DID 분석에 성별, 연령, 교육수준, 배우자 유무, 소득수준, 건강보험가입 형태, 가구원수, 만성질환 유무의 통제변수를 추가하여 다중DID 분석을 수행한 분석결과 시기변수, 집단변수, 상호교차항에서는 단순 DID와 동일한 결과를 보였으며 종속변수에 유의미한 영향을 미치는 요인으로 성별, 연령, 가구원수, 배우자 유무, 배우자 유무, 교육수준으로 나타났다. 이 중 성별과 배우자 유무의 경우 비급여에서 유의한 차이를 보였는데 남성에 비하여 여성에서 비급여 지출이 높고, 배우자가 없는 경우가 있는 경우보다 비급여 지출이 높은 것으로 나타났고 이는 기존 선행연구와 일치되는 결과이다[7, 20, 21]. 연령의 경우 건강보험부담금과 본인부담금에서 유의한 차이를 보였는데 이는 기존 선행연구와 일치되는 결과이다[7, 20, 21]. 가구원 수의 경우 건강보험부담금과 비급여, 본인부담금 모두에서 유의한 차이를 보였는데 세 가지 모두 가구원수가 많을수록 지출 비용이 낮은 것으로 나타났다. 교육수준의 경우 건강보험부담금과 본인부담금에서 유의한 차이를 보였는데 대학이상의 교육을 받은 집단이 초등이하의 교육을 받은 집단보다 지출 비용이 낮은 것으로 나타났다.

6. 결론

본 연구는 2017년 도입된 문재인 정부의 ‘건강보험 보장성 강화대책’의 정책 효과를 건강보험부담금, 비급여, 본인부담금의 변화를 통해 평가하여 한국의 건강보험 보장 수준을 높이기 위한 노력을 건강보험 보장성 확대를 위한 정책 수립의 근거와 방향을 제시하고 수행하였다. 분석자료는 한국의료패널 2016년과 2018년 자료를 이용하였으며, 분석방법은 PSM을 결합한 DID를 적용하였다. 건강보험 보장성 강화대책이 시행 5년이 경과한 시점에서 정책의 효과와 영향에 대해 강희정(2018)[22], 이관희(2020)[23], 박정민(2021)[24] 등의 다양한 평가가 존재하지만 보장성 강화대책의 주된 정책 슬로건이 ‘모든 의학적 비급여의 급여화’임을 고려할 때, 정책 도입 이후 실제 국민들의 의료이용에서 나타

난 의료비 지출이 어떻게 변화되었는지에 대한 평가가 필요하다. 특히, 과거 2013년 도입되었던 박근혜 정부의 ‘4대 중증질환 보장성 강화정책’에 따라 변화되었던 의료비 지출에 대해 다각적 관점에서 분석이 수행되었던 김관옥·신영전(2017)[20], 이현옥(2018)[21], 조효은·정현우·이준협(2020)[7] 선행연구와 같이 문재인 정부의 보장성 강화대책 또한 의료비 지출에 대한 분석을 통해 정책의 순수 효과에 대한 평가가 필요하다.

이에 본 연구에서 도출된 결과의 주요 함의는 다음과 같다. 첫째, 2017년 ‘비급여의 급여화’를 목표로 시작된 문재인 정권의 보장성 강화 대책의 정책적 효과를 2018년을 기준으로 점검하여 2022년까지 단계적으로 적용된 정책효과 분석의 필요성에 대한 근거자료로 사용될 수 있다. 둘째, 문재인 정부의 보장성 강화대책은 전국민을 대상으로 하여 분석 접근에 어려움이 있을 수 있지만, 정책 시행이 단계적으로 적용되기 때문에 정책의 각 세부내용에 따라 대상선별이 가능하다. 따라서 PSM-DID 분석 방법이 적용 가능함을 보여준 선행연구로 작용되어 문재인 정부의 보장성 강화대책의 순수효과를 평가하는 하나의 출발점으로서 활용될 수 있다. 더하여 본 연구의 시사점은 다음과 같다. 첫째, 비급여 지출의 변화에서 집단 간의 차이가 정책 개입에 따라 변화되었다는 점이 통계적으로 유의성을 보임에 따라 2017년부터 2018년까지 단계적으로 적용된 비급여의 급여화에 대한 정책적 순수효과가 긍정적으로 평가되었음을 시사한다. 둘째, 건강보험부담금, 본인부담금의 경우 상호교차항에서 유의성이 나타나지는 않았지만 정책 수혜집단의 증가폭이 낮아지는 것으로 나타나, 문재인 정권의 보장성 강화 정책이 비급여 지출의 감소뿐만 아니라 건강보험부담금, 본인부담금의 관리에 긍정적 영향을 미쳤음을 시사한다.

본 연구의 분석에 있어 다음과 같은 한계점을 갖는다. 첫째, 분석자료의 기간을 2018년에 한정하여 2017년과 2018년에 단계적으로 적용된 정책이 반영될 수 있는 기간을 두지 못하여 정책의 충분한 효과를 평가하지 못하였다는 한계가 있다. 둘째, 비급여의 급여화에 맞춰진 집단 구분으로 본인부담금 완화와 재난적 의료비에 관한 정책적 효과가 충분히 반영되지 못하였다는 한계가 있다. 셋째, 비급여의 급여화 적용 항목 중 연도에 따라 포괄적으로 적용된 각 예비급여 항목에 대한 세부적인 고려를 포함하지 못하였다는 한계가 있다. 따라서 향후에는 본인부담금 완화와 재난적 의료비에 대한 정책 수혜 내용과 예비급여 항목을 고려하여 정책효과에 대한 평가가 수행될 필요가 있겠다.

참고문헌

1. Kim, Y., Towards universal coverage: an evaluation of the benefit enhancement plan for four major conditions in Korean National Health Insurance. *Journal of the Korean Medical Association*, 2014. 57(3): p. 198-203.
2. Huh, S.I., Analysis of the National Health Insurance Coverage Expansion Policy after Single-payer System. *Korean Association of Social Policy*, 2021. 28(4): p. 97-121.
3. Jeong-woo Shin, e.a., Korean National Health Accounts in 2016. 2017, Ministry of Health and Welfare.
4. Kim, S. Changes in household health expenditure after health insurance coverage expansion and their policy implications. in *Health Welf Policy Forum*. 2020.

5. Park, E.-C., Moon Jae-in Government's plan for benefit expansion in National Health Insurance. *Health Policy and Management*, 2017. 27(3): p. 191-198.
6. Kim, W., A Study on the Policy for Strengthening Health Insurance Coverage. KOREA INSTITUTE OF PUBLIC FINANCE, 2021.
7. Cho, H., H. Jung, and J. Lee, Effect of four major severe disease benefit expansion policy in 2013. *Korean Soc Secur Stud*, 2020. 36(1): p. 71-89.
8. HECKMAN, J.J., H. ICHIMURA, and P.E. TODD, Matching As An Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating.
9. Rubin, D.B., Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies. *Journal of educational Psychology*, 1974. 66(5): p. 688.
10. Rosenbaum, P.R. and D.B. Rubin, The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 1983. 70(1): p. 41-55.
11. Stephens, D.A., et al., Causal inference under mis-specification: adjustment based on the propensity score. arXiv preprint arXiv:2201.12831, 2022.
12. Caliendo, M. and S. Kopeinig, Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of economic surveys*, 2008. 22(1): p. 31-72.
13. Debaere, P., H. Lee, and J. Lee, It matters where you go: Outward foreign direct investment and multinational employment growth at home. *Journal of Development Economics*, 2010. 91(2): p. 301-309.
14. Evans, S.Z., Propensity Score Matching. *The Encyclopedia of Research Methods in Criminology and Criminal Justice*, 2021. 2: p. 859-864.
15. Shin, H. Comparison between the Aged Care Facilities Provided by the Long-Term Care Insurance (LTCI) and the Nursing Hospitals of the National Health Insurance (NHI) for Elderly Care in South Korea. in *Healthcare*. 2022. MDPI.
16. Perrailon, M.C., R. Lindrooth, and J.M. Welton, Difference-in-Difference Research Designs. *Nursing Economics*, 2019. 37(6): p. 328-332.
17. Wing, C., K. Simon, and R.A. Bello-Gomez, Designing difference in difference studies: best practices for public health policy research. *Annu Rev Public Health*, 2018. 39(1): p. 453-469.
18. Sik, K.I., Policy on non-covered health services. HIRA, 2020.
19. Kim, K. and Y. Shin, The effect of the policy of expanding coverage for four major diseases: focused on out-of-pocket payment. *Health Soc Welf Rev*, 2017. 37(2): p. 452-476.
20. Lee, H., Effect of four major severe diseases benefit expansion policies on the health care utilization and catastrophic health expenditure. *Korean J Soc Welf*, 2018. 70(1): p. 89-116.

21. Kang, H. Issues and policy options for Moon Jae-in care. in Health and Welfare Policy Forum: KIHASA. 2018.
22. Lee, K., The effects of strengthening health insurance coverage policy on health care behavior - Focusing on patients with cancer. 2020, The Graduate School of Public Administration Seoul National University.
23. Park, J., Analysis of Medical Use Behavior in accordance with Health Insurance Coverage Expansion - Focusing on the Expansion of Dental Implant Insurance Coverage. 2021, The Graduate School of Public Administration Seoul National University.

자유연제

2-2

제14회 한국의료패널 학술대회

자료연계 방법론

좌장 | 배재용(한국보건사회연구원)

발표1. 통계적 매칭 방법론을 활용한 데이터 통합 관련 연구 - 한국의료패널조사와 생활시간조사를 중심으로
이혜정(한국보건사회연구원)

발표2. 노동패널 자료를 활용한 가명정보 결합 사례 - 결합과정과 결합자료 활용의 제한점
엄혜은(건강보험심사평가원)

토론 | 고현석 농업연구원(농촌진흥청)
김은경(코리아크레딧뷰로, KCB)



통계적 매칭 방법론을 활용한 데이터 통합 관련 연구

- 한국의료패널조사와 생활시간조사를 중심으로

이혜정 | 한국보건사회연구원

MEMO

MEMO

노동패널 자료를 활용한 가명정보 결합 사례

- 결합과정과 결합자료 활용의 제한점

업해은 건강보험심사평가원

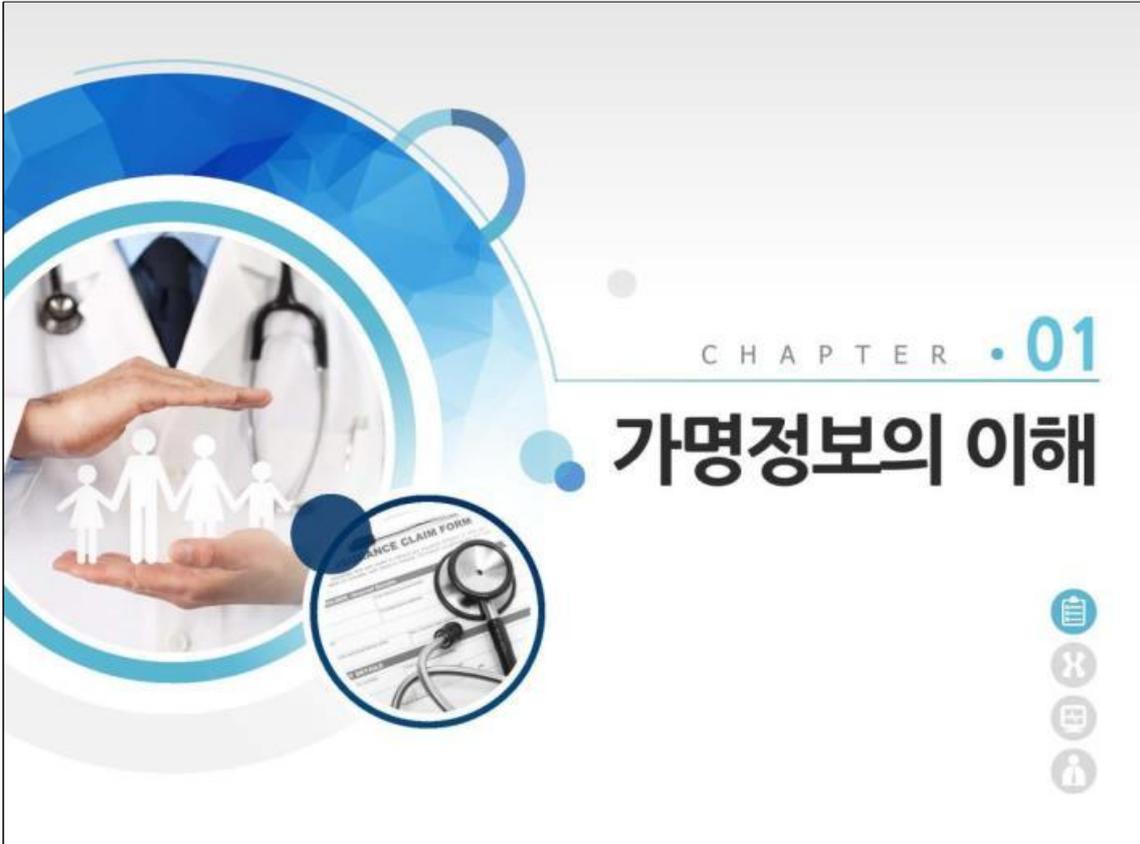




CONTENTS

- 01 가명정보의 이해
- 02 가명정보 결합 과정
- 03 가명정보 활용의 제한점
- 04 Q & A

건강보험심사평가원



CHAPTER . 01

가명정보의 이해

건강보험심사평가원

연구 배경

생애주기에 따른 의료이용 실태분석 및 형평성 비교

건강불평등에 대한 이슈

- 「제2차 국민건강증진종합계획」 총괄 목표: 건강형평성 제고(보건복지부, 2006)
- 「제4차 국민건강증진종합계획」(보건복지부,)
 - (성별 격차 증가) 자살로 인한 사망, 성인 만성질환(비만, 고혈압 DM, COPD) 유병률
 - (성별 격차 감소) 암 사망률, 성인 흡연율, 폭음률, 결핵 신환자률, 건강검진 수검률
- 2020년 한국리서치 조사: 3개월 이상 약 복용 또는 만성질환이 있는 경우 대학이상 정규직 근로자 10%, 고졸 이하 39%, 비취업자 35% 차이

단일정보의 한계

- 건강보험심사평가원 진료정보: 전 국민의 의료서비스 내역, 진료 및 처치내역 등 자료 규모 방대
- 사회경제적 특성에 대한 정보 배제되어 건강격차, 건강불평등에 대한 포괄적 분석 어려움(정현수, 김수영 & 김현수, 2019)

데이터 결합의 법적 기반

- 공공기관 데이터 결합 가능
- 개인정보의 공익 목적 활용과 기관간 데이터 연계의 법적 근거 확보(개인정보보호법 개정)

'20년 1월 개인정보보호법 개정으로 데이터의 가명정보 처리 후 결합 가능
 '20년 10월 보건복지부, 기관간 데이터 연계를 통한 실증적 연구 활성화를 위해 가명정보 결합 전문기관 지정
 * 가명정보결합전문기관(보건복지분야): 건강보험심사평가원, 국민건강보험공단, 국립암센터

- 건강불평등의 문제가 **개인의 건강수준 차이 vs 사회경제적 수준에 따른 차이인지 확인**

Health Insurance Review & Assessment Service

익명정보 vs 가명정보

개인정보



살아있는 개인에 관한 정보로 성명, 주민등록번호, 영상 등 개인을 알아볼 수 있는 정보

성명	홍길동
나이	32세
전화번호	010-1234-5678
주소	서울 종로구 한글길 12

가명정보



개인정보의 일부 또는 전부를 삭제·대체하는 등 가명처리를 통해 추가정보 없이는 특정 개인을 알아볼 수 없는 정보

성명	홍○○
나이	30대 초반
전화번호	010-*****
주소	서울특별시

익명정보



시간·비용·기술 등을 합리적으로 고려할 때 다른 정보를 사용하여도 더 이상 개인을 알아볼 수 없는 정보

성명	(삭제)
나이	30대
전화번호	(삭제)
주소	대한민국

- **추가정보** 개인정보의 전부 또는 일부를 대체하기 위해 이용된 방식(알고리즘 등), 가명정보와의 비교, 대조 등을 통해 삭제 또는 대체된 개인정보를 복원할 수 있는 정보(매핑테이블 정보, 가명 처리에 사용된 개인정보)

※ 출처: 개인정보보호위원회. 가명정보 처리 가이드라인. 2022.4.발행

Health Insurance Review & Assessment Service

가명정보와 결합



가명정보처리 근거법령

- 개인정보보호법 제2조제1호 다목
- 개인정보보호법 제28조의2(가명정보의 처리 등)

가명처리 필요성

- 개인에 관한 정보들이 포함된 정보를 처리, 활용과정
- 개인의 사생활 침해 등 다양한 문제 발생 가능
- 개인정보의 안전한 활용을 위해 특정 개인의 정보의 노출 방지

결합자료

- 결합전문기관을 통해 데이터 결합, 분석할 수 있는 가명처리 된 자료

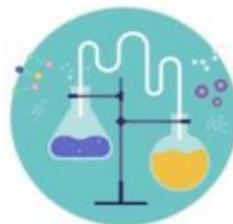
가명정보의 활용

개인정보보호법 제28조의2(가명정보의 처리 등)



통계작성

- 특정 집단이나 대상
- 수량적인 정보 생성



과학적 연구

- 기술의 개발과 실증
- 기초연구
- 응용 연구/민간투자연구



공익적 기록 보존

- 공공의 이익
- 지속적으로 열람
- 가치가 있는 기록정보 보존

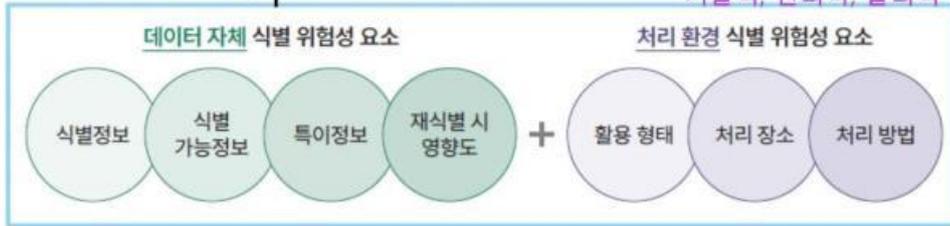
가명처리 과정

가명정보 결합과 활용의 과정(2022년 4월)



가명정보 활용의 목적, 가명처리 여부 결정

가명정보처리자, 취급자:
기술적, 관리적, 물리적 안전조치



※ 출처: 개인정보보호위원회. 가명정보 처리 가이드라인(2022.4.)

8

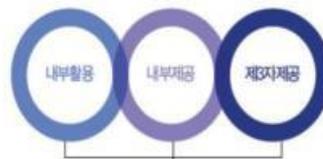
가명처리 과정

2단계: 가명처리 단계

〈위험도 측정 세부 절차도〉



- 대상선정: 연구의 목적을 달성하기 위한 항목(변수)으로 개인정보파일에서 가명처리가 필요한 항목
 - 개인식별번호, 성별
 - 교육수준, 소득수준(연 소득 1억원 이상): 해당되는 대상이 소수인 경우도 해당
- 항목별 위험도 측정: 처리 또는 제공하는 환경 검토(수탁자가 있는지, 개인정보보호 수준)
 - 식별정보: 고유식별정보(여권번호, 운전면허번호), 성명, 전화번호, 의료기록번호, 건강보험번호
 - 식별가능정보: 성별, 연령, 국적, 혈액형, 신장, 몸무게, 직업, 위치정보 등 가명정보처리자 입장에서 알아볼 수 있는 정보
 - 특이정보: 극단값이 발생할 수 있는 정보
회귀성씨, 회귀병명, 회귀직업 등



제공받는 부서의 개인정보 보호수준 및 다른정보* 보유여부

* 제공받는 부서가 다른(개인)정보를 보유한 경우, 제3자로부터 다른 정보를 받아 함께 활용하는 경우

※ 출처: 개인정보보호위원회. 가명정보 처리 가이드라인(2020.9.)

9

가명정보와 결합 과정

2단계: 가명처리 단계

• 가명처리 수준 정의: 대개 가명정보제공기관에서 방법에 따라 처리 or 연구진과 협의

삭제기술	<ul style="list-style-type: none"> • 삭제, 부분삭제, 행 항목 삭제, 로컬 삭제, • 마스킹(공백, *, ', 전각기호로 대체)
통계 도구	<ul style="list-style-type: none"> • 총계 처리: 평균값, 최대값, 최소값, 최빈값, 중간값 등으로 처리 • 부분총계: 다른 정보에 비하여 오차범위가 큰 항목을 평균값으로 대체
범주화 기술	<ul style="list-style-type: none"> • 라운딩: 올림, 내림, 반올림 등 전체 통계정보가 필요할 경우 많이 사용 • 랜덤라운딩: 수치 데이터를 임의의 수 자리에서 올림, 내림 하는 기법 • 제어라운딩: 라운딩 적용시 값의 변경에 따라 행이나 열의 합이 원본의 행이나 열의 합과 일치하지 않는 단점 해결 • 상하단 코딩: 정규분포의 특성을 가진 데이터 양쪽 끝에 치우친 정보를 범주화 • 범위 또는 범주화: 범위 또는 구간으로 표현
암호화	<ul style="list-style-type: none"> • 양방향 암호화 - 암호화된 정보를 복호화 가능 • 일방향 암호화(해시함수) - 복호화 불가능
무작위화	<ul style="list-style-type: none"> • 잡음 추가: 개인정보에 임의의 숫자 등 잡음을 추가(더하기 또는 곱하기)

개인정보 일부 또는 전부 대체

※ 출처: 개인정보보호위원회, 가명정보 처리 가이드라인. 참고1. 개인정보 가명처리 기술 및 예시

가명정보와 결합과정

가명정보 변환 예시

식별정보						식별가능정보					
소유자 명	연락처	주택 구분	시도	시군구	읍면동	지번	전세 (천원)	보증금 (천원)	월세 (천원)	전용 면적	공급 면적
김철수	090-1234-5678	아파트	서울 특별시	동작구	사당동	1388-4	-	25,000	750	104.00	84.00
이영희	090-2468-3579	오피스텔	대전 광역시	서구	둔산동	656	81,250	-	-	56.45	24.32
박민호	090-9876-5432	아파트	부산 광역시	해운대구	우동	111-13	125,000	-	-	100.00	84.00

(소유자 명, 연락처)+Salt값 암호화

삭제 라운딩

(가명처리)

ID	주택 구분	시도	시군구	읍면동	전세 (천원)	보증금 (천원)	월세 (천원)	전용 면적	공급 면적
wd4e85D2C1qe89rwqe	아파트	서울 특별시	동작구	사당동	-	25,000	800	104.00	84.00
r5w1e2SXzi4wd64qwz	오피스텔	대전 광역시	서구	둔산동	81,300	-	-	56.45	24.32
ghe6W15Z5ax4Qe24jx	아파트	부산 광역시	해운대구	우동	125,000	-	-	100.00	84.00

가명정보와 결합 과정

항목별 가명처리계획(예시)

순번	항목명	개인정보유형	내부 이용 또는 제3자 제공						
			처리 방법	처리 수준	처리 방법 처리 수준				
1	고객ID	개인식별정보	대체	- 일련번호 대체	암호화 알고리즘 대체				
2	나이	개인식별가능정보	범주화	- 14-19세 사이는 14-19세로 범주화	범주화	- 10살 단위 범주화			
			상하단 코딩	- 13세 미만 삭제 - 90세 이상은 90세 이상 경계치 입력	상하단 코딩	- 20세 미만 삭제 - 80세 이상은 80세 이상 경계치 입력			
3	주소	개인식별가능정보	부분삭제	- 동단위 이하 삭제	부분삭제	- 동단위 이하 삭제			
4	성별	개인식별가능정보	처리 없음		처리 없음				
5	2019년 1월 여행용품구매액	개인식별가능정보	범주화	-상단 99.9%를 초과하는 경우 경계치로 변경 - 모든 금액에 대해 1만단위 라운딩 처리	범주화	-상단 99.9%를 초과하는 경우 경계치로 변경 - 금액은 다음과 같이 범주화 적용 - 0원 : 0원 - 10만단위 미만 : 1만단위로 라운딩 업 - 1,000만 단위 미만 : 10만 단위로 라운딩 - 1,000만 단위 이상 : 100만 단위로 라운딩			
6	2019년 1월 식품류 구매액	개인식별가능정보							
7	2019년 1월 의류 구매액	개인식별가능정보							
8	2019년 1월 취미용품구매액	개인식별가능정보							
9	2019년 1월 생활용품구매액	개인식별가능정보							
10	2019년 1월 구매 총금액	개인식별가능정보				범주화	- 각 구매액과 동일한 처리	범주화	- 각 구매액과 동일한 처리
~	~	범주화(라운딩, 상단코딩)				~	~	~	~
217	2021년 12월 식품류 구매액	개인식별가능정보				범주화	-상단 99.9%를 초과하는 경우 경계치로 변경 - 모든 금액에 대해 1만단위 라운딩 처리	범주화	-상단 99.9%를 초과하는 경우 경계치로 변경 - 금액은 다음과 같이 범주화 적용 - 0원 : 0원 - 10만단위 미만 : 1만단위로 라운딩 업 - 1,000만 단위 미만 : 10만 단위로 라운딩 - 1,000만 단위 이상 : 100만 단위로 라운딩
218	2021년 12월 의류 구매액	개인식별가능정보							
219	2021년 12월 취미용품구매액	개인식별가능정보							
220	2021년 12월 생활용품구매액	개인식별가능정보							
221	2021년 12월 구매 총금액	개인식별가능정보	범주화	- 각 구매액과 동일한 처리	범주화				- 각 구매액과 동일한 처리
222	2021년 고객 등급	개인식별가능정보	범주화	재범주화(라운딩, 상단코딩) A, B, C, D, E, F, VIP로 처리	범주화	- 다음과 같이 범주화 처리 - VIP, S, A → 1등급 - B, C → 2등급 - D, E, F → 3등급			

12

보건의료분야 데이터 결합전문기관

개 념

배 경

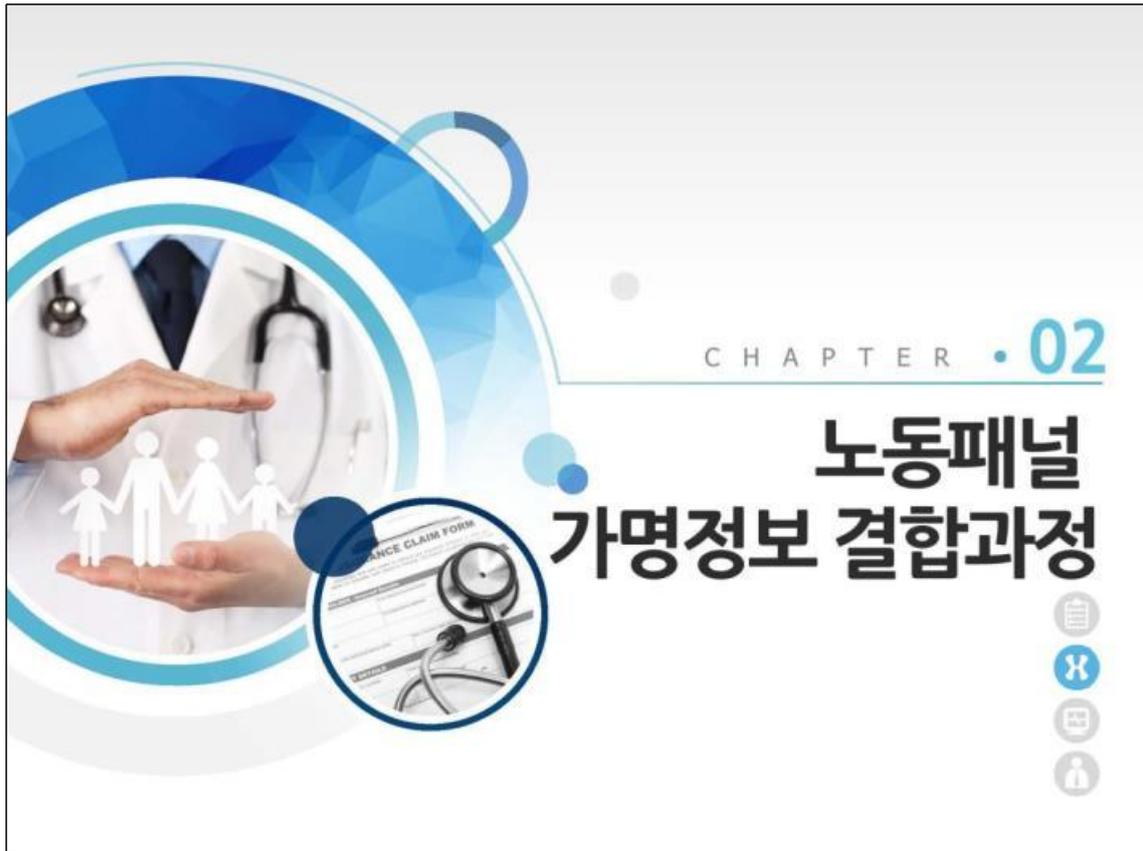
근 거

- ▶ 개인정보보호법 제28조의3제1항에 따라 서로 다른 개인정보처리자 간의 가명정보* (개인정보 일부를 삭제·대체하는 등 가명 처리하여 추가정보 없이는 개인을 알아볼 수 없도록 한 개인정보) 결합을 수행하기 위해 보호위원회 등이 지정하는 전문기관
 - ▶ 데이터3법 개정으로 가명정보 정의 및 처리·활용에 대한 법적 근거 마련(20. 8. 5. 시행)
 - ▶ 보건복지부로부터 보건의료분야 결합전문기관으로 지정(20.10.29.)
 - ✓ 8인 이상의 전담조직 구성, 내부관리계획 수립, 공간 및 시설·시스템 구축, 정책 및 보안조치 마련 등 8가지 지정요건 충족
- 「개인정보보호법」 제3장 제3절 가명정보의 처리에 관한 특례
 「개인정보보호법 시행령」 제4장의 2 가명정보의 처리에 관한 특례
 가명정보의 결합 및 반출 등에 관한 고시

결합전문기관 역할

- ✓ 통계작성, 과학적 연구, 공익적 기록보존 등을 위한 서로 다른 개인정보처리자간 가명정보 결합을 수행
- ✓ 결합된 정보의 안전한 처리를 위한 공간 및 시설 제공, 처리방법 자문 등을 지원
- ✓ 반출심사위원회를 구성하여 반출 심사를 통해 결합된 정보의 반출 여부 결정

13

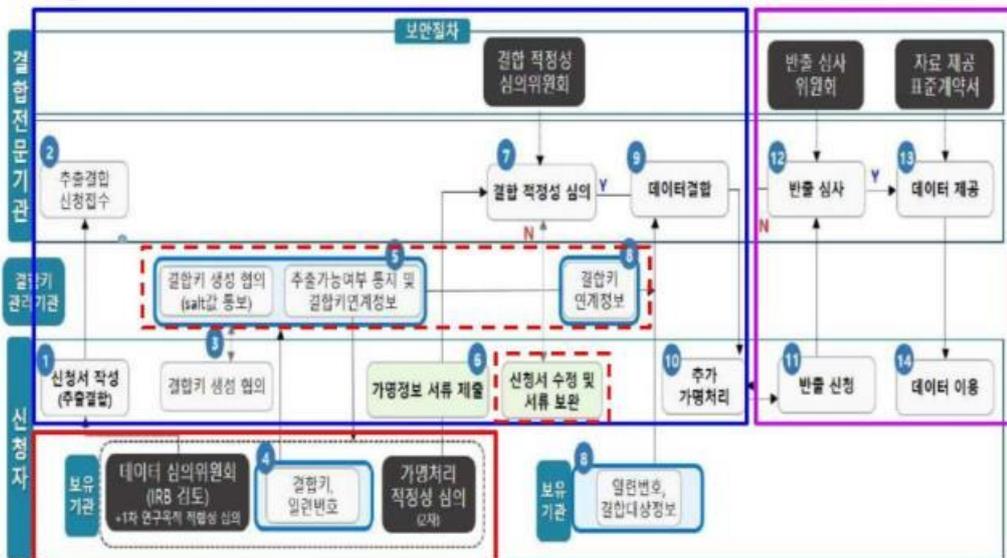


가명정보 결합 및 반출

■ 결합 진행 절차(추출 결합 및 반출 과정)

② 결합신청 단계

③ 반출분석 단계



① 사전준비 단계

가명정보 결합 과정: 사전준비(1)

연구계획부터 기관별 자료 제공 확정

1-1. 연구계획

- 연구계획 보고(내부결재)
- IRB 심의

1-2. 자료 제공 요청

- 기관별 서식에 맞는 서류 구비
- 자료 제공 신청서, IRB 심의 승인서
- 연구계획서(연구계획요약서)
- 개인정보 이용 동의서, 협약서

1-3. 목적 적합성 심의

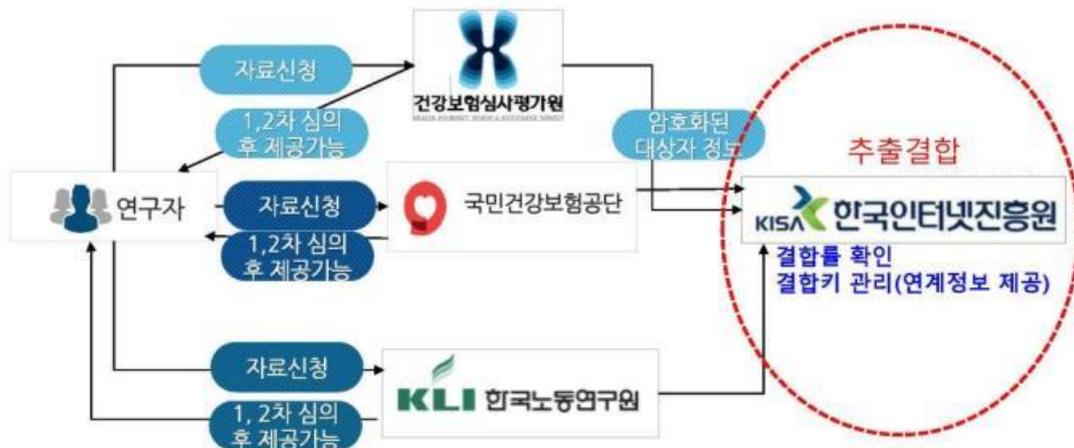
- 기관별 심의 진행하여 요청한 자료의 제공 가능 여부를 판단하는 심의



가명정보 결합 과정: 사전준비(1)

1-2. 공공기관별 가명정보 제공 신청

- 자료제공 적합성 심의를 받음(1차 심의) → 2차 가명처리 적정성 심의



가명정보와 결합 - 결합신청(2)

결합신청: 사전 결합확인에서 부터 진짜 결합까지

2-1. 결합신청서 제출

- 연구자와 자료제공기관이 함께 결합신청서 제출
- 한국인터넷진흥원<가명정보결합 종합지원시스템>
- 결합전문기관: 국민건강보험공단<결합지원시스템>

연구진 ≠ 결합기관
다른 결합전문기관 가능

2-2. 결합률 확인

- (3개 자료제공기관) 결합키 생성
- KISA는 결합률 외에 결합된 사람의 결합키를 구분해서 알려주지 않음



2-3. 가명처리와 가명처리 적절성 심의

- 기관별 자료를 제공하기 전에 처리함
- 결합된 대상자별로 가명처리 실시
- 가명처리 적절성에 대해 기관별 자체 심의 진행

가명정보와 결합 - 결합신청(2)

2-1. 결합신청 전 - 결합신청 번호 발급

가명정보 결합 종합지원시스템

- 결합신청번호: 가명정보 자료를 제공하는 기관이 공동으로 사용하는 번호
- (생성원칙) 기관명 - 신청일자 - (신청순서) - 결합하는 기관 수
- HIRA - 20220523 - 009 **4** 3개 기관의 자료 결합 - 심평원의 자료제공부서와 이용부서 상이

가명정보와 결합 - 결합신청(2)

2-1. 결합신청 번호 발급

결합신청기관 정보

신청기관 <small>필수</small>		실제 업무를 처리할 담당자 정보 입력 특히 연락처는 반드시 휴대전화번호 입력 ※ 사무실 번호 안됩니다~! 자료제공기관의 담당자 정보를 포함하여 신청번호를 발급함
담당자 <small>필수</small>		
연락처 <small>필수</small>	000-0000-0000	
이메일 <small>필수</small>		

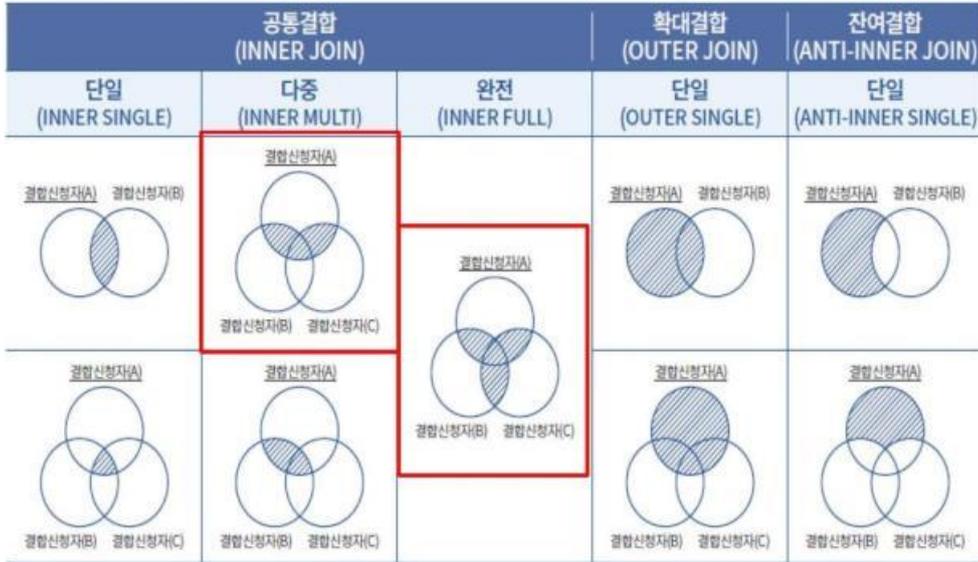
신청기관 <small>필수</small>		2개 기관 이상의 정보를 결합하는 경우
담당자 <small>필수</small>		
연락처 <small>필수</small>	000-0000-0000	
이메일 <small>필수</small>		

기관선택
기관추가

※ 입력하신 전화번호와 이메일로 각종 정보와 안내가 발송됩니다. 정확하게 입력 부탁 드리며, 신청 정보는 변경 불가능합니다.
 전화번호는 SALT값이 전송되지 않으므로 휴대전화번호로 기입 부탁드립니다.

가명정보와 결합 - 결합신청(2)

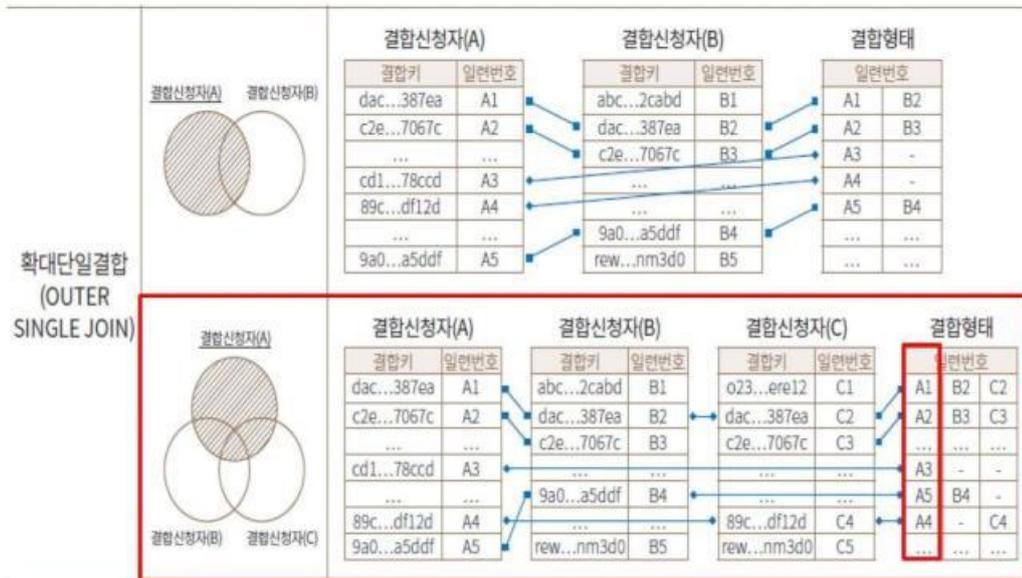
가명정보 결합의 유형



24

가명정보결합의 실제 - 결합과정

가명정보 결합의 유형



25

가명정보와 결합 - 결합신청(2): 예시

2-1. 결합신청(1차 신청)

결합전문기관(국민건강보험공단)

- 발급된 결합신청 번호로 결합전문기관에 결합신청서를 제출
 - HIRA - 20220523 - 009 - 4
 - 즉, 4건의 결합신청서류가 결합전문기관으로 제출되어야 함
- **결합신청서** 제출 대상
 - (자료제공) 한국노동연구원
 - (자료제공) 국민건강보험공단
 - (자료제공) 건강보험심사평가원 빅데이터실
 - (자료이용) 건강보험심사평가원 정책연구실
- **이외 필요서류(결합을 위해 필요한 서류)**
 - 개인정보수집이용 동의서
 - 사업자 등록증
 - 연구과제요약서
 - 연구계획서, IRB 승인서

※ KISA에도 자료 제출

[별지 제1호서식] **결합신청서** 신청번호

가명정보 제공 가명정보 제공+결합정보 이용 결합정보 이용 없음 없음번호

결합신청자

등출 제출 신청번호

사업자등록번호 또는 법인등록번호
주소
대표자명
담당자 연락처 (전화, e-mail)
연락처 (이메일) 공공기관 비영리법인 민간기관

결합 개요

본복합점 해당없음 최초 추가합입접수번호
추가합점 신청 결합을 확인 가명정보 추출 유의결합

가명정보 제공자 제공기관

직업명	제공 방법	제공 예정일	제공정보 요약	제공자명(중수)	지원 요청 사항
	<input type="checkbox"/> 온라인 <input type="checkbox"/> 오프라인	년 월 일	필합 수 () 전체 레코드 수 () 전체 파일 크기 ()		<input type="checkbox"/> 결합 신청에 필요한 가명처리

결합정보 이용자 담당인원

결합 목적	<input type="checkbox"/> 통계작성 <input checked="" type="checkbox"/> 과학적 연구 <input type="checkbox"/> 공익적 기록보존 등
새부 결합 목적	생애주기에 따른 의료이용 실태분석 및 연구과제 수행을 위하여 결합 추진
분석공간 이용	<input checked="" type="checkbox"/> 추가 가명처리 <input type="checkbox"/> 결합정보 분석 <input type="checkbox"/> 이윤연합
지원 요청 사항	<input type="checkbox"/> 반출 전 처리 <input type="checkbox"/> 분석

개인정보 보호법, 제28조의3제1항 및 같은 법 시행령 제29조의3제1항에 따른 결합을 위하여 결합전문기관에 결합신청서를 위와 같이 제출합니다.

년 월 일

결합신청자 연구책임자 서명

결합전문기관의 장 취하

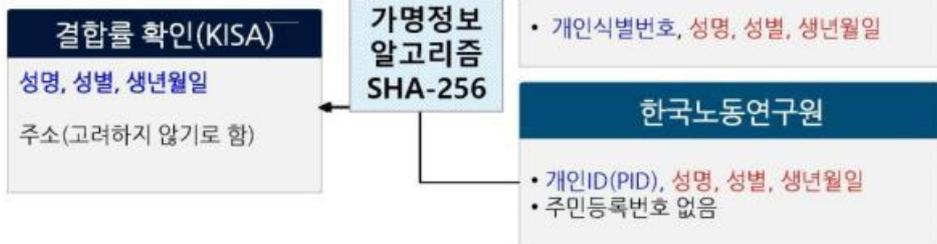
1. 사업자등록번호, 법인등록번호 등 결합신청서 관련 서류 1부
2. 결합 목적을 증명할 수 있는 서류 1부(결합된 정보를 반출하려는 자에 한함)
3. 결합 대상 가명정보에 관한 서류(현재 명목명, 가명처리 대상 명목명, 가명처리 내역 등) 1부(가명정보 제공자에 한함)
* 결합기 운영에 사용된 항목 제외
** 공할 내보 정보기 확정된 이후에 제출

가명정보와 결합 - 결합신청(2)

2-2. KISA 결합률 확인

가명정보의 결합률 확인

- 결합신청서 등 제출 이후
- 사전협의: 가명정보 제공 기관의 역할
 - 결합번호 신청시 등록된 담당자 이메일, 연락처로 연락
 - 보유 정보를 가명정보를 변환하는 방법에 대한 합의
 - 식별 가능한 Key 값이 있는가?
 - 각각의 다른 자료원을 결합할 방법?



KEY: AB2N8R9BW3U1JK5GE

가명정보와 결합 - 결합신청(2)

결합률 확인



28

가명정보와 결합 - 결합신청(2)

결합신청: 사전 결합확인에서 부터 진짜 결합까지

2-4. 결합신청서 제출

- 이전에 제출한 결합신청서를 다시 제출하는 과정(추출결합에서만 해당)
- 결합신청서 제출 대상(연구진과 자료제공기관 모두)
- 결합전문기관으로 제출: 개인정보수집이용 동의서, 사업자 등록증, 연구 과제요약서, 연구계획서, IRB 승인서(연구진만)

2-5. 결합 적정성 심의

- 결합전문기관의 심의 절차
- 자료들의 결합이 가능한지를 검토
- 연구목적, 내용, 필요 변수를 모두 확인
- ※ 기관별 가명정보는 심의 후 결합전문기관으로 제출

2-6. 결합자료의 추가 가명처리

- 결합전문기관에서 결합한 후
- 연구진이 직접 추가가명 처리 실시

29

가명정보와 결합 - 결합신청(2)

추가가명처리

결합전문기관의 추가 가명처리

- 기관별 가명처리 항목(이미 처리된 부분):
 - 고유식별번호(주민번호 등), 식별가능정보는 이미 가명처리(암호화, 일방향 암호화되어 있음)
- 결합된 자료에 대해 결합전문기관은 다음의 추가 가명처리를 함
 - 테이블을 연계하는 Key값이 개인 고유식별번호가 아니어도 가명처리 함
(예: 건강보험심사평가원 진료정보는 200, 300, 400, 530 테이블을 명세서 조인키(Spec_id)로 연계함. 이 Spec_id를 암호화 처리)
 - 결합전문기관의 식별가능정보의 N수가 3개 이상이 되도록 요구

가명정보와 결합 - 결합신청(2)

추가가명처리 필요성

- 아직도 가명처리 할 것이 더 남아 있는가? **있음**
 - 결합전문기관에서는 k=3개 이하인 경우가 없도록 가명처리를 요구
(예) 특정 만성질환을 보유하고 있는 25세 남성: 2명
한해 부동산 소득 금액 있는 사람이 3명 이하인 경우
- 추가 가명처리 내용
 - (연령) 1세 단위 값을 5세 단위로 범주화
 - (학력) 7~9구간의 값을 7이상(대졸이상)으로 범주화: 3개 이상 값이었으나 편의상 재범주화
 - (공상구분) 보훈자의 숫자가 매우 적음

가명처리 전 변수 값	가명처리 후 변수 값
0: 정상건 1: 공상건(공교공단)	0: 정상건 1: 공상건(공교공단) 2: 기타
3: 보훈감면30%(광주민주유공자) 4: 보훈국비(건강보험,의료급여) 5: 보훈감면50% 6: 보훈감면60% 7: 보훈국비(상이처,무자격자) 8: 군인가족,예비역장군 등 대상(공교공단,직장,지역분) 9: 군인,군무원 대상 (공교공당분) B: 보훈병원(상이처,무자격자/보험급여1차) D: 보훈병원(보험급여2차) C: 차상위 본인부담 경감대상자 E: 차상위 만성질환 18세미만 본인부담 경감대상자 F: 차상위 장애인 만성질환 18세미만 본인부담 경감대상자 G: 긴급복지 의료지원대상자 H: 희귀난치성질환자 지원대상자	

가명정보와 결합 - 반출단계(3)

반출단계: 반출신청부터 자료이용과정 까지

3-1. 반출신청서 제출

- 반출신청서(연구자만) 제출
- 이때는 **결합전문기관**으로만 제출

3-2. 반출심의

- 결합전문기관의 심의 절차
- 추가가명처리 내역을 확인하고 분석센터로의 반출이 가능한지 검토

3-3. 분석센터 이용 신청

- 반출심의 결과 통보 후
- 결합전문기관<결합지원시스템>:[결합_내부반출] 과제명으로 다시 신청서 접수
- IRB 승인서, 연구계획서, 개인정보 이용 동의서, 협약서

Health Insurance Review & Assessment Service

32

가명정보와 결합 - 반출단계(3): 예시

자료 반출 신청서 제출

- 반출신청서, 추가가명·익명처리 신청서
- 가명정보에 대한 사후관리 이행 협약서
- > 반출 전 검토 시 작성할 수 있음(필수)

- 안전조치계획 확인서(결합신청자용)

- 분석센터 이용여부에 따라 작성 및 제출 필요성 다름

■ 「가명정보의 결합 및 반출 등에 관한 고시」 [별지 제4호서식]

반출신청서		반출접수번호
		결합접수번호
결합신청자		
기관명	사립자립대학 또는 법인등록번호	
주소	대표자명	
담당자	담당자 연락처 (전화, e-mail)	
결합 유형		
반출결합	<input checked="" type="checkbox"/> 최초	<input type="checkbox"/> 추가
반출 개요		
파일명	OOOOO	
반출 목적	<input type="checkbox"/> 통계작성 <input checked="" type="checkbox"/> 과학적 연구 <input type="checkbox"/> 공익적 기록보존 등	
세부 반출 목적	생애주기에 따른 의료이용·실태분석 및 연구과제 수행을 위하여 3개 기관(국민건강보험공단, 건강보험심사평가원, 한국노년연구원)의 가명정보 결합자료를 활용하여 자료를 분석하고자 반출을 신청함	
반출 정보 유형	<input checked="" type="checkbox"/> 가명정보	<input type="checkbox"/> 법 제58조의2에 해당하는 정보(익명정보)
제공 받는 방법	<input type="checkbox"/> 온라인	<input checked="" type="checkbox"/> 오프라인
제공 받는 장소	<input type="checkbox"/> 결합전문기관 내 분석공간	
자료 요청 사항	<input type="checkbox"/> 반출된 정보의 분석	<input type="checkbox"/> 개인정보 보호 교육
<p>「개인정보 보호법」 제28조의3제2항 및 같은 법 시행령 제29조의3제3항·제6항, 「가명정보의 결합 및 반출 등에 관한 고시」 제10조제3항에 따라 결합된 정보를 반출하기 위하여 결합전문기관에 반출신청서를 뒤와 같이 제출합니다.</p> <p style="text-align: right;">2022 년 8 월 15 일</p> <p style="text-align: center;">결합신청자</p>		
결합전문기관의 장 귀하		
<p>첨부 1. 반출 대상 정보에 관한 서류 1부(추가적인 서류 제출이 필요한 경우에 한함) 2. 반출 목적을 증명할 수 있는 서류 1부(추가적인 서류 제출이 필요한 경우에 한함) 3. 반출 정보의 안전조치계획 및 이를 증명할 수 있는 서류 1부</p>		

※ 가명정보 결합 및 반출관련 이해를 돕기 위한 안내서(공단)

Health Insurance Review & Assessment Service



가명정보 결합 연구의 장단점

시간 = 금



구분	결합과제	일반과제
의미	<ul style="list-style-type: none"> 기관별 보유 정보를 가명정보로 제공 	<ul style="list-style-type: none"> 단일 자료원을 이용하는 과제 일반적 맞춤형 연구, 단일 패널 등을 활용
장점	<ul style="list-style-type: none"> 단일 자료원에서 부족한 정보 확보 다양한 관련요인 탐색/분석 직접 수집할 수 없는 정보를 확보 	<ul style="list-style-type: none"> 복잡한 절차 없이 자료를 제공받을 수 있음 자료제공에 시간이 오래 걸리지 않음 자료이용에 대한 비용이 적음 상대적으로 단기간 연구 가능
단점	<ul style="list-style-type: none"> 자료원별 조사 시점 상이 가명정보 결합 매뉴얼이 없는 기관: 어려움 결합되지 않은 대상자 존재 자료 이용에 대한 비용(기관별 지출) 	<ul style="list-style-type: none"> 다각적 분석에 한계가 있을 수 있음

가명정보 결합자료 활용의 제한점

절차의 복잡성 vs 연구의 실효성

- 절차가 복잡하더라도 연구결과물 산출을 위해 필요하고 타 연구와의 차별성
- 단일 자료로는 확인할 수 없었던 측면에 대한 이해와 영향요인 분석에 도움

전체 연구기간의 설정

- 특히, IRB 승인 시 최대 설정 가능한 기간으로 설정 할 필요(연장 가능)
- 실제 가명정보 결합과정은 사전준비~반출단계까지 약 8개월 이상

자료 보정방법

- 자료의 대부분이 가명처리(마스킹, 범주화)로 자료의 신뢰도가 원 자료보다 낮아질 가능성
- (추출결합의 경우) 결합된 자료는 원 자료의 일부가 될 수 있음
 - 모집단의 추정이 필요한지 판단
- 개인에 초점을 맞춘 연구가 아니라면 모집단 추정을 위해 가중치 부여 or 보정이 필요
 - (자료의 특성에 따라) 횡단면 가중치, 종단면 가중치

가명정보 결합과정을 최소화 할 방법

결합전문기관의 선정: 처리 소요 기간

- 가명정보 결합전문기관의 처리 절차는 동일
- 신청사례건수가 적지 않은 기관을 선택해야 시간 절약할 수 있을 것

필요한 정보 보유 기관과의 협의

- 내부 규정 절차가 마련된 기관인지
- 필요한 항목(변수)를 최소로 선택하면 자료구축 시간도 단축

결합방식: 일반결합

- 추출결합은 결합을 확인 후 실제 결합을 진행하는 과정에 두 배의 시간
- 일반적인 결합으로 연구성과 달성할 수 있는지 판단



질의답변



앞으로도 전 임직원은 건강하고 안전한 의료문화를 열어가는
국민의료평가기관이 되고자 최선을 다하겠습니다.

감사합니다

대학원생
논문발표

제14회 한국의료패널 학술대회

대학원생 논문발표

좌장 | 이광수(연세대학교)

발표1. 코로나19 유행과 의료이용 형평성
이정민(서울대)

발표2. 가구 내 건강충격이 가구 민간보험 수요에 미치는 영향:
Rolling entry matching(REM)을 적용한 일반화 이중차분법을 활용하여
임유나(서울대)

발표3. GROUP-BASED TRAJECTORY MODELING WITH APPLICATION TO GERIATRIC
PNEUMONIA
김민영(서스캐처원대)

발표4. 이중차분분석의 “금지된 비교” 넘어서기 - 이중차분분석의 최신 동향을 반영한 산정특례
제도 효과 분석
김진환(서울대)

토론 | 신지영 부연구위원(한국보건사회연구원)
김승희 부연구위원(국민건강보험공단)



코로나19 유행과 의료이용 형평성

이정민 | 서울대학교 보건대학원

요약

본 연구는 2020년부터 발생하여 전 세계적으로 유행한 코로나19의 국내 의료이용 상황을 탐색하고, 코로나19 발생 전과 비교하여 코로나 발생 이후 의료이용의 형평성 변화를 확인하는데 그 목적이 있다. 이를 위해 본 연구에서는 한국의료패널 2기(2019~2020) 연간데이터(β -version)를 활용하였으며, 20세 이상 성인을 분석대상으로 포함하였다. 연구대상자는 2019년 12,282명, 2020년 11,346명이 선정되었으며, 종속변수인 의료이용은 전체 의료서비스, 입원의료서비스, 응급의료서비스, 외래의료서비스의 이용 여부, 입내원일수, 의료비지출로 설정하였다. 분석 방법으로는 첫째, 의료이용의 수평적 형평성을 분석하기 위하여 집중지수(concentration index, CI)와 의료이용의 수평적 형평성 지수(Health Inequity index, HIwv index)를 산출하였다. 둘째, 코로나 19가 의료이용에 미친 영향을 확인하기 위하여 패널회귀분석(Panel analysis)을 적용하였으며, 특히 코로나 19 유행 전후로 소득수준에 따른 의료이용의 변화를 중점적으로 살펴보았다. 수평적 형평성 지수 산출 결과 2019년, 2020년의 모든 의료서비스에서 저소득층에게 유리한 불형평(pro-poor)이 나타났으며, 모든 의료서비스 이용에서 2020년 수평적 형평성 지수가 2019년 형평성 지수에 비해 증가하고 있어 저소득층에게 불리한 방향으로 작용하고 있는 것을 확인할 수 있었다. 코로나 19가 의료이용에 미친 영향의 경우, 소득분위별 코로나 19가 의료이용에 미치는 영향은 유의하게 나타나지 않았다. 결론적으로 우리나라는 코로나19 유행 상황에서 의료이용의 형평성이 악화되지 않은 것을 확인했으며 이는 의료이용의 보편적 제공과 다양한 정책의 성과로 짐작해볼 수 있다. 본 연구는 코로나19가 의료이용의 형평성에 미치는 영향을 수행한 국내 첫 번째 연구로서 의미가 있으며 코로나19 발생 전후로 의료이용의 형평성 변화를 확인하고 소득수준에 따른 의료이용의 변화를 실증적으로 살펴보았다는 점에서 의의가 있다.

I. 서론

1. 연구배경 및 필요성

2019년 말 중국 우한에서 처음 보고된 코로나19 바이러스는 동아시아를 중심으로 진행되던 유행이 전 세계로 확산되면서 3월 11일 팬데믹으로 선언되었다. 이는 WHO 창립 이후 1968년 홍콩독감, 2009년 신종플루에 이은 세 번째 팬데믹 선언이다. 이후 코로나19 바이러스는 확산과 억제를 반복하고 있으며 변이 바이러스가 출현하면서 현재까지 장기화되고 있다. 최근 신규 확진자수는 감소하는 추세이며 현재까지(2022년 10월 11일 기준) 코로나19로 인한 사망자는 6,537,363명, 확진자는 617,161,228명에 이르고 있다(WHO, 2022). 우리나라도 감소세를 이어나가면서 실외 마스크 착용의무를 전면 해제하는 등 방역 조치들을 완화하고 있다.

코로나19 유행은 감염으로 인한 사망과 같은 직접적인 영향뿐만 아니라 사회경제 전반에 걸쳐 막대한 영향을 미쳤다. 팬데믹 초기 감염 통제를 위해 많은 나라들이 국경을 봉쇄하고 사회적 거리두기, 이동 제한 등 개인의 일상적인 이동을 금지하였다. 이에 따라 여행 및 관광업, 제조업, 서비스업 등의 산업분야는 직접적인 피해가 불가피하였으며(Kumar et al., 2021) 이는 국가 경제성장 둔화를 야기하며 경기침체를 일으켰다. 코로나19가 본격적으로 확산된 2020년 세계 경제 성장률은 2019년 대비 6% 하락한 -3.2%를 기록하였다(IMF, 2021). 또한 원격수업, 재택근무 등 대면으로 진행되던 서비스들이 비대면 서비스로 전화되면서 실직과 폐업 등 상당 수준의 고용충격이 발생하였다(이승호& 홍민기, 2021). 이러한 노동시장의 변화는 경제활동을 급격하게 위축시키면서 가구 소득에 영향을 미쳤고 이는 곧 소비지출 감소로 이어졌다(남재현& 이래혁, 2021; 이승호& 홍민기, 2021).

특히 보건 부문에서는 우선순위가 감염 예방과 통제에 집중되면서(González-Touya et al., 2021) 기존에 공급되고 있던 보건의료서비스가 축소되었으며(Choi et al., 2021) 의료현장에서 감염자와 접촉하거나 자가격리함에 따라 의료기관이 폐쇄되거나 휴업하는 등의 상황이 초래되었다. 또한 감염병 환자 치료를 위해 의료자원이 대규모로 사용됨으로써 의료서비스를 제공하는 의료기관에 영향을 미쳤을 뿐 아니라 의료이용에 대한 접근이 제한되면서 환자들의 의료이용에도 영향을 미치게 되었다(박은자 외, 2021). 이와 같은 코로나19 바이러스 유행 이후 보건의료서비스 이용 변화에 대해서는 다양한 연구들을 통해 확인되고 있다. 20개의 나라를 대상으로 코로나19가 보건의료서비스(방문, 입원, 진단, 치료 등) 이용에 미치는 영향을 고찰한 Moynihan et al.(2021)의 연구는 코로나19 발병 이후로 전반적인 보건의료서비스 이용이 30% 이상 감소했다고 보고했다. 우리나라의 경우 2020년 1인당 월평균 입원 및 내원일수는 전년대비 11.9% 감소한 1.56일을 기록하였는데 이는 지난 10년간 입원 및 내원일수의 증가율이 1.5%인 것을 고려하였을 때 매우 높은 감소율이다(질병관리청, 2021). 이처럼 한국도 코로나19 유행 전과 비교하여 코로나19 기간 동안 의료이용이 감소하는 경향이 확인되었으며 의료비 증가 측면에서는 중증 환자보다 경증 환자의 의료기관 방문횟수가 적었거나 병원 방문을 미루어 나타난 결과로 예측된다.

그러나 코로나19 유행으로 인한 의료이용 감소가 어떤 인구집단이 가장 큰 피해를 입었는지 살펴보는 것도 중요하다(Arnault et al., 2021). 감염병 상황에 보건의료자원 재분배는 건강의 사회적 결정 요인간의 상호작용에 영향을 미쳐 기존 건강 불평등 심화에 기여할 수 있으며(Bambra et al., 2020;

Girolamo et al., 2022) 의료이용 감소는 건강형평성을 해치는 방향으로 작용할 수 있기 때문이다. 코로나19 상황에서 의료이용 형평성에 영향을 미치는 요인은 소득감소로 인한 경제적 제약과 공공보건 의료서비스의 기능 전환으로 볼 수 있다. 코로나19 이후 일자리 유지율은 저소득층에서 더 유의하게 감소한 것으로 나타났으며(유진성, 2022) 이들은 실직과 같은 고용충격과 소득충격을 경험해 의료서비스를 덜 이용할 수 있다. 또한 돌봄공백과 의료공백의 피해가 사회경제적 취약계층에게 집중되면서(Kim, 2021) 의료서비스 접근성을 낮추게 되었다. 이처럼 의료필요가 높은 저소득층은 의료서비스가 필요한 때에 적절하게 이용하기 어려운 상황에 처하게 되어 코로나19 상황에 의료이용 불평등이 심화될 가능성이 있다.

한편, 전 세계적으로 코로나19로 인한 의료이용 및 의료비에 미치는 영향에 관한 연구는 활발하게 이루어지고 있으나 의료이용 형평성에 미친 영향에 대한 논의는 부족한 실정이며 특히 한국을 대상으로 코로나19 유행이 동등한 필요에 따른 동등한 의료이용을 의미하는 수평적 형평성에 미친 영향에 관한 연구는 수행된 바 없다. 이에 본 연구에서는 코로나19 상황에서 한국의 의료이용의 형평성 변화를 파악해보고자 한다.

2. 연구목적

본 연구의 목적은 다음과 같다.

첫째, 코로나19 상황에서 동일한 필요에 대한 동일한 치료가 이루어지고 있는지 파악하고, 2019년과 2020년의 의료이용 형평성 수준을 비교함으로써 코로나19 유행이 의료이용 수평적 형평성에 미친 영향을 파악하고자 한다.

둘째, 코로나19가 유행하기 전인 2019년과 코로나19 유행이 시작된 2020년의 의료이용 현황을 비교 분석하여 코로나19 유행으로 인한 의료이용 변화 수준을 파악하고자 한다. 특히, 코로나19 유행 전후로 소득수준에 따른 의료이용 양상의 변화를 중점적으로 살펴보고자 한다.

II. 이론적 배경 및 선행문헌 고찰

1. 이론적 배경

보건의료 접근성에 대한 형평성은 평등주의를 목표로 하는 보건의료시스템의 주요 관심사이며 우리나라를 비롯한 많은 국가들에서 이를 보장하고자 보건의료체계를 구축하고 있다(Lu et al., 2006). 이 때 형평성은 보건의료서비스를 사회·경제적 요인이 아닌 의료필요에 따라 이용할 수 있는 정도를 의미하며 보건의료의 형평성은 건강증진의 주요한 사회적 결정요인으로 건강 불평등을 해결하기 위한 도구로 작용한다(CSDH, 2008). 이처럼 보건의료의 형평성은 각 국가 및 사회가 가지는 보건의료

체계에서 주요한 가치로 여겨지고는 하지만, 코로나19 감염 확산을 대응하기 위해 보건의료의 우선순위를 정하고 보건의료서비스를 재구성하는 과정에서 형평성에 관한 논의는 등한시된 것으로 보인다(Dorn et al., 2020; González-Touya et al., 2020). 한국은 재난적 의료비 지원 비율 변경, 비대면 진료, 전화상담 및 처방 등 보건의료서비스 접근을 증가시키기 위해 다양한 정책을 도입하였지만(박은자 외., 2021) 이러한 정책이 코로나19 상황에서의 저소득층의 의료이용을 충분히 보장하였는지는 미지수인 상황이다.

이에 반해 코로나19로 인한 의료이용 감소는 저소득층에게 더 두드러질 것이라는 예측을 해볼 수 있다(Whaley et al., 2002). 전 세계는 코로나19 바이러스의 빠른 확산에 대응하여 개인방역(마스크 착용, 손 씻기) 수칙 강화, 사회적 거리두기, 도시 봉쇄 등 다양한 방역 활동을 시행하였다. 그러나 코로나19 감염을 피하기 위한 활동들은 실직, 소득 감소 등의 경기 침체를 야기했으며 저임금 근로자, 저숙련 노동자 등에게 큰 타격을 입혔다(김태완, 2020; OECD, 2020). 한국은 다른 나라들보다 효과적인 방역정책으로 경제적 손실이 적다고 평가되었으나 사회적 거리두기로 인한 노동공급 제약은 임금손실로 이어져 단기적인 비용이 큰 수준이었으며 고소득 계층보다 저소득 계층에 피해가 크게 나타났다(오삼일, 2021). 또한 이현주 외(2020)연구에 따르면 코로나19 유행 이후 개인이 소득감소를 경험한 비율이 30% 이상으로 나타났으며 본인 또는 가구원의 소득이 감소했다고 응답한 비율은 45%로 소득이 감소한 비율이 매우 높았다. 2020년 2~4분기 통계청 가계동향조사 자료를 활용해 가구소득의 감소율을 분석한 송상윤(2021)에서는 소득 5분위의 소득이 1.5% 정도 감소한 것에 비해 1분위의 감소율이 17.1%로 코로나19로 인한 소득감소는 분위 수가 낮은 저소득층에서 더 크게 나타났다. 이렇듯 코로나19 유행 이후 저소득 계층은 소득 감소 등 경제적 피해를 더 크게 받은 것으로 보인다. 이러한 상황은 저소득층에 있어 의료비지출에 관한 부담 증가로 이어져 고소득층에 비해 의료서비스 이용을 더 적게 할 수 있으며, 직장을 유지한다고 하더라도 실직의 위협으로 인해 의료기관을 방문하지 않을 가능성이 있는 등 코로나19가 사회 전반에 미친 영향은 저소득층의 의료이용 감소로 이어졌을 가능성이 높은 상황이다. 특히, 의료서비스 이용측면에서 저소득층은 건강이 상대적으로 좋지 못해 의료필요가 높은 상황에 감염병 유행으로 인해 의료이용 접근의 어려움을 겪게 되었다. 이는 의료이용 감소로 이어졌으며 동등한 필요에 따른 동등한 의료이용 형평성에 심각한 영향을 미칠 수 있을 것이라 예상된다.

경기침체로 인한 소득 감소에 따른 의료이용의 제약뿐만 아니라 공공병원의 이용 제한도 코로나19로 인한 의료이용 형평성에 악영향을 미쳤을 가능성이 있다. 코로나19의 의료이용 감소는 모든 의료기관에서 나타난 공통적 상황이지만, 종별로 구분하여 살펴보면 병·의원급, 보건기관이 감소율이 크게 나타났으며 이 중 보건기관이 가장 큰 감소율을 보였다(김진이, 2020). 보건소, 공공병원 등 공공보건의료를 제공하는 기관들은 선별진료소 운영, 역학조사, 코로나19 진료 등의 감염병 대응업무에 집중함에 따라 기존에 시행하던 공공보건 의료서비스를 축소하고 중단하게 된 것이 주요 요인이 된 것으로 보인다. 국내 상황에서는 감염 우려로 인한 응급실 및 일반진료 중단, 취약계층에게 제공하던 방문건강서비스 중단, 입원 후 후속 관리 미흡 등의 의료서비스 공급 위축이 발생하였다(윤강재 외, 2021). 이와 같은 공공의료 서비스 공백은 보건소 및 공공병원을 주로 이용하는 환자의 의료이용 기회 감소를 초래하였을 가능성이 높다.

2. 선행문헌 고찰

가. 감염병 시기의 의료이용

감염병 유행기간동안 이동 제한, 사회적 거리두기 조치, 의료서비스 시설 내 바이러스 감염 우려와 같은 요인들로 인해 의료이용이 감소하는 것이 지속적으로 관찰되었다(Xiao et al., 2021). 2003년 중증 급성호흡기증후군(Severe Acute Respiratory Syndrome, SARS)의 경우 대만에서는 유행 정점 시점에 외래진료(23.9%), 입원진료(35.2%), 치과진료(16.6%)에서 상당한 감소가 관찰되었으며(Chang et al., 2004) 캐나다 토론토에서도 병원이용 제한으로 인해 전체 입원률이 12% 감소한 것으로 나타났다(Schull et al., 2007). 2013-2016년 서아프리카에서 발생한 에볼라 바이러스도 발병기간 동안 의료이용이 감소하는 것으로 나타났으며(Elston et al., 2016; Ribacke et al., 2016) 발생 정점에는 전체 의료서비스 이용이 18% 감소했다고 보고되었다(Wilhelm, & Helleringer, 2019). 이 중 감소한 의료서비스는 산모 의료서비스, HIV/AIDS 와 말라리아 관련 서비스, 백신 예방접종 등이다(Ribacke et al., 2016).

국내에서는 2015년 메르스 유행기간 동안 의료이용 감소를 보고한 연구가 다수 존재했다. 서경화(2016)는 건강보험 청구 데이터를 이용해 2014년과 2015년 동기간 의료이용을 비교했으며 상급종합병원의 내원일수가 감소했다고 밝혔다. 또한 Lee & Park(2018)도 2013년~2017년도 건강보험청구 데이터를 이용해 의료이용 변화를 분석했는데 유행기간이었던 6~7월에는 입원 및 외래진료건수는 모두 감소하였으나 메르스 유행이 잠잠해진 8월에는 입원건수가 다시 증가하였다고 밝혔다. 응급서비스 이용을 살펴본 Paek et al.(2017)은 메르스 발생기간 동안 비응급으로 인한 응급실 방문 횟수가 감소했으며 그 변화가 소아에서 두드러지게 나타났다고 보고하였다. 코로나19 바이러스도 의료서비스 경험 조사, 국민건강보험공단의 청구자료 등 다양한 자료원을 활용해 의료이용에 관한 연구들이 진행되었는데 그 결과 2020년도 외래, 입원일수 모두 2019년에 비해 감소한 것으로 나타났다(신정우 외., 2021; 변주영, 2021). 또한 사회적 거리두기 단계에 따른 상급종합병원의 의료이용을 분석한 조아라(2021)에 따르면 사회적 거리두기 단계가 완화될수록 의료이용이 증가하는 것으로 나타났으며 이는 일반환자, 중증환자, 경증환자 모두 동일하게 나타났다고 보고하였다.

나. 코로나19 시기의 의료이용 형평성

감염병 시기의 의료이용의 형평성을 다룬 연구는 매우 부족한 실정이며 코로나19 상황의 수평적 형평성에 관한 연구는 다음과 같다.

Davillas 와 Jones(2020)는 영국의 UKHLS(UK Household Longitudinal Study) 자료원을 이용하여 첫 번째 웨이브 기간 동안 미충족 의료와 의료이용의 수평적 형평성을 분석하였다. 그 결과 외래 및 입원진료에 대한 미충족 의료는 가장 뚜렷하게 낮으나 일차 의료(GP진료, 비처방 약품 등)에서는 미충족 의료가 적게 나타났다. 또한 시간이 지남에 따라 미충족 의료는 감소하였는데 이는 첫 번째 웨이브 초기 감염이 심각했던 시기에 높게 나타난 결과로 감염 위험이 감소하고 봉쇄조치가 완화되면서 감소한 것으로 보인다. 한편, 수평적 형평성을 살펴보면 외래 및 입원 진료에서는 차이가 없었지만 일차 의료에서는 고소득층의 의료이용이 많은 것으로 나타났으며 그 양상은 시간이 지남에 따라 감소하였다. 또한 개인의 지불능력과 관련된 일반의약품(Over the counter medicines) 구매 등 서비스에서는 고소득층의 이용이 많은 것으로 나타났다.

González-Touya et al.(2021)은 SHARE(Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe) 자료를 이용해 26개 유럽 국가들의 50세 이상 노인을 대상으로 치료 지연(Postponed care)과 치료 거부(Denied care)로 인한 미충족 의료의 소득관련 불평등과 수평적 형평성 정도를 확인하였다. 그 결과 일부 국가에서만 소득에 따른 미충족 의료 불평등이 발견되었는데 치료 지연으로 인한 미충족 의료는 스웨덴, 그리스, 에스토니아에서 치료 거부의 경우는 이탈리아, 그리스, 폴란드에서 나타났다. 수평적 형평성 측면에서는 이탈리아, 그리스, 폴란드에서 치료 거부로 인한 미충족 의료는 저소득층에 집중되어 있는 것으로 나타난 반면 이탈리아, 에스토니아, 루마니아의 치료 지연으로 인한 미충족 의료는 고소득층에 집중되어있는 것으로 나타났다.

Ⅲ. 연구방법

1. 자료원 및 연구대상

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단에서 공동으로 수집한 한국의료패널 2기(2019~2020) 연간데이터(β -version)를 활용하였다. 한국의료패널은 의료서비스 이용과 의료비 지출 및 재원에 영향을 미치는 요인들을 중심으로 가구와 가구원의 의료이용에 영향을 미치는 사회경제적 요인, 의료이용 형태 등을 포괄하고 있어 의료이용의 형평성을 파악하기 위한 적합한 자료이다.

2019~2020년 한국의료패널은 2019년 14,714명, 2020년 13,530명을 대상으로 조사가 이루어졌으며 본 연구에서는 20세 이상의 성인만을 분석대상에 포함시켜 2019년 12,282명, 2020년 11,346명을 분석 대상으로 하였다.

2. 분석방법

가. 코로나19로 인한 의료이용의 수평적 형평성 변화(연구 1)

의료이용의 형평성은 사회경제적 요인에 상관없이 동등한 의료필요에 따른 동등한 의료이용(equal treatment for equal needs)을 보장하는 수평적 형평성(horizontal equity)과 의료필요가 큰 사람들에게는 더 많은 의료서비스를 제공해야한다는 수직적 형평성(vertical equity)으로 구분된다(Culyer & Wagstaff, 1993). 두 형평성 지표 모두 형평성 달성의 목적을 갖지만 가장 필요한 곳에 의료자원을 공급하여 건강상태를 개선시키는 목표의 수평적 형평성이 의료이용의 형평성을 평가하는 최적의 지표로 여겨진다(이용재 & 박창우, 2011).

수평적 형평성을 나타내는 지표는 집중지수, Le Grand 지수, Hlww 지수 등이 있으며 <표 1>과 같이 정리할 수 있다.

<표 1> 의료이용 수평적 형평성 지표

의료이용 형평성 지표	측정 방법	특징
집중지수	소득계층별 의료이용 계량화	- 소득에 따른 의료이용 불평등의 척도로써는 적합하지만 의료이용의 형평성을 측정하는 지표는 아님
Le Grand 지수	$HILG = C_m - C_h$ C_m : 의료이용 집중지수 C_h : 건강상태 집중지수	- 의료필요 측면에서 건강상태 변수들의 구체적인 측면을 파악할 수 있음 - 질환을 보고한 사람만 보건의료서비스를 사용한다고 가정함 - 인구학적 특성에 따라 의료이용 다르지 않다고 가정함
HIwv 지수	$HI_{wv} = C_m - C_n$ C_m : 실제의료이용 집중지수 C_n : 의료이용 필요를 보정한 기대의료이용의 집중지수	- 단일한 수치로 형평성 정도를 제시함 - 아프지 않은 사람 등 비환자(non-sick)의 의료이용, 인구학적 특성 차이 반영함 - 의료필요에 포함되는 각각 요소들의 구체적인 파악 어려움

자료 : 최병호 외(2004), 김진구(2011)

본 연구에서는 집중지수와 HIwv 지수를 활용하여 의료이용의 수평적 형평성을 측정했다. 집중지수는 가로축은 인구집단의 누적적인 사회계층 분포, 세로축은 의료이용의 누적적인 점유율로 그려진 집중곡선과 평등선(45도 선)사이 면적의 두 배에 해당하며 다음과 같은 수식으로 산출된다.

$$2\sigma_r^2\left(\frac{h_i}{\mu}\right) = \alpha + \beta r_i + \epsilon_{ir}$$

본 수식에서 h_i 는 의료이용량, μ 는 의료이용량의 평균, r_i 는 개인의 소득의 fractional rank, σ_r^2 은 r_i 의 분산을 의미하며, 이 때 β 값이 집중지수 값을 의미한다. 집중지수는 -1부터 1 사이의 값을 가지며 0일 경우에는 의료이용의 불평등이 없다고 해석한다. 집중지수가 양의 값을 갖는 경우에는 고소득층에게 유리한 불평등(pro-rich), 즉 소득이 높은 계층의 의료서비스 이용이 높다는 것을 의미하며 반대로 음의 값을 갖는 경우에는 저소득층에 유리한 불평등(pro-poor), 소득이 낮은 계층이 의료서비스 이용이 많다는 것을 의미한다.

HIwv 지수는 Wagstaff와 van Doorslaer(2000)가 제안한 지표로 실제 의료이용량의 집중지수에서 필요를 보정한 의료이용의 집중지수의 차이로 산출된다.

$$HI_{wv} = 2 \int_0^1 [L_n(R) - L_M(R)]dR = C_m - C_n$$

본 수식에서 C_m 은 실제 의료이용의 집중지수, C_n 은 의료필요를 보정한 의료이용의 집중지수를 의미한다. HIIwv 지수는 -2와 2 사이의 값을 가지며 양의 값을 가진 경우 의료필요를 고려하더라도 고소득층에 유리한 불형평(pro-rich), 고소득층의 의료이용이 많다는 것을 의미하며 음의 값은 저소득층에게 유리한 불형평(pro-poor)으로 의료 필요를 보정하더라도 저소득층이 의료를 더 많이 이용한다는 것을 의미한다.

나. 코로나19 유행이 의료이용에 미친 영향(연구 2)

코로나19 유행으로 인한 의료이용 변화가 소득분위별로 다르게 나타났는지 확인하기 위한 분석방법으로 패널 회귀분석을 활용하였다. 패널 회귀분석은 관측되지 않는 개인의 특성과 의료이용 관련 종속변수와의 내생성 문제(endogenous problem)를 해결하는데 장점이 있는 분석 방법이다. 본 연구에서는 2019년, 2020년의 2개년 자료를 활용하였으므로 전체 관측치 중 반복적으로 측정된 응답자 개인 고정 효과를 분석모형에 포함하였다.

본 연구의 분석모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Year_{it} + \beta_2 Year * Income_{it} + \beta' COVs_{it} + u_i + \epsilon_{it}$$

Y_{it} 는 종속변수로 조사 대상 i 의 t 시점의 의료이용(의료이용 여부, 입내원일수, 의료비지출) 관측치를 의미한다. β_0 는 상수항, β_1 은 시간 고정효과, β_2 는 코로나19 유행시작 전후(19년, 20년)에 대한 시간 더미 변수와 소득분위의 상호작용 추정치이다. β' 는 통제변수의 추정치를 의미하며 통제변수로는 성별, 거주 지역, 만성질환 개수, 연령, 연령2, 혼인상태, 교육수준, 의료보장 형태, 민간보험가입 여부, 경제활동 여부, 장애 여부를 고려하였다. 관측되지 않는 개인의 특성을 반영하고자 개인 고정효과(u_i)를 포함하였고, ϵ_{it} 는 오차항을 의미한다. 분석을 위한 모형으로 의료이용 여부에는 기본적으로 고정효과를 포함한 패널 선형확률모형(Linear Probability Model, LPM)을 적용하였고 추가적으로 Pooled Logit을 통한 추정치도 함께 제시하였다.

입내원일수와 의료비 지출의 경우 종속변수에 1을 더한 후 자연로그 변환한 값 $\log(y+1)$ 을 종속변수로 하여 개인 고정효과를 포함한 panel OLS 분석을 수행하였다.¹⁾ 한편, 의료비지출과 같이 0의 값을 가지는 관측치가 다수 포함된 종속변수를 분석하는 방법은 2-part 모형, Tobit 모형, Heckman selection 모형 등을 활용하는 것이 일반적이다. 따라서 본 연구에서는 종속변수에 +1을 더하여 로그를 취하여 panel OLS 분석을 기본 분석으로 수행하고 종속변수 0을 기준으로 좌측 절단을 고려한 확률효과 패널 Tobit 분석을 추가적으로 수행하였다.

1) 의료이용이 없어 입내원일수 및 의료비지출이 0의 값을 가지게 되면 로그 변환시 분석에서 결측값을 생성하므로 분석에서 제외되는 것을 방지하고자 일괄적으로 +1을 적용하였다.

다. 분석 변수

분석을 위해 활용된 변수 및 정의는 <표 2>와 같다. HIWV 지수 산출을 위한 지불 능력은 소득의 경우 과소 보고할 가능성이 있어 한국의료패널에서 제공하는 가구소비지출을 이용하였으며 가구 소비지출금액을 가구원 수의 제곱근으로 산출하여 로그 변환한 균등화 가구소비지출을 활용하였다. 기대 의료이용을 산출하기 위한 의료필요 요인은 성별, 만성질환 개수, 주관적 건강상태, 연령으로 설정하였으며 비 필요요인은 혼인상태, 교육수준, 의료보장 형태, 민간보험가입 여부, 경제활동 여부를 사용하였다. 종속변수는 2019년, 2020년 1년간 외래, 입원, 외래서비스의 의료이용 여부, 입내원일수, 의료비 지출이다. 의료이용 여부는 한 번 이상 의료서비스를 이용할 경우 의료이용을 한 것으로 측정하였으며 입내원일수는 한 해 동안 이용한 응급의료일수, 입원일수, 외래일수로 정의하였다. 의료비는 응급의료비, 입원의료비, 외래의료비를 나누어 산출하였으며 이 때 외래의료비는 외래수납금액과 처방조제금액을 합산하여 활용하였다.

분석의 통계패키지는 SAS software 9.4.버전, STATA 17.0버전을 이용하였다.

<표 2> 연구에서 활용된 변수 목록

변수	구분	변수설명	활용	
			연구 1	연구 2
의료이용 여부	전체 의료서비스	2019, 2020년 1년 간 전체 의료서비스 이용 여부	✓	✓
	응급	2019, 2020년 1년 간 응급 의료서비스 이용 여부	✓	✓
	입원	2019, 2020년 1년 간 입원 의료서비스 이용 여부	✓	✓
	외래	2019, 2020년 1년 간 외래 의료서비스 이용 여부	✓	✓
입내원일수	전체 의료서비스	2019, 2020년 1년 간 이용한 전체 의료서비스 일수	✓	✓
	응급	2019, 2020년 1년 간 이용한 응급 의료서비스 일수	✓	✓
	입원	2019, 2020년 1년 간 이용한 입원 의료서비스 일수	✓	✓
	외래	2019, 2020년 1년 간 이용한 외래 의료서비스 일수	✓	✓
의료비	전체 의료서비스	2019, 2020년 1년 간 지불한 전체 의료비	✓	✓
	응급	2019, 2020년 1년 간 지불한 응급 의료비	✓	✓
	입원	2019, 2020년 1년 간 지불한 입원 의료비	✓	✓
	외래	2019, 2020년 1년 간 지불한 외래 의료비	✓	✓
가구소비지출		$\log(\text{가구소비지출} / \sqrt{\text{가구원수}})$	✓	
필요 (need)	성별	남자, 여자	✓	✓
	만성질환 개수	연속형	✓	
		없음, 1개, 2개 이상		✓
	주관적 건강상태	좋음, 나쁨	✓	
연령	연속형		✓	✓
	연령 ²			✓
비필요 (non-need)	혼인상태	배우자 있음, 없음	✓	✓
	교육수준	중학교 졸업, 고등학교 졸업, 대학교 졸업 이상	✓	✓
	의료보장 형태	건강보험 가입자, 의료급여 및 기타	✓	✓
	민간보험	민간보험 가입 여부	✓	✓
	경제활동	경제활동 여부	✓	✓
통제변수	장애	장애 여부		✓
	거주 지역	수도권, 비수도권		✓

IV. 연구결과

1. 기초 통계

가. 연구대상자의 일반적 특성

연구대상자의 일반적 특성은 <표3>과 같다. 성비의 경우 2019년에는 남성이 45.6%, 여성이 54.4%. 2020년에는 남성이 45.5%, 여성이 54.5%로 여성의 비율이 더 높았으며 평균 연령은 2019년도는 56.47세, 2020년도 평균 57.48세로 나타났다. 교육수준의 경우 2019년도에는 중학교 졸업 이하 36.0%, 고등학교 졸업의 경우 30.0%, 대학교 재학 이상이 34.0%의 분포를 보였으며 2020년도에는 중학교 졸업 이하가 36.6%, 고등학교 졸업이 29.7%, 대학교 재학 이상이 33.7%로 나타났다. 혼인 상태는 2019년도에 배우자 있음이 71.2%, 배우자 없음이 28.8%로 나타났고 2020년도의 경우 배우자 있음이 70.0%, 배우자 없음이 30.0%로 나타났다. 경제활동 참여 상태의 경우 2019년도에는 경제활동 중일 경우가 57.1%, 비경제활동 중일 경우가 42.9%, 2020년에는 경제활동 중은 57.5%, 비경제활동 중은 42.5%로 나타났다. 의료보장 형태의 경우 2019년 건강보험가입자는 96.0%, 의료급여 및 기타 가입자는 4.0%이며, 2020년 건강보험가입자는 95.7%, 의료급여 및 기타 가입자 4.35%로 대부분의 사람들이 건강보험가입자인 것을 확인했다. 민간보험에 1개 이상 가입한 가구원은 2019년엔 전체의 70.3%, 2020년에는 전체의 71.0%를 차지하고 있으며, 주관적 건강상태의 경우 2019년에 좋음이 82.1%, 좋지 않음 17.9%, 2020년의 경우 좋음이 80.8%, 좋지 않음이 19.2%로 나타났다. 거주지역의 경우 2019년 수도권 거주자는 28.1%, 광역시 거주자는 26.0%, 그 외 지역은 45.9%였으며 2020년은 수도권 거주자는 27.3%, 광역시 거주자는 26.0%, 기타는 46.7%로 나타났으며 만성질환 개수는 2019년은 평균 1.0개, 2020년은 평균 1.09개를 보유하고 있었다.

<표 3> 연구대상자의 일반적 특성

변수	2019년		2020년	
	n	(%)	n	(%)
전체	12,282	(100)	11,346	(100)
성별	남자	5,603 (45.6)	5,160 (45.5)	
	여자	6,679 (54.4)	6,186 (54.5)	
연령	Mean±SD	56.47±16.67세	57.48±16.92세	
	Median (1Q, 3Q)	59세 (44, 70)	60세 (45, 71)	
혼인상태	배우자 있음	8,741 (71.2)	7,938 (70.0)	
	배우자 없음	3,541 (28.8)	3,408 (30.0)	
교육수준	중졸 이하	4,418 (36.0)	4,151 (36.6)	

변수	2019년		2020년	
	n	(%)	n	(%)
경제활동 유무	고졸 이하	3,678 (30.0)	3,368 (29.7)	
	대학 이상	4,186 (34.0)	3,827 (33.7)	
	비경제활동 중	5,266 (42.9)	4,820 (42.5)	
	경제활동 중	7,016 (57.1)	6,526 (57.5)	
의료보장 형태	건강보험가입자	11,792 (96.0)	10,852 (95.7)	
	의료급여 및 기타	490 (4.0)	494 (4.35)	
민간보험 가입여부	가입	8,631 (70.3)	8,058 (71.0)	
	미가입	3,651 (29.7)	3,288 (29.0)	
주관적 건강상태	좋음	9,469 (82.1)	8,490 (80.8)	
	나쁨	2,068 (17.9)	2,019 (19.2)	
거주 지역	수도권	3,456 (28.1)	3,095 (27.3)	
	광역시	3,188 (26.0)	2,954 (26.0)	
	그 외 지역	5,638 (45.9)	5,297 (46.7)	
만성질환 개수	Mean±SD	1.00±1.01개	1.09±1.28개	
	Median (1Q, 3Q)	1개(0,2)	1개(0,2)	

SD, standard deviation; Q, Quartile;

나. 소득수준별 의료이용

코로나19 유행 전후의 소득수준별 의료이용 현황은 <표 4>와 같다. 전체 의료서비스의 의료이용 현황을 살펴보면 한 번 이상 의료서비스를 이용한 확률은 2019년에는 소득 1-2분위는 89.35%, 소득 3-5분위는 83.27%, 2020년에는 소득 1-2분위는 91.47%, 소득 3-5분위는 86.45%로 전체 의료서비스 이용이 증가했다. 외래로 인한 내원일수와 재원일수를 합친 값을 의미하는 내원일수는 소득 1-2분위가 소득 3-5분위보다 더 많이 이용하는 것으로 나타났다. 2020년 내원일수 평균은 소득 1-2분위는 28.77일로 전년도에 비해 2.28일 증가하였고 소득 3-5분위는 17.00일로 전년도에 비해 0.84일 증가했다. 의료비지출의 경우 2020년에 소득 1-2분위는 평균 955,788원으로 79,153원 증가했으며 소득 3-5분위는 907,528원으로 142,159원 증가한 것으로 나타났다.

외래서비스의 의료이용 현황을 살펴보면 외래방문확률은 2019년에는 소득 1-2분위는 88.93%, 소득 3-5분위는 82.87%, 2020년에는 소득 1-2분위는 91.11%, 소득 3-5분위는 86.05%로 의료이용이 증가하였다. 외래로 인한 내원일수는 소득 1-2분위는 2020년 평균이 25.06일로 2019년에 비해 1.83일 증가하였고 소득 3-5분위는 15.19일로 전년도보다 1.21일 증가하였다. 의료비지출을 살펴보면 소득 1-2분위는 2020년 평균 671,247원으로 51,736원 증가했으며 소득 3-5분위는 660,845원으로 106,481원 증가해 소득 3-5분위에서 코로나19 이후 의료비 지출이 더 많이 증가하였다.

입원서비스의 경우 입원이용확률은 2019년에 소득 1-2분위는 14.93%, 소득 3-5분위는 15.86%, 2020년에는 소득 1-2분위는 10.11%, 소득 3-5분위는 11.34%로 입원이용이 감소하였다. 입원으로 인한 재원일수 평균은 2020년에 소득 1-2분위는 3.61일로 2019년 3.15일에 비해 증가하는 것으로 나타난 반면, 소득 3-5분위는 1.73일로 전년도 재원일수인 2.10일에 비해 소폭 감소하였다. 의료비지출의 경우 2020년에 소득 1-2분위가 277,721원으로 29,683원 증가했으며 소득 3-5분위는 240,540원으로 36,412원 증가하였다.

응급서비스 의료이용은 이용확률의 경우 2019년에 소득 1-2분위는 8.31%, 소득 3-5분위는 6.29%, 2020년에는 소득 1-2분위는 7.48%, 소득 3-5분위는 6.08%로 2020년 이용확률은 2019년에 비해 소폭 감소하였다. 응급 방문일수는 코로나19 발생 전후 소득 5분위 모두 비슷한 수준으로 나타났다. 의료비지출의 경우 2019년 소득 1-2분위는 평균 지출이 9,087원, 소득 3-5분위는 6,517원, 2020년에는 소득 1-2분위는 6,821원, 소득 3-5분위는 6,143원을 지출해 코로나19 발생 이후 지출한 응급의료비는 감소했으며 소득 1-2분위에서 더 큰 감소폭을 보였다.

〈표 4〉 소득수준별 의료이용

변수		2019년(코로나19 이전)	2020년(코로나19 유행)
전체			
의료이용확률	소득 1-2분위	0.894	0.915
	소득 3-5분위	0.833	0.865
평균 입내원일수(일)	소득 1-2분위	26.49±33.87	28.77±37.11
	소득 3-5분위	16.16±27.00	17.00±24.86
평균 의료비지출(원)	소득 1-2분위	876,635±1,585,952	955,788±1,642,676
	소득 3-5분위	765,009±1,581,558	907,528±1,774,006
외래			
외래 방문 확률	소득 1-2분위	0.889	0.911
	소득 3-5분위	0.829	0.861
평균 방문일수(일)	소득 1-2분위	23.23±28.05	25.06±30.64
	소득 3-5분위	13.98±19.87	15.19±20.20
평균 외래 의료비지출(원)	소득 1-2분위	619,511±920,352	671,247±997,770
	소득 3-5분위	554,364±944,019	660,845±1,116,952
입원			
입원 이용 확률	소득 1-2분위	0.149	0.101
	소득 3-5분위	0.159	0.113
평균 재원일수(일)	소득 1-2분위	3.15±17.50	3.61±19.77
	소득 3-5분위	2.10±17.09	1.73±12.65

변수		2019년(코로나19 이전)	2020년(코로나19 유행)
평균 입원 의료비지출(원)	소득 1-2분위	248,038±1,184,761	277,721±1,174,048
	소득 3-5분위	204,128±1,143,584	240,540±1,208,114
응급			
응급 이용 확률	소득 1-2분위	0.083	0.075
	소득 3-5분위	0.063	0.061
평균 방문일수(일)	소득 1-2분위	0.12±0.49	0.11±0.44
	소득 3-5분위	0.08±0.36	0.08±0.37
평균 응급 의료비지출(원)	소득 1-2분위	9,087±68,410	6,821±43,448
	소득 3-5분위	6,517±44,875	6,143±42,123

SD, standard deviation;

2. 의료이용의 수평적 형평성(HIwv Index)

가. 수평적 형평성

2019년도와 2020년의 의료서비스 이용 여부, 입내원일수, 의료비지출 수평적 형평성 지수는 <표 5>와 같다. 의료이용 여부의 경우 2019년, 2020년 모두 전체 의료서비스에서 실제 의료이용과 필요(need)를 보정한 의료이용 여부의 수평적 형평성 지수가 모두 음의 값을 가져 저소득층에게 유리한 불형평이 존재했으며 2020년의 수평적 형평성 지수는 2019년에 비해 0.003만큼 증가하였다. 전체 의료서비스를 세분화한 응급의료, 입원의료, 외래의료도 전체 의료서비스와 같이 실제 의료이용과 수평적 형평성 모두 음의 값으로 저소득층에게 유리한 불형평을 보였으며 2019년에 비해 2020년에 증가하였다.

입내원 일수는 의료이용 여부와 마찬가지로 전체 의료서비스에서 실제 의료이용과 형평성 지수 모두 음의 값으로 저소득층에게 유리한 불형평을 나타내며 2020년도의 형평성 지수가 2019년도 형평성 지수에 비해 증가하였다. 형평성 지수의 변화를 의료서비스별로 살펴보면 입원의료에서 증가폭이 적게 나타났으며 응급의료에서 증가폭이 크게 나타났다.

의료비 지출의 경우도 전체의료서비스, 응급 의료, 입원 의료, 외래 의료 전체에 실제 의료이용의 집중지수와 수평적 형평성 지수가 음의 값으로 저소득층의 의료비 지출이 많은 것으로 나타났다. 또한 2020년 형평성 지수가 2019년에 비해 증가하는 것으로 보아 형평성 측면에서 2020년도에는 2019년보다 저소득층의 의료비 지출은 감소했지만 여전히 저소득층에서 의료비 지출이 많다고 볼 수 있다.

〈표 5〉 수평적 형평성

	의료이용 여부			입내원일수			의료비		
	2019	2020	△	2019	2020	△	2019	2020	△
전체 의료서비스									
Actual	-0.01	-0.007		-0.161	-0.144		-0.019	-0.004	
Need	0.011	0.022		-0.015	-0.015		0.027	0.034	
Hiwv	-0.032	-0.029	+0.003	-0.147	-0.129	+0.017	-0.046	-0.038	+0.008
외래 의료									
Actual	-0.021	-0.007		-0.158	-0.137		-0.018	-0.003	
Need	0.011	0.022		-0.015	-0.013		0.028	0.035	
Hiwv	-0.032	-0.029	+0.004	-0.143	-0.125	+0.018	-0.046	-0.038	+0.008
입원 의료									
Actual	-0.110	-0.093		-0.191	-0.217		-0.089	-0.087	
Need	0.024	-0.009		-0.010	-0.040		0.051	0.000	
Hiwv	-0.134	-0.083	+0.051	-0.181	-0.178	+0.003	-0.140	-0.087	+0.052
응급 의료									
Actual	-0.110	-0.065		-0.132	-0.094		-0.075	-0.020	
Need	-0.035	-0.015		-0.027	-0.034		-0.027	0.003	
Hiwv	-0.075	-0.050	+0.025	-0.105	-0.061	+0.044	-0.048	-0.024	+0.024

나. 하위군 분석

의료이용의 형평성이 성별, 연령, 거주 지역에 따라 차이가 있는지 확인하기 위해 하위군 분석을 실행했으며 분석 결과는 다음과 같다. 하위군 분석은 전체 의료서비스 이용에 관한 분석만 시행하였다.

성별 의료이용의 형평성은 〈표 6〉과 같다. 남성, 여성 모두 수평적 형평성 지수가 음의 값으로 저소득층에게 유리한 불형평을 보였다. 다만, 2019년과 2020년의 형평성 변화를 살펴보면 남성과 여성 모두 2019년에 비해 2020년에 형평성 지수가 증가하였으며 의료이용 여부와 의료비는 남성에서 입내원일수의 경우 여성에서 증가폭이 더 컸다.

〈표 6〉 성별 의료이용의 형평성

	의료이용 여부			입내원일수			의료비		
	2019	2020	△	2019	2020	△	2019	2020	△
남성									
Actual	-0.017	-0.001		-0.181	-0.164		-0.013	0.004	
Need	0.009	0.022		-0.048	-0.041		0.026	0.035	
Hiwv	-0.027	-0.023	+0.004	-0.133	-0.123	+0.010	-0.039	-0.031	+0.008
여성									
Actual	-0.021	-0.010		-0.138	-0.123		-0.018	-0.006	
Need	0.010	0.019		0.010	0.003		0.026	0.032	
Hiwv	-0.030	-0.030	+0.001	-0.148	-0.125	+0.023	-0.044	-0.038	+0.006

연령별 의료이용의 형평성은 <표 7>과 같다. 20대의 경우 2019년, 2020년 실제 의료이용 여부는 고소득층에게 유리한 불형평을 나타냈다. 필요를 보정한 수평적 형평성의 경우 2019년에는 저소득층에게 집중되어 있었으며 2020년에는 여전히 고소득층에게 집중되어 있어 2020년에 형평성 지수가 증가하였다. 입내원일수는 2019년과 2020년의 실제 의료이용일수와 형평성 지수 모두 음의 값으로 저소득층에 집중되어 있으나 2020년에 증가폭이 크게 나타나 0에 가까워졌다. 의료비지출의 경우 실제 의료이용은 양의 값을 나타내고 있으나 형평성 지수는 음의 값을 나타내었으며 2019년과 2020년 사이에는 큰 변화는 없는 것으로 나타났다. 30대의 경우 실제 의료이용 여부는 2019년에는 음의 값, 2020년에는 양의 값을 나타냈으나 수평적 형평성 지수는 음의 값으로 모두 저소득층에 유리한 불형평이 존재했으며 두 년도 사이에 차이는 없었다. 입내원일수의 실제의료이용과 형평성지수는 의료이용 여부와 동일하게 나타났지만 2020년 수평적 지수는 2019년에 비해 소폭 증가하는 것으로 나타났다. 의료비의 경우 두 년도 모두 실제의료이용은 양의 값을 나타냈지만 형평성 지수의 경우 2019년에는 음의 값, 2020년에는 양의 값을 나타내어 2020년에 형평성 지수가 증가함에 따라 고소득층에 유리한 불형평이 나타났다. 40대는 실제의료이용 여부와 의료비 지출에서 모두 양의 값을 갖지만 수평적 형평성 지수는 2019년에는 양의 값을, 2020년에는 음의 값을 가져 2020년에 음의 방향으로 증가하는 것을 확인할 수 있다. 입내원일수는 2019년, 2020년 모두 형평성지수가 음의 값으로 나타나 저소득층에게 유리한 불형평이 존재하였으나 2020년에는 2019년에 비해 증가하였다. 의료비지출의 경우는 2019년 형평성 지수는 양의 값이었으나 2020년에는 음의 값을 나타내 2020년에는 저소득층에서 의료비 지출 부담이 더 커졌다고 볼 수 있다. 50대의 경우는 의료이용 여부, 입내원일수, 의료비의 수평적 형평성이 음의 값으로 나타나 저소득층에 집중되어 있었으며 2019년에 비해 2020년에 증가함을 확인하였다. 60대도 마찬가지로 수평적 형평성이 모두 음의 값으로 저소득층에 유리한 불형평을 나타냈으나 연도별 변화를 살펴보면 입내원일수에서는 2020년에 지수가 음의 방향으로 증가하였으며 의료이용 여부와 의료비는 모두 2020년에 양의 방향으로 증가하였다. 70대 이상은 두 년도의 형평성 지수가 저소득층에게 유리한 불평등을 보였으며 의료이용여부와 의료비지출 증가하는 것으로 나타났으나 증가폭이 매우 적었다. 또한 2019년 입내원일수의 형평성 지수는 -0.001로 0에 가까운 지수였으나 2020년도에는 감소하는 것으로 나타났다.

요약하면, 의료이용의 경우 20대와 50대 이상에서 2019년에 비해 2020년 형평성 지수가 증가하였고 20대에서 증가폭이 가장 크게 나타났으나 그 외의 연령대에서는 증가폭이 적었다. 또한 40대의 경우는 음의 방향으로 증가해 2020년에는 형평성 지수가 감소하는 것으로 나타났다. 입내원일수의 수평적 형평성은 20대-50대에서 2020년에 증가했으며 증가폭은 20대에서 가장 컸고 30대에서 증가폭이 매우 적어 변화가 크지 않은 수준이었다. 한편, 60대 이상에서는 2020년 입내원일수의 형평성 지수가 2019년에 비해 감소하였다. 의료비 지출의 형평성 지수는 20대, 70대 이상은 2019년과 2020년 사이에 변화가 거의 없었으며 40대에서는 2020년도에 2019년에 비해 감소했고 30대, 50-60대에서는 증가하는 것으로 나타났다.

<표 7> 연령별 의료이용의 형평성

	의료이용 여부			입내원일수			의료비		
	2019	2020	△	2019	2020	△	2019	2020	△
20-29									
Actual	0.003	0.017		-0.003	-0.011		0.017	0.017	
Need	0.012	0.012		0.043	-0.008		0.028	0.027	

Hiwv	-0.008	0.004	+0.013	-0.046	-0.003	+0.043	-0.011	-0.010	0.000
30-39									
Actual	-0.004	0.030		-0.010	0.047		0.001	0.019	
Need	0.001	0.036		0.021	0.075		0.011	0.016	
Hiwv	-0.006	-0.006	0.000	-0.031	-0.029	+0.002	-0.010	0.003	+0.014
40-49									
Actual	0.011	0.026		-0.037	0.008		0.021	0.042	
Need	0.008	0.029		0.008	0.027		0.020	0.045	
Hiwv	0.003	-0.003	-0.006	-0.046	-0.019	+0.027	0.001	-0.004	-0.005
50-59									
Actual	0.007	0.013		-0.043	-0.054		0.019	0.025	
Need	0.020	0.021		0.017	-0.010		0.037	0.036	
Hiwv	-0.013	-0.008	+0.005	-0.060	-0.045	+0.016	-0.018	-0.011	+0.007
60-69									
Actual	-0.005	-0.007		-0.081	-0.081		0.007	0.002	
Need	0.004	-0.002		-0.032	-0.027		0.022	0.013	
Hiwv	-0.009	-0.005	+0.004	-0.049	-0.054	-0.006	-0.015	-0.010	+0.005
70+									
Actual	-0.004	-0.002		0.002	-0.008		0.008	0.011	
Need	0.001	0.001		0.003	0.006		0.017	0.019	
Hiwv	-0.005	-0.002	+0.003	-0.001	-0.013	-0.012	-0.009	-0.008	+0.001

지역별 의료이용의 형평성은 첫 번째로 수도권, 비수도권을 나누어서 살펴보았으며 그 결과는 <표8>과 같다. 수도권과 비수도권에서 모두 2019년도와 2020년에 수평적 형평성 지수가 저소득층에 집중되어 있었으나 2020년의 지수가 2019년보다 모두 증가하는 것으로 나타났다. 증가폭은 수도권의 입내원일수에서 가장 크게 나타났으며 그 외에는 비슷한 수준으로 증가하였다.

<표 8> 지역별 의료이용의 형평성1

	의료이용 여부			입내원일수			의료비		
	2019	2020	△	2019	2020	△	2019	2020	△
수도권									
Actual	-0.019	0.000		-0.131	-0.105		-0.014	0.006	
Need	0.006	0.023		-0.015	-0.011		0.024	0.036	
Hiwv	-0.025	-0.023	+0.002	-0.116	-0.094	+0.022	-0.037	-0.030	+0.007
비수도권									
Actual	-0.024	-0.016		-0.179	-0.173		-0.024	-0.015	
Need	0.014	0.018		-0.015	-0.015		0.028	0.030	
Hiwv	-0.038	-0.034	+0.004	-0.164	-0.158	+0.006	-0.052	-0.045	+0.007

두 번째로는 서울시와 광역시를 분류해 수평적 형평성 지수를 산출했으며 그 결과는 <표 9>에 제시하였다. 분석 결과 의료이용 여부, 입내원일수, 의료비 지출의 형평성 지수 모두 저소득층에 집중되어 있으나 지역별로 변화가 상이하게 나타났다. 서울, 대구, 울산의 경우 의료이용 여부, 입내원일수의

2020년 형평성 지수는 2019년에 비해 모두 양의 방향으로 증가해 저소득층에게 불리하게 작용했음을 알 수 있다. 특히, 대구에서 형평성 지수 변화가 다른 지역들에 비해 가장 증가폭이 큰 것으로 나타났다. 인천은 의료이용 여부와 의료비는 음의 값으로 증가하였으며 입내원일수는 변화가 없었다. 부산의 경우 입내원일수와 의료비는 양의 방향으로 증가하는 것으로 나타났으나 의료이용 여부에서는 음의 방향으로 증가하였다. 광주는 형평성 지수가 2020년에 모두 음의 방향으로 증가하였으며 대전은 2020년 의료비 지출의 경우 형평성지수가 2019년에 비해 양의 방향으로 증가하였으나 의료이용 여부와 입내원일수는 음의 방향으로 증가하였다.

〈표 9〉 지역별 의료이용의 형평성2

	의료이용 여부			입내원일수			의료비		
	2019	2020	△	2019	2020	△	2019	2020	△
서울									
Actual	-0.019	-0.002		-0.134	-0.115		-0.008	0.006	
Need	0.004	0.014		-0.017	-0.016		0.031	0.031	
Hiwv	-0.023	-0.016	+0.007	-0.117	-0.099	+0.018	-0.039	-0.024	+0.015
인천									
Actual	-0.003	-0.011		-0.123	-0.158		0.005	-0.002	
Need	0.027	0.031		0.007	-0.027		0.044	0.046	
Hiwv	-0.030	-0.042	-0.013	-0.130	-0.130	0.000	-0.039	-0.049	-0.010
부산									
Actual	-0.009	0.004		-0.205	-0.173		-0.007	0.007	
Need	0.022	0.041		-0.022	-0.020		0.041	0.051	
Hiwv	-0.030	-0.037	-0.007	-0.183	-0.152	+0.031	-0.048	-0.044	+0.004
대구									
Actual	-0.026	0.009		-0.216	-0.159		-0.029	0.011	
Need	0.005	0.020		-0.030	-0.017		0.012	0.030	
Hiwv	-0.031	-0.011	+0.020	-0.187	-0.142	+0.045	-0.041	-0.018	+0.023
광주									
Actual	-0.045	-0.033		-0.153	-0.236		-0.023	-0.027	
Need	-0.006	0.006		0.028	-0.031		0.031	0.031	
Hiwv	-0.038	-0.039	-0.001	-0.181	-0.205	-0.024	-0.055	-0.057	-0.002
대전									
Actual	-0.004	-0.006		-0.064	-0.137		0.016	0.004	
Need	0.019	0.021		0.018	-0.048		0.052	0.037	
Hiwv	-0.023	-0.027	-0.004	-0.082	-0.089	-0.007	-0.036	-0.033	+0.002
울산									
Actual	0.014	0.016		-0.113	-0.064		0.014	0.012	
Need	0.064	0.057		0.052	0.083		0.075	0.069	
Hiwv	-0.049	-0.041	+0.008	-0.165	-0.147	+0.018	-0.061	-0.057	+0.004

3. 의료이용에 미친 영향: 소득 및 코로나19 유행 상황을 중심으로

코로나 19 유행이 의료이용에 미친 영향을 확인하기 위하여 패널회귀분석(Panel analysis)을 적용하였으며, 코로나 19 유행 전후로 소득수준에 따른 의료이용의 변화를 중점적으로 살펴보았다. 코로나 19로 인한 영향이 전체 의료서비스에 미친 영향은 <표 10>과 같으며, 전체 의료서비스를 세부적으로 외래, 입원, 응급 의료서비스로 분류하여 살펴본 결과는 <표 11>, <표 12>, <표 13>에 제시하였다.

전반적으로 분석결과에서는 코로나19 유행, 소득분위, 코로나19 유행과 소득의 상호작용항 모두 의료이용에 미치는 영향이 유의하지 않았다. 다만, 코로나19 유행은 전년도에 비해 의료비지출이 2019년보다 통계적으로 유의하게 증가한 것을 확인할 수 있었다(OLS/fe : p-value<0.01, Tobit/re : p-value=0.034). 또한 의료서비스 이용 여부에서는 3분위를 준거집단으로 하였을 때, 4분위에서 2020년에 의료이용이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다(Pooled Logit : p-value = 0.046).

<표 10> 전체 의료 서비스에 미친 영향

	의료서비스 이용 여부		ln(입내원일수+1)		ln(의료비지출+1)	
	LPM/fe	Pooled Logit	OLS/fe	Tobit/re	OLS/fe	Tobit/re
연도						
2019년(코로나 이전)	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
2020년(코로나 유행)	0.010 (0.009)	0.075 (0.091)	0.077 (0.048)	0.036 (0.027)	0.351 (0.116)***	0.252 (0.118)**
소득						
1분위	-0.005 (0.012)	-0.087 (0.104)	-0.064 (0.038)*	-0.047 (0.032)	-0.125 (0.162)	-0.145 (0.136)
2분위	-0.005 (0.011)	-0.078 (0.093)	-0.015 (0.033)	-0.013 (0.030)	0.015 (0.146)	-0.023 (0.129)
3분위	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
4분위	0.009 (0.013)	-0.042 (0.086)	0.041 (0.035)	0.032 (0.031)	0.203 (0.159)	0.133 (0.131)
5분위	0.007 (0.015)	0.171 (0.086)**	-0.010 (0.041)	0.053 (0.032)*	0.022 (0.187)	0.357 (0.135)***
연도x소득(상호작용항)						
1분위_2020년	0.001 (0.011)	0.081 (0.145)	-0.038 (0.034)	-0.036 (0.036)	-0.089 (0.143)	-0.068 (0.161)
2분위_2020년	0.011 (0.012)	0.190 (0.136)	-0.011 (0.036)	-0.013 (0.038)	-0.072 (0.160)	-0.011 (0.168)
3분위_2020년	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
4분위_2020년	0.016 (0.014)	0.222 (0.127)*	0.002 (0.039)	0.004 (0.040)	0.066 (0.177)	0.155 (0.174)
5분위_2020년	0.008 (0.013)	0.156 (0.126)	-0.022 (0.037)	0.006 (0.038)	0.038 (0.163)	0.140 (0.166)

	의료서비스 이용 여부		ln(입내원일수+1)		ln(의료비지출+1)	
	LPM/fe	Pooled Logit	OLS/fe	Tobit/re	OLS/fe	Tobit/re
Constant	0.778 (0.127) ^{***}	0.232 (0.268)	2.321 (1.238) [*]	0.694 (0.123) ^{***}	9.705 (1.432) ^{***}	1.685 (0.483) ^{***}
(Pseudo-) R ²	0.005	0.197	0.001	-	0.002	-
N	23,628	23,628	23,628	23,628	23,268	23,628

* p-value<0.10
 ** p-value<0.05
 *** p-value<0.01

코로나 19로 인한 영향이 외래 서비스에 미친 영향은 <표 11>과 같다.

외래 서비스에서는 2020년의 의료서비스 이용 여부, 방문일수, 의료비지출 모두 2019년보다 통계적으로 유의하게 증가하였다(의료이용 여부 - LPM/fe : p-value = 0.026, 방문일수 - OLS/fe : p-value <0.01, 의료비지출 - OLS/fe : p-value <0.01, Tobit/re : p-value = 0.047). 한편, 소득과 코로나19 유행의 상호작용항에서는 통계적으로 유의한 결과는 확인할 수 없었다.

<표 11> 외래 서비스에 미친 영향

	의료서비스 이용 여부		ln(입내원일수+1)		ln(의료비지출+1)	
	LPM/fe	Pooled Logit	OLS/fe	Tobit/re	OLS/fe	Tobit/re
연도						
2019년(코로나 이전)	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
2020년(코로나 유행)	0.040 (0.018) ^{**}	0.083 (0.090)	0.124 (0.045) ^{***}	0.042 (0.026)	0.703 (0.220) ^{***}	0.234 (0.117) ^{**}
소득						
1분위	-0.015 (0.013)	-0.060 (0.102)	-0.042 (0.035)	-0.001 (0.031)	-0.142 (0.160)	-0.051 (0.135)
2분위	-0.011 (0.011)	-0.033 (0.092)	-0.006 (0.031)	0.007 (0.029)	-0.006 (0.145)	0.033 (0.128)
3분위	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
4분위	0.008 (0.013)	-0.033 (0.085)	0.048 (0.033)	0.037 (0.029)	0.240 (0.158)	0.150 (0.130)
5분위	0.007 (0.015)	0.174 (0.085) ^{**}	-0.006 (0.039)	0.053 (0.031)	0.440 (0.185)	0.354 (0.134)
연도x소득(상호작용항)						
1분위_2020년	0.013 (0.012)	0.106 (0.142)	-0.036 (0.032)	-0.044 (0.035)	0.050 (0.147)	-0.035 (0.160)
2분위_2020년	0.018 (0.013)	0.165 (0.134)	-0.029 (0.034)	-0.032 (0.037)	-0.018 (0.161)	-0.028 (0.167)

	의료서비스 이용 여부		ln(입내원일수+1)		ln(의료비지출+1)	
	LPM/fe	Pooled Logit	OLS/fe	Tobit/re	OLS/fe	Tobit/re
3분위_2020년	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
4분위_2020년	0.014 (0.014)	0.205 (0.126)	-0.010 (0.037)	-0.003 (0.038)	0.065 (0.174)	0.174 (0.172)
5분위_2020년	0.003 (0.013)	0.130 (0.125)	-0.039 (0.035)	-0.005 (0.036)	-0.015 (0.161)	0.120 (0.164)
Constant	1.819 (0.474)**	-0.130 (0.267)	3.824 (1.171)***	0.437 (0.120)***	22.394 (5.743)***	0.750 (0.485)
(Pseudo-) R^2	0.054	0.193	0.155	-	0.067	-
N	23,628	23,628	23,628	23,628	23,628	23,628

* p-value<0.1
 ** p-value<0.05
 *** p-value<0.01

코로나 19로 인한 영향이 입원 서비스에 미친 영향은 <표 12>와 같다.

입원서비스의 경우 입원의료 이용여부, 입원 재원일수, 의료비지출에서 모두 코로나19로 인한 영향이 발견되지 않았으며 소득수준에 따른 의료이용의 변화의 차이도 존재하지 않았다.

<표 12> 입원 서비스에 미친 영향

	의료서비스 이용 여부		ln(입내원일수+1)		ln(의료비지출+1)	
	LPM/fe	Pooled Logit	OLS/fe	Tobit/re	OLS/fe	Tobit/re
연도						
2019년(코로나 이전)	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
2020년(코로나 유행)	-0.006 (0.018)	0.088 (0.090)	-0.046 (0.041)	0.159 (0.172)	-0.050 (0.243)	1.485 (1.026)
소득						
1분위	-0.046 (0.017)***	-0.212 (0.090)**	-0.140 (0.043)***	-0.511 (0.176)***	-0.684 (0.239)***	-2.351 (1.046)**
2분위	-0.005 (0.015)	-0.035 (0.086)	-0.038 (0.036)	-0.067 (0.171)	-0.105 (0.203)	-0.136 (1.016)
3분위	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
4분위	-0.007 (0.014)	-0.095 (0.095)	-0.019 (0.033)	-0.144 (0.185)	-0.148 (0.194)	-1.066 (1.100)
5분위	-0.010 (0.017)	-0.050 (0.098)	-0.020 (0.038)	-0.085 (0.189)	-0.176 (0.231)	0.091 (1.115)

	의료서비스 이용 여부		ln(입내원일수+1)		ln(의료비지출+1)	
	LPM/fe	Pooled Logit	OLS/fe	Tobit/re	OLS/fe	Tobit/re
연도x소득(상호작용항)						
1분위_2020년	-0.010 (0.016)	-0.041 (0.119)	-0.011 (0.039)	-0.062 (0.229)	-0.133 (0.221)	-0.899 (1.366)
2분위_2020년	-0.013 (0.017)	-0.087 (0.122)	-0.002 (0.039)	-0.175 (0.236)	-0.186 (0.225)	-1.581 (1.407)
3분위_2020년	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
4분위_2020년	-0.004 (0.016)	-0.030 (0.135)	-0.004 (0.036)	-0.061 (0.257)	-0.105 (0.217)	-0.759 (1.529)
5분위_2020년	0.000 (0.015)	0.022 (0.137)	0.017 (0.032)	0.026 (0.256)	-0.062 (0.201)	-0.779 (1.518)
Constant	-0.611 (0.501)	-2.197 (0.272) ^{***}	-2.079 (1.189) [*]	-4.574 (0.580) ^{***}	-8.041 (6.770)	-29.159 (3.412) ^{***}
(Pseudo-) R ²	0.020	0.048	0.024	-	0.020	-
N	23,628	23,628	23,628	23,628	23,628	23,628

* p-value<0.10
 ** p-value<0.05
 *** p-value<0.01

코로나 19로 인한 영향이 응급 서비스에 미친 영향은 표<13>과 같다.

응급서비스도 입원서비스와 마찬가지로 코로나19 유행의 영향이 발견되지 않았으며 소득수준별로 코로나19가 의료이용에 미치는 영향도 유의하지 않게 나타났다.

<표 13> 응급 의료서비스에 미친 영향

	의료서비스 이용 여부		ln(입내원일수+1)		ln(의료비지출+1)	
	LPM/fe	Pooled Logit	OLS/fe	Tobit/re	OLS/fe	Tobit/re
연도						
2019년(코로나 이전)	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
2020년(코로나 유행)	-0.015 (0.016)	-0.060 (0.114)	-0.010 (0.013)	-0.049 (0.084)	-0.066 (0.156)	-0.993 (1.371)
소득						
1분위	-0.007 (0.013)	-0.155 (0.111)	-0.003 (0.011)	-0.116 (0.085)	0.076 (0.126)	-1.389 (1.404)
2분위	-0.013 (0.011)	-0.112 (0.108)	-0.010 (0.009)	-0.098 (0.083)	-0.066 (0.110)	-1.819 (1.370)
3분위	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.

	의료서비스 이용 여부		ln(입내원일수+1)		ln(의료비지출+1)	
	LPM/fe	Pooled Logit	OLS/fe	Tobit/re	OLS/fe	Tobit/re
4분위	-0.014 (0.011)	-0.168 (0.119)	-0.009 (0.009)	-0.136 (0.088)	-0.095 (0.114)	-2.060 (1.426)
5분위	-0.007 (0.013)	-0.145 (0.122)	-0.004 (0.011)	-0.116 (0.090)	-0.124 (0.134)	-1.702 (1.439)
연도x소득(상호작용항)						
1분위_2020년	-0.007 (0.013)	-0.128 (0.154)	-0.004 (0.011)	-0.084 (0.114)	-0.002 (0.124)	-1.489 (1.900)
2분위_2020년	0.000 (0.013)	-0.081 (0.158)	0.000 (0.011)	-0.054 (0.118)	-0.049 (0.130)	-1.173 (1.954)
3분위_2020년	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.	ref.
4분위_2020년	0.002 (0.013)	-0.004 (0.171)	-0.002 (0.011)	-0.007 (0.126)	-0.078 (0.128)	-0.882 (2.058)
5분위_2020년	0.002 (0.012)	0.014 (0.174)	-0.001 (0.010)	0.008 (0.126)	0.016 (0.120)	0.502 (2.016)
Constant	-0.469 (0.422)	-1.283 (0.317)***	-0.329 (0.345)	-1.306 (0.269)***	-1.156 (4.157)	-23.518 (4.416)
(Pseudo-) R^2	0.004	0.019	0.004	-	0.001	-
N	23,628	23,628	23,628	23,628	23,628	23,628

* p-value<0.10

** p-value<0.05

*** p-value<0.01

V. 고찰 및 결론

본 연구에서는 2019-2020년 한국의료패널 자료원을 이용하여 코로나19 상황의 소득수준별 보건의료서비스 이용 현황과 의료이용 형평성을 살펴보았다. 구체적으로 코로나19 상황의 동일한 필요에 대한 동일한 치료를 의미하는 수평적 형평성 수준을 파악하고 코로나19 발생 전후의 형평성 지수를 비교하여 변화를 확인하고자 하였다. 또한 코로나19 유행이 의료이용 변화에 미치는 영향을 파악하였으며 소득 수준에 따라 의료이용에 변화가 있는지 살펴보았다. 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 코로나19가 발생한 2020년의 전체 의료서비스 이용확률, 평균 입내원일수, 평균 의료비 지출은 코로나19유행 이전인 2019년에 비해 모두 증가하는 것으로 나타났다. 소득수준에 따라 살펴보면 평균 입내원일수는 소득 1-2분위가 소득 3-5분위에 비해 증가폭이 더 컸으며 의료비지출은 소득 3-5분위가 소득 1-2분위보다 더 많이 증가하였다. 전체 의료서비스를 외래, 입원, 응급으로 분류하여 의료이용을 살펴본 결과 의료이용의 변화는 서비스종류별로 상이하게 나타났다. 외래서비스의 경우 의료이용 확률, 방문일수, 의료비 지출 모두 증가하는 것으로 나타났다. 소득분위별 변화는 외래서비스

평균 방문일수는 소득 1-2분위가 소득 3-5분위에 비해 소폭 크게 나타났으며 의료비지출은 소득 3-5분위에서 소득 1-2분위보다 증가폭이 컸다. 입원서비스의 경우 의료이용 확률은 2020년에는 감소하는 반면 의료비지출은 증가했으나 증가폭이 소득 3-5분위에서 더 크게 나타났다. 재원일수는 2020년에 소득 1-2분위는 증가했으나 소득 3-5분위는 감소하는 것으로 나타났다. 응급서비스의 경우 이용확률과 의료비지출은 감소했지만 응급 방문일수는 변화가 거의 없었다. 이 중 응급 의료비 지출은 소득 1-2분위에서 더 큰 감소폭을 보였다.

둘째, 수평적 형평성 지수를 산출한 결과 2019년, 2020년 모두 저소득층에 유리한 불형평(pro-poor)한 것으로 나타났다. 다만, 형평성 지수의 변화를 보면 모든 의료서비스 이용에서 2020년 수평적 형평성 지수는 2019년 형평성 지수에 비해 증가하는 트렌드를 보여 저소득층에게 불리한 방향으로 작용하고 있는 것을 확인할 수 있었다. 하위군 분석의 주요 결과로는 다음과 같다. 지역별 의료이용 형평성 변화를 살펴보기 위해 서울, 인천, 부산, 대구, 광주, 대전, 울산을 분류하여 수평적 형평성을 살펴 보았다. 그 결과 타지역에 비해 대구에서 2020년 의료이용 여부, 입내원일수의 수평적 형평성이 2019년에 비해 증가폭이 가장 크게 나타났다. 2021년도 당시 대구지역은 집단감염으로 인해 코로나19 바이러스가 급격히 확산되며 타지역에 비해 코로나19에 대한 경각심이 컸던 지역 중 하나였다. 본 연구 결과를 통해 대구지역의 코로나19 유행이 저소득층의 의료이용 불형평성을 심화하는 방향으로 작용하였다는 것을 확인할 수 있다.

셋째, 코로나19 유행으로 인한 의료이용 변화를 살펴보고 그 변화가 소득수준에 따라 다르게 나타났는지 확인하였다. 그 결과 전반적으로 모든 의료서비스에서 코로나19가 의료이용에 미치는 영향을 유의하지 않았으며 소득분위별 의료이용 변화도 존재하지 않았다. 다만, 전체 의료서비스에서는 2020년 의료비지출이 2019년에 비해 증가하는 것으로 나타났고 외래서비스에서는 2019년 서비스 이용 여부, 방문일수, 의료비지출이 2019년에 비해 유의하게 증가하였다. 한편, 입원서비스, 응급서비스에서는 유의성을 발견하기 어려웠다.

선행연구에서 감염병 상황 속에서 의료이용의 감소가 관찰된다는 보고와 마찬가지로 우리나라의 코로나19 상황에서도 의료이용이 감소할 것이라고 예상할 수 있으나 본 연구의 분석 결과에 따르면 의료이용의 뚜렷한 감소는 관찰되지 않았으며 소득분위별로도 의료이용 변화의 차이는 나타나지 않았다. 이러한 결과는 코로나19와 관련된 의료이용(코로나19 검사, 치료 등)이 소득과 관계없이 대체로 무료로 제공되면서 보편적인 형태의 서비스 제공이 이루어져 나타난 결과로 해석된다. 이와 더불어 우리나라에서는 코로나19 확산 이후 다양한 의료지원 정책, 경제정책, 복지정책 등의 효과로 인해 감염병 유행 상황에서도 불형평이 악화되지 않았을 가능성도 있다. 정부는 의료이용측면에서 다양한 지원을 한 것으로 보인다. 2020년 2월 정부는 환자와 의료진의 감염노출을 최소화하고 의료서비스의 연속적인 제공을 위해 의사의 판단 하에 환자가 의료기관을 방문하지 않고 전화 상담 및 처방을 받을 수 있도록 허용했다(박은자 외., 2021). 또한 비상경제 상황에 대비해 특별재난지역인 대구, 경산, 청도, 봉화과 저소득층, 소상공인 등 취약계층을 대상으로 건강보험료를 감면했으며 코로나19 관련 진단검사와 치료비를 무료로 지원했다(김진이, 2021). 그 외 긴급재난지원금, 저소득층 소비쿠폰, 긴급복지 등 소득지원 대책과 취약계층을 위한 코로나19 긴급 고용안정지원금 지원, 비대면 및 디지털 정보 일자리 제공 등 다양한 정책들을 시행했으며 이는 의료이용 감소를 방지하는데 도움이 되었을 가능성이 있다.

코로나19 발생 전후 의료이용의 형평성 변화를 살펴보면 대체적으로 코로나19 발생 이후로 수평적

형평성 지수가 0에 수렴하는 방향으로 변화하며 저소득층에게는 불리한 방향으로 의료이용 형평성 지수가 변화하였다. 주목해야 할 결과는 형평성 변화폭이 대구에서 가장 크게 나타났다는 것이다. 2020년 초 대구 교회 집단감염으로 인해 대구, 경북 지역에 확진자 수가 급격히 증가했다. 이에 따라 정부는 감염병 위기 경보 단계를 ‘심각’으로 격상하고 사회적 거리두기 대책을 제안하면서 각종 시설 운영을 중단했고 이는 시민들의 이동성을 감소시켰다. 이러한 정책들이 저소득층의 의료이용 형평성을 악화시키는 방향으로 영향을 미쳤다고 추측된다.

결론적으로, 코로나19가 발생하지 않은 2019년과 코로나19 발생 이후인 2020년의 의료이용을 비교 분석한 결과로 우리나라는 코로나19 유행 상황에서 의료이용의 형평성이 악화되지 않은 것을 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 코로나19와 관련된 의료이용의 보편적 제공과 긴급재난지원금, 긴급복지 등의 재난상황 하에서 시행된 다양한 복지정책의 결과가 일정부분 성과가 있었다고 짐작해볼 수 있다. 특히, 외래이용에 집중된 코로나19 진단 검사와는 무관한 입원서비스 이용에서도 형평성 지수의 변화가 미미하고 의료이용 결과에서 소득에 따른 차이가 발생하지 않은 것으로 미루어볼 때, 우리나라의 코로나19 상황에서 저소득층의 의료이용이 보장된 결과가 단순히 코로나19와 관련된 의료이용만을 보장해서 나타난 결과가 아니라는 것도 확인할 수 있다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다.

첫째, 본 연구에서는 2019-2020년 2개년도 자료만을 활용하였는데 이는 관찰기간이 짧아 코로나 19로 인한 의료이용의 형평성 변화를 살펴보기 어려울 것이라 예상된다. 이에 후속 연구에서는 2020년 전후 의료이용의 변화를 장기적으로 추적 관찰하여 형평성 변화의 트렌드를 살펴볼 필요가 있다.

둘째, 자료원의 한계로 의료서비스 이용에서 코로나19 관련 의료서비스 이용을 구분하여 의료이용 형평성 지수를 산출할 수 없었다. 2019년도와 2020년의 의료이용량을 비교하면 2020년도에 의료이용이 증가하는 것을 확인할 수 있다. 이 증가분의 상당수는 코로나19 진단검사 및 치료로 여겨지는데 이러한 서비스 이용 내역이 포함되어 의료이용이 증가하는 결과가 도출되었을 가능성이 있다. 코로나 19 상황에서 의료이용 형평성을 더 정확히 파악하기 위해서는 코로나19와 관련된 의료이용을 제외한 서비스 이용에 대하여 형평성 있는 의료이용이 가능했는지 파악하는 것이 필요하다. 이에 본 연구에서는 자료원에서 이를 구분할 수 없어 코로나19 관련 의료이용을 포함한 지수를 산출하였다.

위와 같은 한계점에도 불구하고 본 연구는 한국의료패널조사 2기(2019-2020년) 자료원을 이용하여 국내 코로나19가 의료이용의 수평적 형평성에 미치는 영향을 수행한 첫 번째 연구로서 의미가 있다. 또한 코로나19 발생 전후로 의료이용 형평성 변화를 확인했으며 소득수준에 따른 의료이용의 변화를 실증적으로 살펴보았다는 점에 의의가 있다.

VIII. 참고문헌

- 김동진, 윤희피, 이정아, & 채희란. (2014). 의료패널자료를 활용한 우리나라의 의료이용 불평등 측정. 보건사회연구, 34(3), 33-58.
- 김진구. (2011). 소득계층에 따른 의료이용의 격차: 연령집단별 Le Grand 지수 분석을 중심으로.

- 사회보장연구, 27(3), 91-122.
- 김진이. (2020). 코로나19 전후 건강보험 진료비 변화와 시사점. NABO FOCUS 제26호. 국회예산정책처.
- 김진이. (2021). 코로나19 관련 건강보험 재정소요 분석. NABO 추계&세제 이슈 제 16호. 국회예산정책처.
- 김태완. (2020). 코로나19로 인한 영향 및 사회정책 대응 방안. 보건·복지 Issue&Focus, 385(0), 1-8.
- 남재현. & 이태혁. (2021). 코로나19 긴급재난지원금이 가구 소비에 미치는 영향 -소득 계층별 비교를 중심으로-. 사회복지정책, 48(1), 63-95.
- 박은자, 송은솔, & 최슬기. (2021). 의료서비스와 의약품 이용에 대한 코로나바이러스감염증-19의 영향과 정책과제. 한국보건사회연구원. 연구보고서 2021-16.
- 변주영. (2021). 코로나바이러스감염증-19가 의료이용에 미치는 영향. 서울대학교 보건대학원 석사 학위논문.
- 서경화. (2016). 메르스 발생 전후 만성질환 외래환자의 의료기관 이용행태 변화. 의료정책포럼, 14(3), 93-96.
- 송상윤. (2021). 코로나19가 가구소득 불평등에 미친 영향. [BOK]이슈노트
- 신정우, 문석준, & 정소희. (2021). 코로나 19 와 의료서비스 이용 경험. 보건복지 Issue & Focus, 400, 1-8.
- 오삼일. (2021). 코로나19 확산과 사회적 거리두기가 임금 및 소득분배에 미치는 영향. [BOK] 이슈노트
- 유진성. (2022). 코로나19가 취약계층 직장유지율에 미친 영향. 한국경제연구원 연구보고서.
- 윤강재, 김동진, 이한나, & 박은혜. (2021) 공중보건 위기 상황에서의 취약계층 건강보호를 위한 정보활용 방안. 한국보건사회연구원. 정책보고서 2021-080.
- 윤강재. (2020). 코로나19 유행 상황에서의 한국보건의료체계의 변화와 과제. 보건복지포럼, 290(0), 34-49.
- 이승호, & 홍민기. (2021). 코로나19와 1차 긴급재난지원금이 가구 소득과 지출에 미친 영향. 한국사회정책, 28(3), 17-44.
- 이용재, & 박창우. (2011). 건강상태에 따른 소득계층별 의료이용의 형평성 변화. 사회복지정책, 38(1), 33-55.
- 이현주, 정은희, 김문길, & 전지현. (2020). 가구소득에 대한 코로나바이러스감염증-19의 영향과 정책과제. 한국보건사회연구원. 2020-01.
- 정영일, 김홍수, & 권순만. (2016). 재가 장기요양자의 장기요양이용과 의료이용의 수평적 형평성. 보건경제와 정책연구, 22(4), 59-78.
- 조아라. (2021). 코로나19 대응 관련 생활방역(거리두기) 지침에 따른 의료이용 행태변화 분석. 고려대학교 보건대학원 석사 학위논문.
- 질병관리청. (2021). 주간 건강과 질병. Vol.14, No. 39, 1-36
- 최병호, 노연홍, 윤병식, 신현웅, 김명희, & 김창업. (2004). 국민의료의 형평성 분석과 정책과제. 한국보건사회연구원.
- Arnault, L., Jusot, F., & Renaud, T. (2021). Economic vulnerability and unmet healthcare needs among the population aged 50 + years during the COVID-19 pandemic in Europe. European

- Journal of Ageing. doi:10.1007/s10433-021-00645-3
- Bambra, C., Riordan, R., Ford, J., & Matthews, F. (2020). The COVID-19 pandemic and health inequalities. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 74(11), 964-968. doi:10.1136/jech-2020-214401
- Brolin Ribacke, K. J., Saulnier, D. D., Eriksson, A., & Von Schreeb, J. (2016). Effects of the West Africa Ebola virus disease on health-care utilization—a systematic review. *Frontiers in public health*, 4, 222.
- Chang, H.-J., Huang, N., Lee, C.-H., Hsu, Y.-J., Hsieh, C.-J., & Chou, Y.-J. (2004). The Impact of the SARS Epidemic on the Utilization of Medical Services: SARS and the Fear of SARS. *American Journal of Public Health*, 94(4), 562-564. doi:10.2105/AJPH.94.4.562
- Choi, H., Kim, S. Y., Kim, J. W., Park, Y., & Kim, M. H. (2021). Mainstreaming of Health Equity in Infectious Disease Control Policy During the COVID-19 Pandemic Era. *J Prev Med Public Health*, 54(1), 1-7. doi:10.3961/jpmph.20.593
- Commission on Social Determinants of, H. (2008). Closing the gap in a generation : health equity through action on the social determinants of health : final report of the commission on social determinants of health. In. Geneva: World Health Organization.
- Culyer, A. J., & Wagstaff, A. (1993). Equity and equality in health and health care. *Journal of health economics*, 12(4), 431-457. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(93\)90004-x](https://doi.org/10.1016/0167-6296(93)90004-x)
- Davillas, A., & Jones, A. M. (2021). Unmet health care need and income-Related horizontal equity in use of health care during the COVID-19 pandemic. *Health Economics*, 30(7), 1711-1716. doi:<https://doi.org/10.1002/hec.4282>
- Di Girolamo, C., Gnani, R., Landriscina, T., Forni, S., Falcone, M., Calandrini, E., . . . Spadea, T. (2022). Indirect impact of the COVID-19 pandemic and its containment measures on social inequalities in hospital utilisation in Italy. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 76(8), 707-715. doi:10.1136/jech-2021-218452
- Dorn, A. v., Cooney, R. E., & Sabin, M. L. (2020). COVID-19 exacerbating inequalities in the US. *The Lancet*, 395(10232), 1243-1244. doi:10.1016/S0140-6736(20)30893-X
- Elston, J. W., Cartwright, C., Ndumbi, P., & Wright, J. (2017). The health impact of the 2014-15 Ebola outbreak. *Public health*, 143, 60-70.
- González-Touya, M., Stoyanova, A., & Urbanos-Garrido, R. M. (2021). COVID-19 and Unmet Healthcare Needs of Older People: Did Inequity Arise in Europe? *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(17), 9177. Retrieved from <https://www.mdpi.com/1660-4601/18/17/9177>
- International Monetary Fund. (2021). World economic outlook update.
- Kim, C. B. (2021). Characteristics of COVID-19 and future direction of health policy from the human security perspective. *Public Health Aff*, 5(1), e12. doi:10.29339/pha.21.12
- Kumar, V., Alshazly, H., Idris, S. A., & Bourouis, S. (2021). Evaluating the Impact of COVID-19 on Society, Environment, Economy, and Education. *Sustainability*, 13(24), 13642. <https://www.mdpi.com/2071-1050/13/24/13642>

- Lee, H., & Park, J. H. (2018). Changes in health care utilization during the MERS epidemic. *International Journal of Infectious Diseases*, 73, 187.
- Lu, J. F., Leung, G. M., Kwon, S., Tin, K. Y., Van Doorslaer, E., & O'Donnell, O. (2007). Horizontal equity in health care utilization evidence from three high-income Asian economies. *Social science & medicine* (1982), 64(1), 199-212. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.08.033>
- Moynihan, R., Sanders, S., Michaleff, Z. A., Scott, A. M., Clark, J., To, E. J., Jones, M., Kitchener, E., Fox, M., Johansson, M., Lang, E., Duggan, A., Scott, I., & Albarqouni, L. (2021). Impact of COVID-19 pandemic on utilisation of healthcare services: a systematic review. *BMJ open*, 11(3), e045343. <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-045343>
- O'Donnell, O., Van Doorslaer, E., Wagstaff, A., & Lindelow, M. (2008). Analyzing health equity using household survey data: a guide to techniques and their implementation. The World Bank.
- OECD. (2020). The impact of the COVID-19 pandemic on jobs and incomes in G20 economies.
- Paek, S. H., Lee, J. H., & Kwak, Y. H. (2017). The impact of Middle East respiratory syndrome outbreak on trends in emergency department utilization patterns. *Journal of Korean medical science*, 32(10), 1576-1580
- Schull, M. J., Stukel, T. A., Vermeulen, M. J., Zwarenstein, M., Alter, D. A., Manuel, D. G., . . . Schwartz, B. (2007). Effect of widespread restrictions on the use of hospital services during an outbreak of severe acute respiratory syndrome. *Canadian Medical Association Journal*, 176(13), 1827-1832. doi:10.1503/cmaj.061174
- Wagstaff, A., & van Doorslaer, E. (2000). Measuring and Testing for Inequity in the Delivery of Health Care. *The Journal of Human Resources*, 35(4), 716-733. <https://doi.org/10.2307/146369>
- Whaley, C. M., Pera, M. F., Cantor, J., Chang, J., Velasco, J., Hagg, H. K., . . . Bravata, D. M. (2020). Changes in Health Services Use Among Commercially Insured US Populations During the COVID-19 Pandemic. *JAMA Network Open*, 3(11), e2024984-e2024984. doi:10.1001/jamanetworkopen.2020.24984
- WHO. [Website] (2022.10.12.). URL : <https://covid19.who.int/>
- Wilhelm, J. A., & Helleringer, S. (2019). Utilization of non-Ebola health care services during Ebola outbreaks: a systematic review and meta-analysis. *Journal of global health*, 9(1), 010406. <https://doi.org/10.7189/jogh.09.010406>
- Xiao, H., Dai, X., Wagenaar, B. H., Liu, F., Augusto, O., Guo, Y., & Unger, J. M. (2021). The impact of the COVID-19 pandemic on health services utilization in China: Time-series analyses for 2016-2020. *The Lancet Regional Health - Western Pacific*, 9, 100122. doi:<https://doi.org/10.1016/j.lanwpc.2021.100122>

가구 내 건강충격이 가구 민간보험 수요에 미치는 영향:

Rolling entry matching(REM)을 적용한 일반화 이중차분법을 활용하여

임유나 | 서울대학교 보건대학원

요약

본 연구는 중증질환으로 정의되는 암, 심혈관질환, 뇌혈관질환이 발생한 가구 구성원을 건강충격이 발생한 가구원으로 정의하고, 가구원의 건강충격 발생이 민간보험 수요에 미치는 영향을 살펴보는 것을 목적으로 한다. 이를 위해 본 연구에서는 2008(1차)-2018(11차) 한국의료패널 데이터를 활용하였으며, 분석대상에는 건강충격을 경험한 530가구와 Rolling entry matching(REM)을 통해 1:1로 매칭한 530가구를 포함하여 총 1,060가구를 선정하였다. 분석방법으로는 일반화 이중차분모형(Generalized Difference-in-Differences, GDD)을 활용하여 상대적 시간에 따른 민간보험 가입변화, 평균처리효과 및 건강충격의 누적효과를 살펴보았다. 연구결과, 상대적 시간에 따른 가구 내 민간보험 수요변동은 대체로 유의한 변화를 보이지 않았다. 추가적으로 확인한 평균처리효과와 누적효과에서도 건강충격이 민간보험 가입 여부, 가입 건수, 보험료 납부액에 미친 영향에서 통계적으로 유의한 결과를 발견하지 못했다. 다만, 건강충격과 소득수준의 상호작용항을 살펴본 분석에서 민간보험 가입개수와 민간보험 납부액이 1분위에 비해 2, 3분위에서 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 일반적으로 민간보험 가입은 개인의 위험 선호를 반영하여 결정되나, 본 연구의 결과에서는 건강충격이라는 사건이 개인의 위험 선호변화에 미치는 영향이 비교적 적은 것으로 추정되었다. 본 연구는 연구설계에 적합한 매칭 방법을 활용하여 건강충격이 가구 민간보험 수요에 미치는 영향을 실증적으로 분석하고, 건강충격과 같은 사건이 가구 내 민간보험 가입변동에 미치는 영향을 파악함으로써 간접적으로 가구 구성원의 위험 선호를 변화시킬 수 있는지 탐색해보았다는 점에서 의의가 있다.

I. 연구배경 및 필요성

건강에 대한 위험은 개인이 직면하는 가장 중요하고 일반적인 위험 중 하나이다. 특히 건강충격과 같은 큰 건강 위험의 영향은 다른 충격의 유형보다 더 흔하게 발생할 수 있고, 상대적으로 더 낮은 소득 계층에게 더 집중되며 비예측성, 고비용 등 큰 위험을 수반하는 사건이다(Khan, 2010; Wagstaff et al., 2014). 또한, 건강충격은 다른 충격에 비해 다차원의 대처 전략을 촉발하고, 가구 내 소비 변동을 불러일으키며, 해당 충격으로 인한 부정적인 영향이 비교적 장기간에 걸쳐 나타날 수 있다는 점에서 정책적으로 중요하게 다루어질 필요성이 있다(wagstaff et al., 2014).

건강충격은 개인의 건강 자본(health capital) 자체를 감소시키는 사건일뿐만 아니라 개인이 속한 가구에까지 영향을 미치는 위험요인이다(De Weerd et al., 2006; Wagstaff et al., 2010). 건강충격을 경험한 개인은 노동 시장에서의 이탈할 가능성이 더 높으며 개인의 소득뿐만 아니라 가구 내 소득을 감소시키는 원인으로 작용한다(Dano, 2005; Wagstaff, 2007; García-Gómez, 2011; García-Gómez et al., 2013; Wagstaff, 2007). 이처럼 가구 구성원이 건강충격을 경험하게 될 경우 가구에 영향을 미치는 가장 주요한 매커니즘은 재정적 위험을 통한 영향이며, 그 영향의 정도는 개인 건강충격의 심각성, 건강충격에 직면한 구성원의 고용 상태, 인적 및 물리적 자본과 같은 가계 자원, 금융 및 자산 상황 등에 따라 달라질 수 있다(Cochrane, 1991; Kochar, 1995; Gertler et al., 2002; Islam et al., 2012). 재정적 위험을 통한 영향은 소비 감소, 가구 내 자원 감소 등으로 나타나며 간접적으로는 가구 구성원의 교육 수준과 영향 상태에까지 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Dercon et al., 2002; Sun et al., 2010). 따라서 건강충격으로 인한 부정적인 영향은 개인 수준을 넘어 가구 단위로 확장하여 살펴볼 필요성이 있으며, 가구가 건강충격에 직면했을 때 선택하는 대응 기전(coping mechanisms)에 대한 고려가 필요하다.

국내에서 진행된 건강충격 관련 연구는 건강충격으로 인한 가구의 재정적 대응과 관련한 연구가 주를 이루고 있다. 한국 상황에서의 질병 발생으로 인한 경제적 부담 경감과 재정적 보호에 대한 논의는 주로 건강보험 보장성(financial protection) 강화 측면에서 논의되어 왔다. 의료비 지출을 중심으로 구성된 국내 보장성 강화 정책은 주로 급여 확대, 중증질환을 대상으로 한 산정특례제도의 도입, 가구의 재난적 의료비 지원제도, 취약계층 중심 본인부담금 의료비 경감 등으로 전개되었고(신현웅 외, 2019), 이로 인해 일각에서는 보장성의 측면에서 질병 발생으로 인한 총비용이 아닌 질병으로 인한 직접적인 의료비만을 고려하는 것에 대한 우려와 비판이 존재하기도 했다(이태진 외, 2011; Ruger, 2012; 권정현, 2018; 권순만, 2019; 김수진, 2019; O' Donnell, 2019; O' Donnell, 2019). 실제로 건강보험 보장성 강화에 대한 지속적인 노력에도 불구하고, 실제로 국민의료비의 부담이 줄었는지, 세부적으로는 저소득층에서 의료비 지출에 대한 안전망의 역할을 수행했는지에 대해 비판적 견해가 존재하기도 한다. 일반적으로 보장성을 살펴볼 수 있는 경상의료비 대비 공공지출 비율, 경상의료비 대비 정부·의무가입보험재원 비율 등은 여전히 OECD 평균보다 낮은 수치이며, 가구 내에서 보장성 강화 정책의 효과를 확인할 수 있는 재난적 의료비 발생률 또한 유지되거나 소폭 상승하는 결과를 보이고 있다(OECD, 2022; 김수진, 2019).

국내에서 지속적으로 보장성 강화를 시도하고 있으나, 실제 가구 내 재난적 의료비 발생률 등의 지표가 크게 감소하지 않는 것으로 미루어 볼 때 이는 급여의 본인 부담액 및 비급여 진료비 증가와 일정부분 관련된 것으로 예상할 수 있다(오승연 외, 2016; 김수진, 2019). 비급여 진료비는 건강보험뿐만 아니라 민간보험과도 밀접한 관련을 가지는데, 특히, 민간보험 중 실손 의료보험은 건강보험의 급여

를 제외한 법정 본인부담금과 비급여를 보장범위로 하고 있기에 주목할 필요가 있다(김창호, 2017; 최기준 외, 2017). 보장성을 확대하더라도, 비급여로 제공되는 서비스가 증가할 경우 건강충격 등을 경험한 가구가 실제로 경험하는 의료비 부담은 해당 정책이 목표로 한 감소분보다 작을 수 있으며, 의료비 부담을 걱정하는 가구의 민간의료보험 가입률은 지속적으로 증가할 가능성이 있다(신현웅 외, 2018; 김수진, 2019).

이러한 상황을 반영하여 본 연구에서는 가구 구성원의 건강충격에 대한 가구의 영향 중, 특히 가구 구성원의 위험 선호(Risk Preference) 변화로 인한 보험 가입변동 여부에 초점을 맞추어 살펴보고자 한다. 가구 내에서 건강충격으로 인한 위험 선호변화가 발생한다면, 이는 건강충격 그 자체가 개인에게 미치는 영향뿐만 아니라 간접적으로 가구의 대응 기전에 영향을 미치는 요인이 된다. 다만, 현재 건강충격과 같은 사건이 개인의 위험 선호를 변화시킬 수 있는지에 대한 연구결과가 혼재되어 있는 상황임을 감안하여, 국내 상황에서 건강충격과 같은 사건이 가구 구성원의 위험 선호를 변화시킬 수 있는지를 탐색해보고자 한다.

민간보험가입은 건강충격에 대비하는 가구의 대응 기전을 확인할 수 있을 뿐만 아니라, 가구원의 건강충격으로 인한 가구 구성원의 위험 선호변화 여부를 확인할 수 있다는 점에서 유용한 지표이다. 또한, 민간의료보험의 가입변동은 형평성 측면에서 소득계층별 가구의 차이를 파악할 수 있는 지표이다. 예컨대, 일반 가구의 경우 건강충격이 발생했을 때 민간보험 수령액활용, 자산의 현금화, 예·적금 등을 활용하여 이에 대한 대응 전략을 다각화할 수 있으나, 저소득 가구의 경우 민간보험 가입률 자체가 낮고, 민간보험을 가지고 있더라도 보험료 부담으로 인해 이를 해지하는 비율이 높아지는 등 건강충격에 따른 영향을 극복하는 기전이 제한적이다.

건강충격으로 인한 영향은 개인의 건강뿐만 아니라 가구에 영향을 미치는 요인으로 작용하며, 가구 차원에서의 대응과 가구 자원의 재분배를 동반하는 사건이다. 이러한 관점을 적용하여 본 연구는 가구 구성원의 건강충격으로 인한 영향을 가구 단위로 확장하여 살펴보고, 건강충격이 발생한 가구에서 마주하는 개별적 경험이 민간보험 가입 혹은 해지와 같은 의사결정에 영향을 미칠 수 있는지 실증적으로 분석해봄으로써 건강충격으로 인한 가구 구성원의 위험 선호변화가 발생할 수 있는지 탐색해보고자 한다. 본 연구에서는 가구가 겪을 수 있는 갑작스러운 건강충격을 중증질환(암, 심혈관질환, 뇌혈관질환) 발생으로 정의하며, 준실험적 연구설계(Quasi-experiment design)를 활용하여 건강충격이 민간보험 가입변동에 미치는 영향을 살펴보고자 한다.

II. 연구목적

본 연구는 건강충격과 관련한 불확실성을 마주한 가구에서 민간보험 가입변동이 발생하는지 확인하여, 가구에서 선택하는 불확실성 하에서의 의사결정을 탐색하는 데 그 목적이 있다. 구체적으로, 본 연구에서는 한국의료패널 자료원을 활용하여 건강충격과 같은 사건이 가구 구성원의 위험 선호를 변화시킬 수 있는지를 탐색해보고자 하였다.

본 연구에서 건강충격은 ‘암, 뇌혈관질환, 심혈관질환과 같은 중증질환의 새로운 발생을 경험한 가구’로 조작적 정의하며, 중증질환자가 발생한 가구의 민간보험 가입변동 여부를 살펴보고자 한다.

Ⅲ. 이론적 배경 및 선행연구 고찰

1. 이론적 배경

가. 불확실성 하에서의 선택

불확실성하에서 의사결정을 해야하는 사람들의 선호체계에서 가장 핵심이 되는 부분은 개인이 위험부담에 대해 어떠한 태도를 가지고 있는지에 있다. 개인의 의사결정은 위험부담에 대한 개인의 태도에 따라 달라진다. 위험 부담에 대한 개인의 태도는 사람마다 다르게 나타난다. 어떤 사람은 기꺼이 위험 부담을 감수하는 태도를 보이는 반면, 어떤 사람은 살아가는데 필연적으로 수반되는 위험부담까지 회피하고자 한다. 이처럼 위험부담에 대한 태도는 사람마다 모두 다르게 나타나기 때문에 불확실한 상황에서의 선택은 다르게 나타날 수 있다. 이는 주로 세가지 유형으로 구분되는데, 위험을 분산시키고자 하는 사람들은 위험 기피자(risk aversion), 확률상 불리한 일임에도 위험 부담을 감수하는 위험 선호자(risk lover), 그리고 그 중간에 위치하는 위험 중립자(risk neutral)로 분류한다.

하지만, 일반적으로 개인이 현실에서 직면하는 불확실성하의 선택은 두 가지 이상의 상황이 복합적으로 결합된 경우가 많다. 이러한 경우, 불확실성 하에서 의사결정을 분석하는 가장 주된 이론으로 기대효용이론(Expected Utility Theory)이 활용되고 있다. 기대효용이론은 규범적 이론으로서, 합리적인 의사결정자가 이론에서 필요한 완비성, 연속성, 독립성, 부등확률, 복합확률의 가정과 공리를 받아들이고 그에 맞추어 행동할 경우 그 행동의 결과가 어떻게 될지 예측할 수 있다는 특징을 가진다. 기대효용이론을 활용한 연구에서는 특정 상황이 발생할 확률과 특정 상황이 발생하는 경우 수취할 수 있는 금액(또는 지불할 금액)을 나타내는 확률변수를 복권으로 정의하고, 의사결정자들이 해당 복권을 선택할 것으로 가정한다(von Neumann et al., 1947). 여기서 가장 중요한 가정 중 하나는 의사결정자들이 각 상황이 발생할 객관적 확률을 인지하고 있다는 것이다.

기대효용이론의 효용곡선에서도 소비자가 위험에 대해 어떤 태도를 취하는지에 따라 그 모양이 다르게 나타난다. 위험에 대해 중립적인 경우 효용곡선은 직선의 형태를 보이지만, 위험 기피적 태도를 가진 개인의 경우 오목한 효용곡선을, 위험부담을 즐기는 사람의 경우에는 기대효용곡선이 볼록한 형태를 보인다.

위의 이론을 보험 수요에 비추어볼 때, 질병발생의 불확실성 하에서 보험 수요를 예측하는 요인은 개인의 위험 선호에 따라 달라질 수 있다. 보험은 위험기피자(risk aversion)가 불확실한 자산손실로부터 위험비용을 줄이기 위한 목적으로 채택하는 경제행위에 해당하며, 예상하지 못한 질병으로 발생한 큰 재산상의 손실을 보험이라는 장치를 통하여 대비하고자 하는 목적을 갖는다(양봉민 외, 2015). 따라서, 민간보험 가입 선택은 개인의 위험 선호가 반영되어 나타나는 의사결정이라고 할 수 있다.

나. 위험 선호의 결정 요인

선호(Preference)는 인간 행동을 설명할 때, 가장 일반적으로 고려되는 효용을 기반으로 한 경제학적 개념이다(Cutler et al., 2010). 경제학에서 설명하는 합리적 모형은 의사결정자가 자신이 소비하는 상품의 양과 속성에 대한 안정적인 선호를 통해 자신의 효용을 극대화하려고 하는 동시에 선택이 가

저울 미래의 결과를 예상할 수 있다고 가정한다(Becker et al., 1988). 이러한 모형에서 선호는 시간에 따라 변화하는 개념이 아닌 안정적으로 유지되는 개인의 특성이다(Stigler et al., 1977).

경제학에서 선호 안정성(preference stability)에 대한 엄격한 정의는 측정 오류가 없는 경우, 개인의 위험 선호를 반복적으로 측정한 결과가 시간의 흐름과 관계없이 일정하다는 것을 의미한다(Stigler et al., 1977). 개인의 위험 선호는 변화하는 속성이 아닌 대체로 일정하게 유지되는 개인 고유의 특성이며, 개인은 선호(preferences)와 제약(constraints)을 기반으로 효용을 극대화하는 존재이다.

그러나, 최근 연구에서는 개인의 위험 선호가 안정적인 개인의 특성이 아닌 변화할 수 있는 속성을 제시한다. 성격 심리학(personality psychology)을 반영한 연구에서는 맥락과 환경에 따라 개인의 위험 선호가 결정될 수 있다고 제시하고 있다(Decker et al., 2016; Gloede et al., 2015). 개인의 위험 선호를 바꾸는 요인에는 경제위기 등 경제적 충격, 자연재해, 감정 또는 스트레스의 변화, 건강충격, 폭력, 전쟁 등이 존재하며 해당 사건을 경험하거나 부정적인 환경에 노출된 개인의 경우 위험 선호가 달라질 수 있음을 제시하였다(Breyer et al., 1982; Cohen et al., 2007; Dohmen et al., 2011; Malmendier et al., 2011; Callen et al., 2014; Cohn et al., 2015; Chuang et al., 2015; Cameron et al., 2015; Görlitz et al., 2015; Hanaoka et al., 2015; Schurer, 2015).

개인의 위험 선호를 살펴본 연구에서는 개인이 마주한 환경적 변화에 따라 위험 선호가 증가하기도, 감소하기도, 일정하게 유지되기도 했다(Sahm, 2012; Chuang et al., 2015; Schildberg-Hörisch, 2018). 이처럼 개인의 선호가 개인이 직면하는 사건이나 환경에 따라 달라질 수 있는지에 대한 실증적 연구결과는 다양하게 제시되고 있다. 이에 본 연구에서는 한국 상황에서, 개인이 불확실성하에서 의사결정을 시도할 때 가장 핵심이 되는 위험에 대한 선호를 기반으로 건강충격이라는 사건이 가구원의 선호를 변화시킬 수 있는 요인으로 작용하는지를 확인해보고자 한다.

2. 선행연구 고찰

가. 건강충격이 위험 선호에 미치는 영향

건강충격과 같은 사건은 가구의 재정적 대응을 유발하는 사건으로, 가구원의 건강은 가구 의료비 지출의 중요한 결정 요인이며 가구 내에서 건강충격이 발생할 경우 높은 의료비 지출로 인해 재정적 위험에 직면할 확률이 높아진다(Kumar, 2017). 질병 발생으로 인한 과도한 의료비는 가구의 예산 제약을 축소하고, 가구 내 필요한 재화 및 서비스 소비의 장벽으로 작용할 수 있으며, 이러한 영향은 소득 수준이 낮은 경우 더욱 커질 것으로 예상된다(Finkelstein et al., 2013). 특히, 건강충격이 가구에 미치는 영향은 단기적으로 끝나는 것이 아닌 중장기적 영향을 미친다는 점에서 중요하게 고려될 필요가 있다.

선행연구에서 건강충격은 주로 경제적 충격(economic shock)을 설명하는 다양한 원인 중에서 특히 질병 또는 건강악화에 따라 발생된 경우를 지칭하고 있다. 즉, 다중충격(multi-shock)의 관점에서 물가 변동, 기후변화, 자연재해, 범죄, 가정폭력 등 다양한 외생적 요인들 중 건강문제에 기인한 재정적 충격을 가르킨다(Knight et al., 2015). 보건학적 관점에서는 건강 수준의 악화를 초래하는 다양한 원인들 중 예측하지 못한 질병 또는 사고로 인한 경우를 지칭하며, 이때 충격은 반드시 경제적 충격만을 의

미하는 것이 아닌 심리적 충격(psychological shock)을 포함한다(Alam et al., 2014; Khan, 2010).

개인의 건강과 관련한 결정은 위험과 불확실성을 수반하기 때문에 보건경제학에서 중요하게 다루어지는 개념이다. 개인은 평생에 걸쳐 중요한 결정에서 불확실성에 직면하게 되는데, 이때 위험에 대한 태도(Risk attitudes)의 개념이 등장한다(Decker et al., 2016). 전술한 바와 같이, 위험에 대한 태도는 불확실성 하에서 내리는 결정에 영향을 미치는 요인으로 의사결정의 핵심 결정요소로 작용한다(Lutter et al., 2019). 선행 연구에 따르면 위험에 대한 태도는 결정을 내려야 하는 시점에서의 특정 상황에 의해 크게 좌우된다. 개인이 마주한 건강 문제 또는 재정적 상황, 기타 영역에 대한 결정이나 조치에 따라 위험에 대한 태도는 달라질 수 있다(Weber, 2010; Doonkers et al., 2001; Weber et al., 2002). 특히 건강충격이 개인의 위험에 대한 태도를 살펴본 Decker et al. (2016)의 연구에서는 건강충격을 경험한 사람들에게서 위험 회피가 유의하게 증가한다는 결과를 발견했다. 이러한 발견은 경제이론에서 개인의 위험에 대한 태도가 일정하다고 가정하는 것(Stigler et al., 1977)과 대조적인 연구 결과이다.

개인의 위험 선택에 관한 연구에서는, 두 가지 잠재적 매커니즘을 제시하고 있다. 첫째는, 개인이 현재 노출되어 있는 특정 상태에 따라 달라질 수 있다는 것이고(Andersen et al., 2008), 두번째는, 개인의 두려움과 같은 감정이 시간이 지남에 따라 개인의 위험 태도를 바꾼다는 것이다(Guiso et al., 2013; Cohn et al., 2015). 첫 번째 경로에서는 자신의 건강상태에 대해 불완전하게 알고 있는 개인이 건강충격을 경험하게 되면, 이는 개인이 진정한 건강상태를 직면하게 되는 신호가 될 수 있고 이러한 정보가 이후 개인의 의사결정에 통합된다는 것을 강조한다(Clark et al., 2002). 이러한 기전으로 인해 건강충격은 개인의 위험 회피를 증가하는 요인이 된다. 건강충격과 위험 회피에 관한 Decker et al. (2016)의 연구에서는, 실제로 건강충격을 경험한 사람들이 이후에 위험을 기피할 확률이 더 높아진다는 것을 보고하였다. 민감도 분석을 통한 강건성 검증에서도 이러한 결과는 일관되게 보고되었으며, 건강충격이 발생한 이후 최소 4년동안 이러한 위험에 대한 태도가 지속되는 것을 보였다.

이러한 연구결과는 불확실성 하에서 의사결정에 대한 개인의 위험 태도는 일정하지 않고 건강충격 등 외부 사건에 대한 반응으로 변화할 수 있다는 심리학적 개념을 반영한 위험 선호를 나타낸다. 개인의 위험 선호가 변화될 수 있다는 매커니즘에서는 정보의 부족 등으로 인한 의사결정과 두려움 등의 성격 심리학(personality psychology)적 요인이 반영되어 맥락과 환경에 따라 개인의 위험 선호가 변경될 수 있음을 언급하였다.

나. 위험선호의 변화와 민간보험 가입

보험에 대한 수요는 건강에 따라 한계 효용이 어떻게 변하는가 뿐만 아니라, 효용 기능의 다른 매개 변수인 위험 회피(risk aversion)에 의존하는 특징을 가진다(Finkelstein et al., 2009). 위험 회피는 건강, 실업, 재산, 재난 등과 관련한 방대한 보험에 대한 수요를 발생시킨다(O'Donoghue et al., 2018).

개인의 위험 선호가 시간에 따라 변화하는 이유에 관한 이론을 제시한 연구들에서는 선호도가 변화하는 이유가 개인이 직면하고 있는 환경에서 충격이나 새로운 두려움 등의 환경 변화가 발생한 경우임을 확인할 수 있었다. 이에 따라 위험 선호에 대한 측정의 데이터가 시간에 따라 안정적이지 않은 경우, 이에 대한 잠재적 설명은 개인의 개인의 의사 결정이나 위험 선호를 변화시킬만한 충격에 직면하고 있다는 가정으로 이어질 수 있다. 개인에게 발생한 충격이 선호변화에 미치는 영향을 살펴본 연

구에서는 충격이라는 외부요인이 발생하지 않았을 경우 선호의 변경폭이 작거나, 변경되지 않았을 것이라는 근본적인 가정에서 출발하였다(Chuang et al., 2015).

본 연구에서는 불확실성 하에서 의사결정에 직면한 개인의 위험 선호가 변화하는 요인인지 확인하기 위하여, 건강충격을 경험한 가구원을 보유한 가구의 민간보험 가입변동을 실증적으로 분석하여 인과관계를 탐색해보고자 한다.

IV. 연구방법

1. 자료원

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하는 한국의료패널 1기(2008-2018년) 연간데이터(version 1.7.2)를 활용하였다. 한국의료패널은 가구 및 가구원에 대한 기본적인 인구학적 특성 및 사회경제적 특성, 입원, 외래, 응급의료 이용 등의 의료이용 및 의료비 지출내용, 의료보장 형태 및 민간보험 가입에 대한 설문을 포함하고 있다. 특히 민간보험 가입연도, 보험 형태, 보장 유형, 납부 보험료액, 보험금 청구 및 수령여부, 수령액 등 민간보험에 대한 상세한 정보를 제공하고 있어 가구 내 민간보험 가입 변동을 분석하기에 적합한 자료로 판단된다. 본 연구에서는 한국의료패널 1기 연간데이터에서 제공하는 전체 연도(2008년-2018년)를 분석에 활용하였다.

2. 건강충격 가구 정의

본 연구는 건강충격을 겪은 가구의 민간보험 가입변동을 살펴보는 것을 목적으로 하므로 연구 대상자는 건강충격을 겪은 가구로 설정하였다. 건강충격은 건강 수준의 악화를 초래하는 다양한 원인들 중 예측하지 못한 질병 또는 사고로 인해 발생한 충격을 지칭하는 개념으로 정의된다(Leive, et al., 2008; Khan, 2010; Alam et al., 2014; Knight et al., 2015). 국내에서 건강충격을 활용한 연구에서는 암, 심혈관질환, 뇌혈관질환 등의 중증질환 발생을 건강충격으로 정의하거나(김수진 외, 2018; 양동욱, 2020; 김강희, 2021), 일정 기간의 입원으로 정의한 경우(권정현, 2018; 김수진 외 2018), 특정 질환 발생으로 인한 외래 이용과 입원을 조합하여 정의하기도 했다. 이처럼 건강충격의 정의가 다양하며 합의되지 않은 상황에서 본 연구에서는 중증질환(암, 심혈관질환, 뇌혈관질환) 발생을 중심으로 한 건강충격 개념을 활용하고자 한다. 중증질환의 발생은 일반적으로 예상하기 어려운 사건이며 질병 치료와 관련하여 환자 개인의 선택이 제한되고 진단을 받은 직후부터 치료를 시작한다는 점에서 외생적인 사건으로 고려되어 건강충격으로 인한 영향을 살펴보기에 적절하다고 판단된다(김수진 외, 2018; 양동욱, 2020). 본 연구에서는 건강충격이 발생한 가구를 과거 4년 동안 건강충격이 발생하지 않았고, 중증질환에 해당하는 상병으로 의료이용(외래 또는 입원) 이후 1년 이내에 추가로 1회 이상 동일 상병으로 의료서비스를 이용한 경우로 정의하였다. 위와 같은 정의를 통해 자료 내에서 확인 가능한 건강충격 경험 가구는 총 530가구로 확인되었다.

1) 1년 이내의 추가 의료이용은 윤달을 고려하여 평균 1년을 365.25일 이내로 정의함. 예를 들어, 2013년 6월 1일에 중증질환으로 인한 의료이용 4년간 발생하였다면 2014년 5월 30일까지 해당 상병으로 추가적인 의료이용이 발생한 경우를 건강충격이 발생한 것으로 고려함.

2. 비교군 선정: Rolling Entry Matching(REM)

건강충격 발생 여부 이외에 민간보험 수요변동에 영향을 미치는 요인을 효과적으로 통제하기 위해 성향점수매칭을 기반으로 하는 Rolling Entry Matching(REM) 활용하여 건강충격 가구와 유사한 특성을 가지는 비교군을 1:1 매칭으로 530가구를 선정하였다.

전통적인 성향점수매칭(PSM, Propensity Score matching) 방법은 본질적으로 횡단면 연구에 더 적합하도록 설계되었으며, 중재(intervention) 이전 공변량을 활용하여 매칭하고 중재 이후 결과를 측정하여 특정 시점에서의 중재의 효과를 분석하는 방식으로 적용된다. 하지만 일반적인 PSM은 연구대상이 순차적으로 연구에 포함되는 형태를 가정한 연구에서 활용하기 어려운 설계이며, 비교군에서 기준시점(baseline)과 중재기간(intervention period)이 정해지지 않은 경우 활용하기 어려운 제한점이 있다.

이에 본 연구에서는 건강충격이 관찰기간 중 발생한 순서에 따라 순차적으로 포함된다는 점을 고려하여 기존의 매칭 방법의 한계점을 극복한 REM 방법을 활용하고자 하였다. REM은 종단 또는 패널 연구를 위해 설계된 성향점수매칭방법으로 개인의 고정적인(static) 특성과 변화하는(dynamic) 특성 모두를 반영하여 매칭 대상을 선정한다(Jones et al., 2019). REM은 비교군에 대한 특정 중재의 시작일이 존재하지 않을 때도 효과적인 방법이다. 예를 들어 건강충격이 발생한 A라는 사람과 A와 고정적인(static) 특성이 비슷하지만 건강충격이 발생하지 않은 B라는 가상의 두 사람을 비교하는 상황에서 A가 만약 2012년에 건강충격이 발생했다면 A와 B의 2011년 데이터를 비교할 수 있고, 만약 2018년에 건강충격이 발생했다면 두 사람의 2017년 데이터를 비교할 수 있다. 이처럼 REM은 중재가 시작된 시기까지 고려하여 매칭을 수행하는 방법으로 매칭 이후에는 비교군에도 중재 시작일이 부여된다. REM에서는 일반적으로 관찰 기간을 맞추는 작업으로 look-back 값을 지정하는데, 본 연구에서는 look-back의 값을 건강충격 발생한 해의 1년 전으로 설정하였다. 따라서 모든 매칭은 건강충격 발생 1년 전의 특성을 활용하였다. 매칭을 위한 프로그램으로는 R 1.4.2를 활용하였으며 rollmatch 패키지를 활용하여 매칭을 시행하였다.

성향점수 추정을 위한 공변량으로 가구주의 특성과 가구의 특성을 반영하고자 하였으며 가구주의 특성으로 성별, 연령, 교육 수준, 혼인상태, 경제활동 여부를 포함하였고, 가구 특성에는 가구원 수, 가구 소득, 가구 내 장애 보유 여부, 가구 내 평균 만성질환 개수를 고려하였다. 매칭 이후에는 실험군과 유사한 비교군이 선정되었는지를 확인하기 위하여 범주형 변수는 카이제곱검정, 연속형 변수는 t 검정을 시행하였다.

3. 분석방법

건강과 보험 가입은 내생성이 존재하는 관계로 이와 관련한 분석을 수행할 경우 변수 간 내생성에 유의할 필요가 있다. 본 연구에서는 이러한 문제를 극복하기 위해 선행연구에서의 연구방법을 고려하여 준실험적 연구설계(Quasi-experiment design)를 활용하였고, 이를 통해 건강충격이 민간보험 가입 변동에 미치는 영향을 인과적 측면에서 살펴보고자 하였다. 건강충격을 정의하면서 비교적 외생적으로 발생할 수 있는 중증질환을 선정하였으나 여전히 남아있을 수 있는 선택 편의와 내생성을 효과적으로 통제하기 위해 REM을 활용한 비교군을 선정하였다.

본 연구에서는 총 3개의 일반화이중차분(Generalized Difference-in-differences) 모형이 고려되었다. 1) 패널 자료를 활용하여 상대시간에 따른 민간보험 가입 변화를 분석하였고, 2) 평균처리효과를 분석하였으며, 3) 건강충격의 누적된 효과를 살펴보기 위해 건강충격이 한 번 발생했을 경우와 두 번 이상 발생했을 경우의 효과가 다르게 나타나는지 살펴보고자 한다.

첫 번째 분석에 대한 분석 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \sum_{k=-4}^3 \gamma^k P_{it}^k + \sum_{k=-4}^3 \delta^k C_{it}^k P_{it}^k + v_{it} \quad (1)$$

첫 번째 분석은 건강충격 발생 4년 전과 발생 이후 3년까지의 민간보험 가입 변동을 확인하기 위한 모형이다. 관찰기간 중 건강충격이 발생한 시기가 가구별로 상이하므로 건강 충격 발생 연도를 기준 연도(t0)로 하여 발생 1년 전(t-4)부터 발생 이후 3년(t+3)으로 상대적 시간 변수를 정의하였다. 종속변수(Yit)는 민간보험 가입여부, 민간보험 가입 개수, 민간보험 납부금액이며 t시기 연구대상의 민간보험 관련 변수를 의미한다. α_i 는 시간에 따라 변화하지 않는 연구 대상의 고정효과이며, X_{it} 는 시간의 흐름에 따라 변화하는 연구 대상의 특성이다. T_{it}^k 는 더미변수로 t=k일 경우 1, 그렇지 않을 경우 0으로 정의된다. C_{it} 는 가구 내 건강충격이 발생한 경우 1이고 그렇지 않은 경우 0으로 정의하며, 기준 기간은 t=-1로, 가구에 건강충격이 발생한 해의 1년 전 시점이다. δ 는 k년 동안의 DD 효과 추정치로서 본 연구의 관심 추정치이다.

두 번째 분석에서는 건강충격의 효과가 시간에 따라 일정하다고 가정한 일반화 이중차분법으로 분석 모형은 다음과 같다.

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \gamma P_t + \delta T_{it} + v_{it} \quad (2)$$

본 모형에서 δ 는 DD의 효과 추정치이며, P_t 는 시간 더미 변수로 2008년부터 2018년까지 연도를 의미한다. δ 는 DD 추정치로 t 시점에 건강충격이 발생한 경우 1의 값을 가지고 그렇지 않은 경우 0으로 정의된 더미변수이다.

다음 분석은 한 가구 내에서 건강충격이 추가적으로 발생한 경우 추가발생의 누적 효과를 살펴보기 위한 모형으로 한 번 발생했을 경우와 두 번 이상 발생했을 경우의 효과가 다르게 나타나는지 확인하는 것을 목적으로 한다.

$$Y_{it} = \alpha_i + X'_{it}\beta + \gamma P_t + \delta_1 T_{it} + \delta_2 T_{it} + v_{it} \quad (3)$$

δ_1 은 가구내에 첫 번째로 발생한 건강충격의 효과를 의미하고, δ_2 는 추가적으로 발생한 건강충격의 효과를 의미한다. 추가 발생은 건강충격이 처음 발생한 이후 4년 이내에 동일한 가구원이 다른 질병으로 건강충격이 발생한 경우 또는 다른 가구원이 건강충격이 발생한 경우로 정의하였다.

본 연구에서 활용한 종속변수와 독립변수를 정리하여 <표 1>에 제시하였다. 종속변수인 가구 내 민간보험 가입 여부, 가입 건수, 민간보험료 납부액에서 건강충격이 발생한 가입 내역은 제외하여 종속

변수를 구성하였다. 이는 본 연구 목적이 건강충격으로 인해 가구 내 구성원의 위험 선호 변화로 민간보험 가입과 관련된 의사결정의 변화를 파악하는 것이므로 이를 위해서는 건강충격이 발생한 개인의 건강문제로 인한 민간보험 변동을 배제하는 것이 필요하다고 판단하였다.

민간보험 가입 여부는 가구 내 한 명이라도 민간보험이 가입한 경우에는 1의 값을 가지고 아닌 경우에는 0의 값을 가진다. 민간보험료 납부액과 민간보험 가입 건수는 전체 가구에 +1의 값을 부여한 후 자연로그를 취한 값을 분석에 활용하였다.

분석을 위한 통계패키지는 SAS software 9.4.버전과 R 4.1.2버전을 활용하였다.

<표 1> 변수정의

변수명		변수정의	
종속변수 (y)	민간보험 가입변동	민간보험 가입 여부	가입 여부의 변동
		민간보험 가입 개수	가입 개수의 변동
		민간보험 납입 금액	납입 금액의 변동
주요 설명변수	건강충격 발생 가구 여부	가구 내 암, 심혈관질환, 뇌혈관질환, 중증질환이 발생한 가구를 보유한 경우 건강충격 발생 가구로 정의 직전 4년간 건강충격이 발생하지 않았고, 건강충격 발생 이후 해당 상병으로 1년 이내에 1회 이상 의료이용을 한 경우	
통제변수 (COVs)	가구주 특성	성별	남성, 여성
		연령	연속형 변수로 활용함
		교육 수준	중학교 졸업 이하, 고등학교 졸업 이하, 대학교 이상
		혼인상태	혼인, 별거/이혼/사별, 미혼
		경제활동 여부	경제활동 중, 경제활동에 참여하지 않음
	가구 특성	가구원 수	연속형 변수로 활용함
		가구소득	가구소득 5분위
		장애 가구원 보유 여부	가구 내 장애 가구원을 보유, 보유하지 않음
		만성질환 개수	가구 만성질환 개수의 평균
		CCI	가구 찰슨동반상병지수(charlson comorbidity index, CCI)의 평균

V. 연구결과

1. 연구대상의 특성 및 매칭결과

매칭 전 대상 가구는 총 32,492가구로 건강충격을 경험한 가구가 5,754가구, 비경험 가구가 26,738가구로 나타났다. 연구에서의 건강충격의 정의와 관찰기간을 통해 최종적으로 선정된 가구는 총 1,060가구로 건강충격을 경험한 가구가 530가구, 비경험 가구가 530가구로 선정되었다. 본 연구에서의 건강충격 정의에 따라, 연도별 건강충격이 발생한 가구 수는 <표 2>와 같다. 2011년을 기준으로 207가구, 2012년 134가구, 2013년 90가구, 2014년 99가구로 총 530가구가 건강충격이 발생하였으며, 1:1 Roing entry matching(REM)을 통해 건강충격 발생 이외의 특성이 유사한 비교군 530가구를 선정하였다.

<표 2> 연도별 건강충격 신규 발생 가구 수

연도	2011	2012	2013	2014	total
가구 수	207	134	90	99	530
전체가구 수	5,741	5,434	5,200	6,862	49,068
발생 비율(%)	3.6	2.5	1.7	1.4	2.3

매칭 전후 실험군과 비교군의 특성은 <표 3>과 같다. 매칭 전 건강충격을 경험한 가구주의 성별은 남성이 82.6%, 여성이 17.4%이며, 연령은 평균 64.0세로 나타났다. 교육수준의 경우 중학교 이하가 54.1%, 고등학교 이하가 27.1%, 대학교 이상이 18.8%를 보였다. 혼인상태의 경우 결혼한 가구주가 76.1%, 별거, 사별 등으로 배우자가 없는 경우가 22.7%, 미혼이 1.2%를 보였다. 경제활동의 경우 61.2%가 경제활동 중이라고 응답하였으며, 38.8%가 경제활동을 하고 있지 않다고 응답하였다. 가구소득의 경우 1분위가 26.6%, 2분위가 24.0%, 3분위가 18.2%, 4분위가 15.7%, 5분위가 15.6%로 나타났으며, 가구내 장애인 보유 여부의 경우 장애가 없는 가구가 78.9%, 있는 가구가 21.1%로 나타났다. 가구원수는 평균 2.7명으로 나타났고, 만성질환 개수는 0.4개, cci점수는 0.4점으로 보고되었다.

매칭 전 건강충격을 경험하지 않은 가구주의 성별은 남성이 80.5%, 여성이 19.5%이며, 연령은 평균 55.5세로 나타났다. 교육수준의 경우 중학교 이하가 33.6%, 고등학교 이하가 34.8%, 대학교 이상이 31.7%로 보고되었다. 혼인상태의 경우 결혼한 가구주가 74.8%, 별거, 사별등으로 배우자가 없는 경우가 21.8%, 미혼이 3.5%로 나타났다. 경제활동의 경우 경제활동 중인 비율이 전체의 78.1%를 차지했으며, 21.9%가 경제활동을 하고 있지 않다고 응답하였다. 가구소득의 경우 1분위가 17.6%, 2분위가 20.7%, 3분위가 21.0%, 4분위가 21.1%, 5분위가 19.7%로 나타났으며, 가구내 장애인 보유 여부의 경우 장애가 없는 가구가 88.4%, 있는 가구가 11.6%로 나타났다. 가구원수는 평균 3.0명으로 나타났고, 만성질환 개수는 0.1개, cci점수는 0.1점으로 보고되었다.

매칭에 활용한 가구주의 성별, 연령, 교육수준, 혼인상태, 경제활동여부와 가구정보인 가구원수, 가구소득, 가구내 장애인 보유 여부, 가구 만성질환 개수 평균, 가구 CCI 점수 평균이 매칭 전 통계적으로 유의한 차이를 보였지만, 매칭 후에는 유의한 차이를 보이지 않았다. 매칭 전에는 건강충격 경험

가구 여부에 따라 차이를 보인 변수들이 매칭 후 큰 차이를 보이지 않은 것을 미루어 보아 분석을 위한 비교군 선정이 적절히 이루어졌음을 확인하였다.

〈표 3〉 연구대상 가구의 인구사회학적 특성 매칭결과

	Before Matching			After Matching		
	<i>Treat</i> (<i>N</i> =5,754)	<i>Control</i> (<i>N</i> =26,738)	<i>p</i> -value	<i>Treat</i> (<i>N</i> =530)	<i>Control</i> (<i>N</i> =530)	<i>p</i> -value
	<i>n</i> (%)	<i>n</i> (%)		<i>n</i> (%)	<i>n</i> (%)	
Sex						
Male	4,752(82.6)	21,528(80.5)	0.0003	455(85.9)	458(86.4)	0.8590
Female	1,002(17.4)	5,210(19.5)		75(14.2)	72(13.6)	
Age						
mean±s.d	64.0±11.7	55.5±13.4	<.0001	63.4±11.5	63.3±12.0	0.9763
Education level						
Middle School	3,111(54.1)	8,971(33.6)	<.0001	283(53.4)	277(52.3)	0.3928
High School	1,557(27.1)	9,301(34.8)		147(27.7)	165(31.1)	
University	1,086(18.8)	8,466(31.7)		100(18.9)	88(16.6)	
Marital status						
Married	4,379(76.1)	19,992(74.7)	<.0001	425(80.2)	429(80.9)	0.3644
Separated	1,304(22.7)	5,824(21.8)		99(18.7)	99(18.7)	
Single	71(1.2)	922(3.5)		6(1.1)	2(0.4)	
Economic Activity						
Yes	3,524(61.2)	20,883(78.1)	<.0001	341(64.3)	359(67.7)	0.2702
No	2,230(38.8)	5,855(21.9)		189(35.7)	171(32.3)	
Household members						
mean±s.d	2.7±1.3	3.0±1.3	<.0001	2.7±1.3	2.8±1.3	0.3859
Income level						
Lowest	1,532(26.6)	4,694(17.6)	<.0001	134(25.3)	127(24.0)	0.928
Lower	1,379(24.0)	5,527(20.7)		127(24.0)	125(23.6)	
Medium	1,046(18.2)	5,605(21.0)		94(17.7)	102(19.3)	
Higher	902(15.6)	5,648(21.1)		89(16.8)	95(17.8)	
Highest	895(15.6)	5,264(19.6)		86(16.2)	81(15.3)	
Disability						
Yes	1,212(21.1)	3,113(11.6)	<.0001	120(22.6)	112(21.1)	0.6031
No	4,542(78.9)	23,625(88.4)		410(77.4)	418(78.9)	
Chronic						
mean±s.d	0.4±0.5	0.1±0.3	<.0001	0.2±0.4	0.2±0.3	0.0721
CCI						
mean±s.d	0.4±0.6	0.1±0.3	<.0001	0.2±0.4	0.2±0.3	0.0768

T, treatment group; C, comparison group; s.d, standard deviation; CCI, charlson comorbidity index
% of N in parenthesis

2. 가구 내 건강충격이 가구 민간보험 가입변동에 미치는 영향

가. 상대적 시간에 따른 민간보험 가입 변화

본 연구에서는 구축한 패널 자료를 활용하여 상대 시간에 따른 민간보험 가입 변화를 살펴보았으며 분석 결과는 <표 4>와 같다.

일반화이중차분모형에서 건강충격이 발생하기 1년 전을 기준 연도로 정의하였을 때 그보다 이전 시기의 이중차분모형 추정치가 통계적으로 유의하지 않다면 이중차분모형의 주요 가정인 정책군과 비교군의 parallel trends 가정이 충족하는 것으로 판단할 수 있다. 분석 결과를 살펴보면, 민간보험 가입 여부, 민간보험 가입 건수, 민간보험료 납부액 모두에서 건강충격 발생 1년 전(t-1)에 비해 4년 전(t-4), 3년 전(t-3), 2년 전(t-2) 추정치 모두 통계적으로 유의하지 않아 두 군간의 parallel trends 가정이 충족되는 것을 확인할 수 있다.

한편, 건강충격 발생이 민간보험 수요에 미친 영향은 건강충격 발생 직후의 정책효과(t0), 1년 후 효과(t+1), 2년 후 효과(t+2), 3년 후 효과(t+3) 추정치를 통해 확인할 수 있다. 결과적으로 건강충격이 민간보험 가입 여부, 가입 건수, 보험료 납부액에 미친 영향은 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 4> 상대적 시간에 따른 민간보험 가입 변화

	Probability of PHI Subscription	ln(No. of PHI subscribed)	ln(PHI payment)
	LPM/fe	OLS/fe	OLS/fe
<i>t-1(reference year)</i>			
<i>t-4</i>	0.008 (0.015)	0.025 (0.021)	0.152 (0.193)
<i>t-3</i>	0.016 (0.012)	0.015 (0.016)	0.296 (0.166)
<i>t-2</i>	0.007 (0.007)	-0.001 (0.010)	0.031 (0.101)
<i>t-1 (year of reference)</i>	ref.	ref.	ref.
<i>t0 (year of health shock)</i>	-0.016 (0.009)	-0.015 (0.015)	-0.208 (0.126)
<i>t+1</i>	-0.018 (0.012)	-0.015 (0.019)	-0.113 (0.169)
<i>t+2</i>	-0.013 (0.013)	-0.003 (0.021)	0.003 (0.191)
<i>t+3</i>	-0.008 (0.015)	0.007 (0.022)	0.078 (0.220)
Constant	0.819* (0.384)	-0.056 (0.597)	4.019 (4.467)
R-square	0.313	0.470	0.396
N	8,460	8,460	8,460

* p-value<0.05, ** p-value<0.01, *** p-value<0.001

나. 건강충격이 가구 민간보험 수요에 미친 영향

두 번째 모형에서는 건강충격이 가구 민간보험 수요에 미친 영향을 발생 이후의 시간을 구분하지 않고 평균 처치 효과로 확인하였으며, 이중차분모형 추정치와 소득변수 간 상호작용항을 추가하였다 <표 5>.

건강충격이 가구 민간보험 가입변동에 미치는 영향은 통계적으로 유의한 결과를 확인할 수 없었으나, 민간보험 가입개수와 민간보험 납입금액의 경우 건강충격과 소득수준의 교호항에 따라 효과가 다르게 나타났다. 민간보험 가입개수의 경우 건강충격 가구 여부와 소득의 상호작용항에서 건강충격을 받은 3분위의 경우 1분위에 비해 민간보험 가입개수가 늘어나는 것을 확인할 수 있었다 (p -value=0.004). 또한 보험료 납부액을 종속변수로 한 경우, 건강충격을 받은 가구에서 1분위에 비해 2, 3분위에서 보험료 납입액이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다(p -value=0.050, p -value=0.014).

<표 5> 건강충격이 가구 민간보험 수요에 미친 영향

		Probability of PHI subscription		ln(No of PHI subscribed)		ln(PHI payment)	
		w/o interaction	w/ interaction	w/o interaction	w/ interaction	w/o interaction	w/ interaction
HS	<i>Average effect of health shock</i>	-0.016 (0.011)	-0.025 (0.016)	-0.011 (0.015)	-0.041* (0.020)	-0.119 (0.152)	-0.410 (0.227)
Inc(ref.=1q)	<i>Income level: 1q(Lowest)~5q(Highest)</i>						
2q			0.009 (0.009)		0.005 (0.012)		0.087 (0.127)
3q			0.008 (0.013)		0.003 (0.017)		0.066 (0.168)
4q			0.014 (0.014)		0.036 (0.020)		0.313 (0.187)
5q			0.029 (0.016)		0.063** (0.023)		0.520** (0.211)
HS*Inc(ref.=1q)							
HS*2q	<i>Experienced health shock in 2nd quintile group</i>		0.016 (0.017)		0.035 (0.022)		0.468* (0.239)
HS*3q	<i>Experienced health shock in 3rd quintile group</i>		0.029 (0.020)		0.079* (0.027)		0.676** (0.274)
HS*4q	<i>Experienced health shock in 4th quintile group</i>		0.016 (0.019)		0.035 (0.028)		0.370 (0.265)
HS*5q	<i>Experienced health shock in 5th quintile group</i>		-0.016 (0.022)		0.013 (0.032)		0.012 (0.291)
Constant		0.712*** (0.266)	0.720*** (0.272)	-0.307 (0.399)	-0.256 (0.403)	3.413 (3.271)	3.791 (3.324)
R-square		0.326	0.326	0.489	0.488	0.414	0.412
N		11,558	11,558	11,558	11,558	11,558	11,558

Inc=Income level(1=lowest(ref), 2=lower, 3=medium; 4=higher; 5=highest
 *p-value<0.05, **p-value<0.01, ***p-value<0.001

다. 건강충격의 누적효과

건강충격의 누적효과로 인한 가구 민간보험 가입변동을 살펴보기 위하여 매칭된 자료를 바탕으로 분석을 시행하였으며, 분석결과는 <표 6>과 같다.

결과표에서 δ_1 은 가구내에 첫 번째로 발생한 건강충격의 효과를 의미하고, δ_2 는 추가적으로 발생한 건강충격의 효과를 의미한다. 전반적으로 누적효과에 대한 분석에서도 건강충격이 민간보험 가입 여부, 가입 건수, 보험료 납부액에 미친 영향에서 통계적으로 유의한 결과를 발견하지 못했다.

<표 6> 건강충격의 누적효과

	Probability of PHI Subscription	$\ln(\text{No. of PHI subscribed})$	$\ln(\text{PHI payment})$
	LPM/fe	OLS/fe	OLS/fe
δ_1	-0.017 (0.011)	-0.014 (0.015)	-0.397(0.226)
δ_2	-0.008 (0.021)	0.023 (0.032)	-0.622(0.617)
Constant	3.683** (3.326)	-0.305 (0.399)	3.683(3.326)
R-square	0.326	0.489	0.412
N	11,558	11,558	11,558

*p-value<0.05, **p-value<0.01, ***p-value<0.001

3. 하위군 분석

기본분석에서는 가구 내 건강충격이 가구 민간보험 가입변동에 미치는 영향을 살펴보았다. 연구결과를 보다 세부적으로 탐색하기 위하여 건강충격 발생 이전에 민간보험에 가입하지 않은 가구와 건강충격 발생 직전 가입한 가구를 하위군으로 설정하여 가구 민간보험 수요에 미치는 영향을 살펴보고자 하였다<표 7>.

분석결과, 하위군 분석에서도 민간보험 가입 여부, 가입 건수, 보험료 납부액에 대한 통계적으로 유의한 영향을 확인할 수 없었으며, 건강충격 발생 직전 가입자만 한정된 분석에서 t+2 시점에 민간보험 납부액이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다(p-value=0.038).

<표 7> 가구 내 건강충격이 가구 민간보험 가입변동에 미치는 영향

	Have no PHI before health shock		Have PHI before health shock	
	Probability of PHI Subscription	ln(No. of PHI subscribed)	ln(No. of PHI subscribed)	ln(PHI payment)
	LPM/fe	LPM/fe	OLS/fe	OLS/fe
<i>t-1(reference year)</i>				
<i>t-4</i>	-0.004 (0.029)	0.019 (0.030)	-0.001 (0.027)	0.108 (0.245)
<i>t-3</i>	0.006 (0.028)	0.010 (0.025)	0.035 (0.022)	0.381 (0.202)
<i>t-2</i>	0.013 (0.018)	0.013 (0.016)	-0.023 (0.013)	-0.174 (0.114)
<i>t-1</i>				
<i>(year of reference)</i>	ref.	ref.	ref.	ref.
<i>t0 (year of health shock)</i>	0.002 (0.013)	0.005 (0.013)	-0.008 (0.017)	0.058 (0.162)
<i>t+1</i>	0.003 (0.020)	0.006 (0.018)	-0.008 (0.024)	0.153 (0.219)
<i>t+2</i>	-0.029 (0.027)	-0.023 (0.025)	0.013 (0.027)	0.501* (0.241)
<i>t+3</i>	-0.027 (0.034)	-0.019 (0.032)	0.001 (0.027)	0.351 (0.258)
Constant	-0.349 (1.082)	0.354 (1.531)	0.312 (0.494)	-2.498 (3.896)
R-square	0.067	0.063	0.368	0.257
N	2,235	2,235	6,218	6,218

*p-value<0.05, **p-value<0.01, ***p-value<0.001

VI. 고찰 및 결론

본 연구에서는 가구 구성원의 건강충격에 대한 가구의 영향 중, 특히 가구 구성원의 위험 선호(Risk Preference) 변화로 인한 보험 가입변동 여부에 초점을 맞추어 연구를 진행하였다. 위험 선호와 관련한 선행연구에서는 건강충격과 같은 사건이 개인의 위험 선호를 변화시킬 수 있는지, 궁극적으로 위험 선호라는 개념이 시간에 따라 달라지는지를 실증적으로 확인하고자 했고, 연구결과는 연구마다 차이를 보였다. 이러한 연구 상황을 고려하여, 본 연구는 국내 상황에서 건강충격과 같은 사건이 가구 구성원의 위험 선호를 변화시키는 요인으로 작용하는지를 탐색해보고자 하였다.

본 연구에서는 일반화 이중차분모형(Generalized Difference-in-Differences, GDD)을 활용하여 상대

적 시간에 따른 민간보험 가입변화, 평균 처치효과 및 건강충격의 누적효과를 살펴보았다. 건강충격이 민간보험 수요변동에 미치는 영향을 건강충격 발생 직후 정책효과(t_0), 1년 후 효과($t+1$), 2년 후 효과($t+2$), 3년 후 효과($t+3$)와 같이 상대적 시간에 따라 살펴본 결과, 건강충격이 민간보험 가입 여부, 가입 건수, 보험료 납부액에 미치는 영향은 통계적으로 유의하지 않았다. 추가적으로 확인한 평균처치효과와 누적효과에서도 건강충격이 민간보험 가입 여부, 가입 건수, 보험료 납부액에 미친 영향에서 통계적으로 유의한 결과를 발견하지 못했다. 다만, 민간보험 가입개수와 민간보험 납입금액의 경우 건강충격과 소득수준의 상호작용항에 따라 효과가 다르게 나타났다.

기본분석을 통해 확인한 가구 내 건강충격이 민간보험 가입변동에 미치는 영향에서는 대체적으로 유의한 결과를 발견하지 못했다. 이러한 결과를 보다 세부적으로 탐색하기 위하여 건강충격 발생 이전에 민간보험에 가입하지 않은 가구와 건강충격 발생 직전 가입한 가구를 연구 대상으로 설정하여 하위군 분석을 시행했으나 하위군 분석에서도 민간보험 가입 여부, 가입 건수, 보험료 납부액에 대한 통계적으로 유의한 영향을 확인할 수 없었으며, 건강충격 발생 직전 가입자만 한정된 분석에서 $t+2$ 시점에 민간보험 납부액이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다.

선행연구에서는 개인의 위험 선호는 개인이 처한 특정 상태에 따라 달라질 수 있고(Andersen et al., 2008), 개인의 두려움과 같은 감정이 시간이 지남에 따라 개인의 위험 태도를 바꿀 수 있다고 언급한 바 있다(Guiso et al., 2013; Cohn et al., 2015). 자신의 건강에 대해 불완전한 정보를 가진 개인이 건강충격을 경험할 경우 이는 개인이 진정한 건강상태를 직면하는 신호임과 동시에 개인이 이후 의사결정을 내릴 때 활용하는 정보가 되며(Clark et al., 2002), 이러한 기전으로 인해 건강충격은 개인의 위험 회피를 증가하는 요인이 된다. 건강충격과 위험 회피에 관한 실증적 연구에서는, 실제로 건강충격을 경험한 개인이 이후에 위험을 기피할 확률이 더 높아진다는 연구 결과를 제시하였다(Decker et al., 2016). 이처럼 선행연구에서는 건강충격과 같은 사건이 개인의 위험 선호에 영향을 미칠 수 있는 요인으로 제시되었고, 본 연구에서도 가구 내에서 발생한 건강충격이 위험 선호의 영향을 받는 민간보험 수요에 영향을 미칠 것으로 예상했으나 분석 결과 민간보험 수요의 뚜렷한 변동은 발생하지 않았다.

본 연구의 분석 결과는 다음과 같이 해석될 수 있다. 경제학에서는 개인의 위험 선호를 시간에 따라 변화하지 않는 개인의 고유하고 안정적인 특성으로 가정한다(Stigler et al., 1977). 그 이유는 개인은 합리적인 주체이며, 개인이 가져올 미래에 대해 안정적인 선호를 통해 자신을 효용을 극대화하려고 하기 때문이다(Becker et al., 1988). 본 연구에서 나타난 결과는 개인의 위험 선호가 변화할 수 있는 속성이라기보다, 개인의 선호(preference)와 제약(constraints)을 기반으로 한 대체로 일정하게 유지되는 속성임을 나타낸다.

개인의 위험 선호를 살펴본 연구에서는 개인이 마주한 환경적 변화에 따라 위험 선호가 증가하기도, 감소하기도, 일정하게 유지되는 결과를 나타내기도 했는데(Sahm, 2012; Chuang et al., 2015; Schildberg-Hörisch, 2018), 본 연구의 결과는 건강충격이라는 사건이 개인의 위험 선호변화에 미치는 영향이 비교적 적은 것으로 나타났다. 일반적으로 민간보험 가입은 개인의 위험 선호를 반영하여 결정되나, 본 연구에서는 개인의 위험 선호가 개인이 직면하는 사건이나 환경에 따라 대체로 변화하지 않는다는 것을 확인하였다.

일부 분석에서는 건강충격이 민간보험 수요에 미치는 효과가 제시되기도 하였는데, 민간보험 가입

개수의 경우 건강충격 가구 여부와 소득수준의 상호작용항에서 건강충격을 받은 3분위의 경우 1분위에 비해 민간보험 가입 개수가 늘어나는 것을 확인하였고, 보험료 납부액을 종속변수로 한 경우 건강충격을 받은 가구에서 1분위에 비해 2, 3분위에서 보험료 납입액이 유의하게 증가하는 결과를 보였다. 다른 분석에서는 효과를 보이지 않았지만, 1분위에 비해 2, 3분위 소득이 늘어났다는 것은 1분위의 경우 가장 낮은 소득 계층으로 공공정책이나 보건복지정책의 대상이 될 수 있으나 2, 3분위 등 중간 소득계층에서는 정책 대상에서 제외될 가능성이 높고, 소득도 고소득 분위에 비해서는 낮기 때문에 건강충격과 같은 사건에 재정적 대응을 위해 민간보험을 늘릴 가능성이 존재한다.

본 연구결과를 통해, 위험 선호는 시간에 따라 변화하는 속성이라기 보다 개인이 지닌 고유 특성이라는 결과를 확인하였고, 이는 개인의 위험선호가 시간에 따라 지속적이고 상당부분 안정적인 것이라는 선행연구와 일치하는 결과이다(Schildberg-Hörisch, 2018). 다만, 선행연구에서 언급한바와 같이 안정성의 정도(degree of stability)의 측면에서는 신고전파 경제이론(neoclassical economic theory)이 가정하는 완전한 안정성(perfect stability)으로 판단하기에 한계가 존재한다(Schildberg-Hörisch, 2018). 본 연구의 결과를 더 확실하게 확인하기 위해서는 위험 선호에 대한 직접적인 확인이 필요하며, 민간보험 변동 결과도 함께 살펴볼 필요가 있다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 국내에서 진행된 선행연구를 참고하여 건강충격에 대한 정의를 비교적 외생적으로 발생했다고 판단할 수 있는 중증질환(암, 심혈관질환, 뇌혈관질환)을 기반으로 선정하였으나, 가구 내 구성원에게 영향을 미칠 수 있는 다른 중증질환이나 사망 등은 고려하지 못했다는 제한점이 있다. 그러나 건강충격 발생을 기점으로 발생 이전 4년, 이후 3년을 분석에 포함하여 발생할 수 있는 모든 효과의 가능성을 살펴보고자 하였다.

둘째, 가구 구성원의 위험 선호변화를 민간보험 수요 변화를 통해 간접적으로 확인할 수 있었다는 점에서 제한점이 있다. 보험에 대한 수요는 건강에 따른 한계 효용 변화뿐만 아니라, 위험 회피(risk aversion)에 의존한다. 보험에 대한 수요는 위험 회피(risk aversion)자가 불확실한 손실로부터 위험 비용을 줄이기 위한 목적으로 선택하며, 개인의 위험선호가 반영되어 나타나는 의사결정이다. 본 연구에서는 민간보험 수요를 통해 간접적으로 가구의 위험 선호 변화를 측정하고자 하였으나, 건강충격으로 인한 영향이 가구 구성원의 위험선호에 미치는 영향을 직접적으로 측정한 것은 아니라는 점에서 한계가 있다.

위와 같은 제한점에도 불구하고, 본 연구는 중재의 시점이 서로 다른 종단 및 패널 자료원에서 활용할 수 있는 REM을 활용하여 연구 설계에 적합한 매칭 방법을 사용하였고, 일반화이중차분법(Generalized Differences-in-Differences)를 활용하여 건강충격이 가구 민간보험 수요에 미치는 영향에 대한 인과적 추론을 했다는 점에서 의의가 있다. 또한, 건강충격과 같은 사건이 가구 내 민간보험 가입변동에 미치는 영향을 시간에 따른 변화, 건강충격의 중복 발생, 소득에 따른 변화 등을 다각도로 살펴보며 간접적으로 가구 구성원의 위험 선호를 변화시킬 수 있는지 실증적으로 분석했다는 점에 의의가 있다.

VIII. 참고문헌

- 권정현 (2018). 건강충격의 고용과 소득 효과 분석. 노동경제논집, 41(4), 31-62
- 김강희 (2021). 건강충격이 부채에 미치는 영향. 석사학위논문, 서울대학교, 서울.
- 김윤희 (2010). 건강문제가 가구경제에 미치는 영향. 박사학위논문, 서울대학교, 서울.
- 김수진, 김기태, 정연, 박금령, 오수진, 김수정. (2018). 질병으로 인한 가구의 경제활동 및 경제상태 변화와 정책과제. 한국보건사회연구원
- 김창오 (2019). 건강충격이 빈곤화에 미치는 영향. 박사학위논문, 서울대학교, 서울.
- 김창호 (2017). 민간보험 비급여제도의 문제점과 개선방안. 이슈와 논점. 1332호. 국회입법조사처
- 신현웅, 임재우 (2018). OECD 국가들의 민간보험 관리 동향 - 공적보험과 민간보험 관계 설정을 중심으로. HIRA 정책동향. p.13-23
- 신현웅, 여나금, 정형선, 김혜윤, 이재은, 김희년 (2019). 건강보험 보장성 지표 개선방안 마련을 위한 연구. 한국보건사회연구원
- 양동욱 (2020). 건강충격이 노동공급 및 소득에 미치는 영향과 가구의 대응. 박사학위논문, 서울대학교, 서울.
- 양봉민, 김진현, 이태진, 배은영. (2015). 보건경제학(개정판). 나남.
- 오승연, 김미화 (2016). 재난적 의료비 지출의 국제비교. 보험연구원 이슈분석 monthly 제 4호. p.13-16
- 최기춘, 이현복 (2017). 국민건강보험과 민간의료 보험의 역할 정립을 위한 쟁점. 보건복지포럼. p.30-42
- Alam K, Mahal A. Economic impacts of health shocks on households in low and middle income countries: a review of the literature. *Globalization and health*, 2014; 10(1): 21-22.
- Andersen, S., Harrison, G.W., Lau, M.I., Rutström, E.E., (2008). Lost in state space: are preferences stable? *International Economic Review* 49 (3), 1091-1112.
- Becker, G. S., Murphy, K. M. (1988). A theory of rational addiction. *Journal of Political Economy*, 96(4), 675-700.
- Breye, F., Fuchs, V. R. (1982). Risk Attitudes in Health: An Exploratory Study. NBER Working Papers 0875, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Callen, M., Isaqzadeh, M., Long, J.D., Sprenger, C., (2014). Violence and risk preference: experimental evidence from Afghanistan. *The American Economic Review* 104 (1), 123-148.
- Cameron, L., Shah, M., (2015). Risk-taking behavior in the wake of natural disasters. *Journal of Human Resources* 50 (2), 484-515.
- Chuang, Y., Schechter, L. (2015). Stability of experimental and survey measures of risk, time, and social preferences: A review and some new results. *Journal of Development Economics*, 117, 151-170.
- Cochrane, J.H. (1991). A simple test of consumption insurance. *Journal of Political Economy*, 99(5): 957-976.

- Cohen, A., Einav, L., (2007). Estimating risk preferences from deductible choice. *The American Economic Review* 97 (3), 745-788.
- Cohn, A., Engelmann, J., Fehr, E., Maréchal, M.A., (2015). Evidence for countercyclical risk aversion: an experiment with financial professionals. *The American Economic Review* 105 (2), 860-885.
- Cutler, D. M., Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education. *Journal of Health Economics*, 29(1), 1-28.
- Dano, A.M., (2005). Road injuries and long-run effects on income and employment. *Health Economics* 14 (9), 955-970.
- Decker, S., Schmitz, H. (2016). Health shocks and risk aversion. *Journal of health economics*, 50, 156-170.
- Dercon, S., Krishnan, P. (2000). 'In sickness and in health: Risk sharing within households in rural Ethiopia' . *Journal of Political Economy*, 108(4), 688-727.
- De Weerd, J., Dercon, S. (2006). 'Risk sharing networks and insurance against illness' . *Journal of Development Economics*, 81(2): 337-356.
- Dhanaraj, Sowmya (2014) : Health shocks and coping strategies: State health insurance scheme of Andhra Pradesh, India, WIDER Working Paper, No. 2014/003, ISBN 978-92-9230-724-0, The United Nations University World Institute for Development Economics Research (UNU-WIDER), Helsinki
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., Wagner, G.G., (2011). Individual risk attitudes: measurement, determinants, and behavioral consequences. *Journal of the European Economic Association* 9 (3), 522-550.
- Donkers B, Melenberg B, Van Soest A. (2001). Estimating risk attitudes using lotteries: a large sample approach. *J Risk Uncertain.* 22(2):165-95.
- Finkelstein, A., Luttmer, E., Notowidigdo, M. (2009). Approaches to Estimating the Health State Dependence of the Utility Function. *The American Economic Review*, 99(2), 116-121.
- Finkelstein A, Luttmer EFP, Notowidigdo M. (2013) What Good Is Wealth without Health? The Effect of Health on the Marginal Utility of Consumption. *Journal of the European Economic Association.* 221-258.
- García-Gómez, P., (2011). Institutions, health shocks and labour market outcomes across Europe. *Journal of Health Economics* 30 (1), 200-213.
- García-Gómez, P., van Kippersluis, H., O'Donnell, O., van Doorslaer, E. (2013). Long Term and Spillover Effects of Health Shocks on Employment and Income. *The Journal of human resources*, 48(4), 873-909.
- Gertler, P., Gruber, J. (2002). Insuring consumption against illness. *American Economic Review*, 92(1): 51-70.
- Gloede, Oliver, Menkhoff, Lukas, Waibel, Hermann, 2015. Shocks, Individual Risk Attitude, and Vulnerability to Poverty among Rural Households in Thailand and Vietnam, *World Development*, Elsevier, vol. 71(C), pages 54-78.

- Görlitz, K., Tamm, M., 2015. Parenthood and risk preferences. Ruhr Economic Paper 552, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI), Ruhr- University Bochum, TU Dortmund University, University of Duisburg-Essen.
- Guiso, L., Sapienza, P., Zingales, L., (2013). Time varying risk aversion. Working Paper 19284, National Bureau of Economic Research.
- Hanaoka, Chie, Hitoshi Shigeoka, and Yasutora Watanabe (2018). Do Risk Preferences Change? Evidence from the Great East Japan Earthquake. *American Economic Journal: Applied Economics*, 10 (2): 298-330.
- Islam, A., Maitra, P. (2012). ‘Health shocks and consumption smoothing in rural households: Does microcredit have a role to play?’ *Journal of Development Economics*, 97(2), 232-243.
- Jones, K., Chew, R., Witman, A., & Liu, Y. (2019). Rollmatch: An R package for rolling entry matching. *The R Journal*, 11(2), 243-253
- Keane M, Capatina, E., Maruyama S. (2020). Health Shocks and the Evolution of Earnings over the Life-Cycle. IDEAS Working Paper Series from RePEc, IDEAS Working Paper Series from RePEc, 2020.
- Khan, F.U. (2010). ‘Economic consequences of health shocks and coping strategies: Evidence from urban poor households in Bangladesh’ . Dissertation. The Hague: International Institute of Social Studies.
- Knight, L., Roberts, B., Aber, J., Richter, L. (2015). Household Shocks and Coping Strategies in Rural and Peri-Urban South Africa: Baseline Data from the Size Study in Kwazulu-Natal, South Africa. *Journal of International Development*, 27(2), 213-233.
- Kochar, A. (1995). ‘Explaining household vulnerability to idiosyncratic income shocks’ *The American Economic Review*, 85(2), 159-164.
- Kruk, M.E., Goldmann, E., Galea, S. (2009). ‘Borrowing and selling to pay for health care in low- and middle-income countries’ . *Health Affairs*, 28(4): 1056-1066.
- Krupka, Erin L. Stephens, Melvin, (2013). The stability of measured time preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization*. Elsevier, vol. 85(C), pages 11-19.
- Kumar, S. (2017). Household’s Strategies to Cope with Cost of Illness: A Review. *International Journal*, 4(1).
- Leive, A., Xu, K. (2008). Coping with out-of-pocket health payments: empirical evidence from 15 African countries. *Bulletin of the World Health Organization*, 86, 849-856C
- Lenhart, O. (2019). The effects of health shocks on labor market outcomes: evidence from UK panel data. *Eur J Health Econ* 20, 83-98
- Lutter, J. I., Szentes, B., Wacker, M. E., Winter, J., Wichert, S., Peters, A., Holle, R., Leidl, R. (2019). Are health risk attitude and general risk attitude associated with healthcare utilization, costs and working ability? Results from the German KORA FF4 cohort study. *Health economics review*, 9(1), 26.
- Malmendier, U., Nagel, S., (2011). Depression babies: do macroeconomic experiences affect risk taking? *The Quarterly Journal of Economics* 126 (1), 373-416.

- Menkhoff, L., Sakha, S., Determinants of Risk Aversion Over Time: Experimental Evidence from Rural Thailand (May 2016). DIW Berlin Discussion Paper No. 1582
- Mohanan M. (2013). CAUSAL EFFECTS OF HEALTH SHOCKS ON CONSUMPTION AND DEBT: QUASI-EXPERIMENTAL EVIDENCE FROM BUS ACCIDENT INJURIES. *The review of economics and statistics*, 95(2), 673-681.
- O'Donoghue T., Somerville J. (2018). Modeling Risk Aversion in Economics. *The Journal of Economic Perspectives*, 32(2), 91-114.
- Sahm, C. (2012). How Much Does Risk Tolerance Change? *The Quarterly Journal of Finance*, 2(4), 1250020.
- Schildberg-Hörisch, H. (2018). Are risk preferences stable? *Journal of Economic Perspectives*, 32(2), 135-154.
- Schurer, S., (2015). Lifecycle patterns in the socioeconomic gradient of risk preferences. *Journal of Economic Behavior & Organization* 119, 482-495.
- Su, T.T., Kouyaté, B. and Flessa, S. (2006). Catastrophic household expenditure for health care in a low-income society: a study from Nouna district, Burkina Faso *Bulletin of World Health Organisation*, 84(1): 21-27.
- Sun, A. Y. Yao (2010) 'Health shocks and school attainments in rural China' *Economics of Education Review*, 29: 375-382.
- Stigler, G.J., Becker, G.S. (1977). De Gustibus Non Est Disputandum. *The American Economic Review* 67 (2), 76-90.
- van Dammet W., van Leemput, L., Por, I., Hardeman, W., Meessen, B. (2004). 'Out-of-Pocket Health Expenditure and Debt in Poor Households: Evidence from Cambodia' *Tropical Medicine and International Health*, 9(2): 273-280.
- Von Neumann, J., & Morgenstern, O. (1947). (2nd rev. ed.). Princeton University Press.
- Wagstaff, A., World Bank. Development Research Group. Public Services. (2005). *The Economic Consequences of Health Shocks / Adam Wagstaff*.
- Wagstaff A. (2007). The economic consequences of health shocks: evidence from Vietnam. *Journal of Health Economics* 26(1): 82-100.
- Wagstaff, A., Lindelow, M. (2010). 'Are health shocks different? Evidence from a multi-shock survey in Laos' *World Bank Policy Research Working Paper*, No. 5335.
- Wagstaff, A., Lindelow, M. (2014). ARE HEALTH SHOCKS DIFFERENT? EVIDENCE FROM A MULTISHOCK SURVEY IN LAOS. *Health Economics*, 23(6), 706-718.
- Weber EU. (2010). Risk attitude and preference. *Wiley Interdiscip Rev Cogn Sci*. 1(1):79-88.
- Weber EU, Blais AR, Betz NE. (2002) A domain-specific risk-attitude scale: measuring risk perceptions and risk behaviors. *J Behav Decis Mak*. 15(4):263-90.

GROUP-BASED TRAJECTORY MODELING WITH BINARY AND ZERO-INFLATED COUNT OUTCOMES: APPLICATION TO GERIATRIC PNEUMONIA

Min young Kim

ABSTRACT

A developmental trajectory is defined as an evolution of an outcome over age or time (Nagin, 2005). Group-based trajectory modeling (GBTM) is one of the methods of trajectory analysis, which is an application of finite mixture modeling that the population is composed of distinct groups, each with a different underlying trajectory and every subject in the group approximately follows the same patterns of behavior of outcome over age or time (Nagin, 1999).

This thesis utilized the Korean Health Panel Study, which included 4007 individuals 65 years old or older at the baseline. Trajectory analysis was conducted with GBTM for geriatric pneumonia with binary and count outcomes. The models were compared and the binary outcome trajectory model was considered a better fit model. Both the binary outcome trajectory model and the zero-inflated count outcome trajectory model identified three trajectory groups with similar shapes: “low-flat,” “low-to-high,” and “high-to-low.” The majority of the participants belonged to the “low-flat” group. In the binary outcome trajectory model, having three household members, having a disability, and having a chronic respiratory disease were significant risk factors for the pneumonia trajectory groups. In the zero-inflated count outcome trajectory model, being male and having a chronic respiratory disease were the significant risk factors.

CHAPTER 1. INTRODUCTION

1.1 Background

Most population-based study data sets have many observations that might not contain certain medical events of interest (Yang et al., 2017). In such data, the outcome is discrete and may be over-dispersed. This type of data is referred to as “zero-inflated” data since the data have a higher proportion of zero counts. In longitudinal follow-up data, modeling change over time with an outcome representing a count is challenging. Besides transforming, it is important to apply a relevant distributional form when analyzing data with zero-inflated count outcomes. In general, zero-inflated Poisson distribution, zero-inflated negative binomial distribution, and zero-altered Poisson distribution (also known as a hurdle model) could be used to model count data with an excess of zero counts (Yang et al., 2017).

In various medical / health studies, it is common to see binary outcomes or count outcomes converted to binary outcomes (Guddattua et al., 2015). Binary data can offer a simple interpretation or classification, establish eligibility criteria for future studies, and make data summarization more efficient (Williams et al., 2006). On the other hand, using binary data also has some limitations. In the binary data, some information can be ignored, such as individual differences (MacCallum et al., 2002). The loss of information could lead to a loss of power, and maintaining the power might require a larger sample size (Fedorov et al., 2009). Also, when data contains information about relatively rare conditions, caution should be taken before utilizing the binary data (Ferraro & Wilmoth, 2000). However, the decision on the type of outcome data will depend on the researcher’s study objective, and it can be based on prior information and compared through different models.

Trajectory specifies evaluating one or more outcomes over age or time (Nagin, 2005), and several statistical approaches are used for analyzing developmental trajectories. One of the method, group-based trajectory modeling is defined as “Finite mixture modeling application that uses trajectory groups as a statistical device for approximating unknown trajectories across population members” (Nagin & Odgers, 2010). Group-based trajectory assumes that the population is composed of distinct groups, each with a different underlying trajectory and every subject in the group approximately follows the same patterns of behavior of outcome over age or time (Nagin, 1999). Group-based trajectory can identify distinctive developmental paths in complex longitudinal data, which can be useful when handling non-monotonic trajectories (Nagin, 2005).

The top ten causes of death surveyed in 2019 accounted for 55 percent of worldwide deaths (WHO, 2020). Of them, the leading causes of death can be categorized broadly into three topics: cardiovascular, respiratory, and neonatal conditions (WHO, 2020). Since the COVID-19 (SARS-CoV-2) outbreak, respiratory diseases have received a lot of attention. However, very little work has been done in trajectory analysis for pneumonia, a well-known respiratory-related disease. Pneumonia is a disease that affects the lungs in the forms of acute respiratory infection (WHO, 2020). When

someone has pneumonia, the alveoli are filled with pus and fluid, limiting oxygen intake, making it hard to breathe (WHO, 2020). According to the WHO (2020), in 2019, 2.6 million deaths were due to lower respiratory infections, which mostly included pneumonia. It remained the world's most deadly communicable disease, and it was ranked as the fourth leading cause of death worldwide. Pneumonia was included in the top leading causes of death in many countries. In the United States, influenza and pneumonia were ranked as the ninth leading cause of death, with 14.4 deaths per 100,000 population (CDC, 2021; Murphy et al 2021). Similarly, in Canada, influenza and pneumonia were ranked as the eighth leading

cause of death, with 12.9 deaths per 100,000 population (Statistics Canada, 2022). Compared to the United States and Canada, South Korea had more deaths per 100,000 population due to pneumonia. In South Korea, pneumonia was the third leading cause of death, and the number of pneumonia deaths increased steadily every year from 14.9 per 100,000 population in 2010 to 43.3 in 2020 (Statistics Korea, 2021). Therefore, our thesis investigated the trajectory of pneumonia. Also, since pneumonia is a common cause of death increasing in the elderly, we focused on geriatric pneumonia.

In conclusion, this thesis conducted a trajectory analysis for geriatric pneumonia with dichotomous and count outcomes in longitudinal data with group-based trajectory modeling. Also, both models were compared and based on the results, we discussed what type of outcome generates a better fit model.

1.2 Research objectives

This study has four study objectives:

Objective 1: To develop trajectories with binary and zero-inflated count outcomes using group-based trajectory modeling for geriatric pneumonia.

Objective 2: To compare the trajectory shape and membership differences in the group-based trajectory model with binary and zero-inflated count outcomes.

Objective 3: To identify relevant risk factors from the group-based trajectory model with binary and zero-inflated count outcomes.

Objective 4: To compare the trajectory models with binary and zero-inflated count outcomes and discuss what type of outcome fits better.

CHAPTER 2. METHODS

2.1 Data and Sample

2.1.1 Study design

This research utilizes a subset of ten-year longitudinal survey data from the Korea Health Panel Study (KHPS). The data were collected from 2008 to 2017 that mainly cover public health care services. The KHPS aims to establish panel data that provides information on medical use and medical expenditure and helps to analyze factors affecting medical use and medical expenditure (KHPS, 2021). The KHPS used a stratified sampling frame taken from the 2005 Korean Population and Housing Census. After the data was adjusted for unequal selection probabilities and non-responses, the sample weights for the data were calculated. They also went through the process of making a population distribution disclosure via post-stratification corresponding to the sample distribution (Lim et al., 2020). Data were collected using computer-assisted personal interviews, and trained staff conducted the survey that was divided into households, individuals, and case-based sections by subdividing the survey areas (Cheng, 2021).

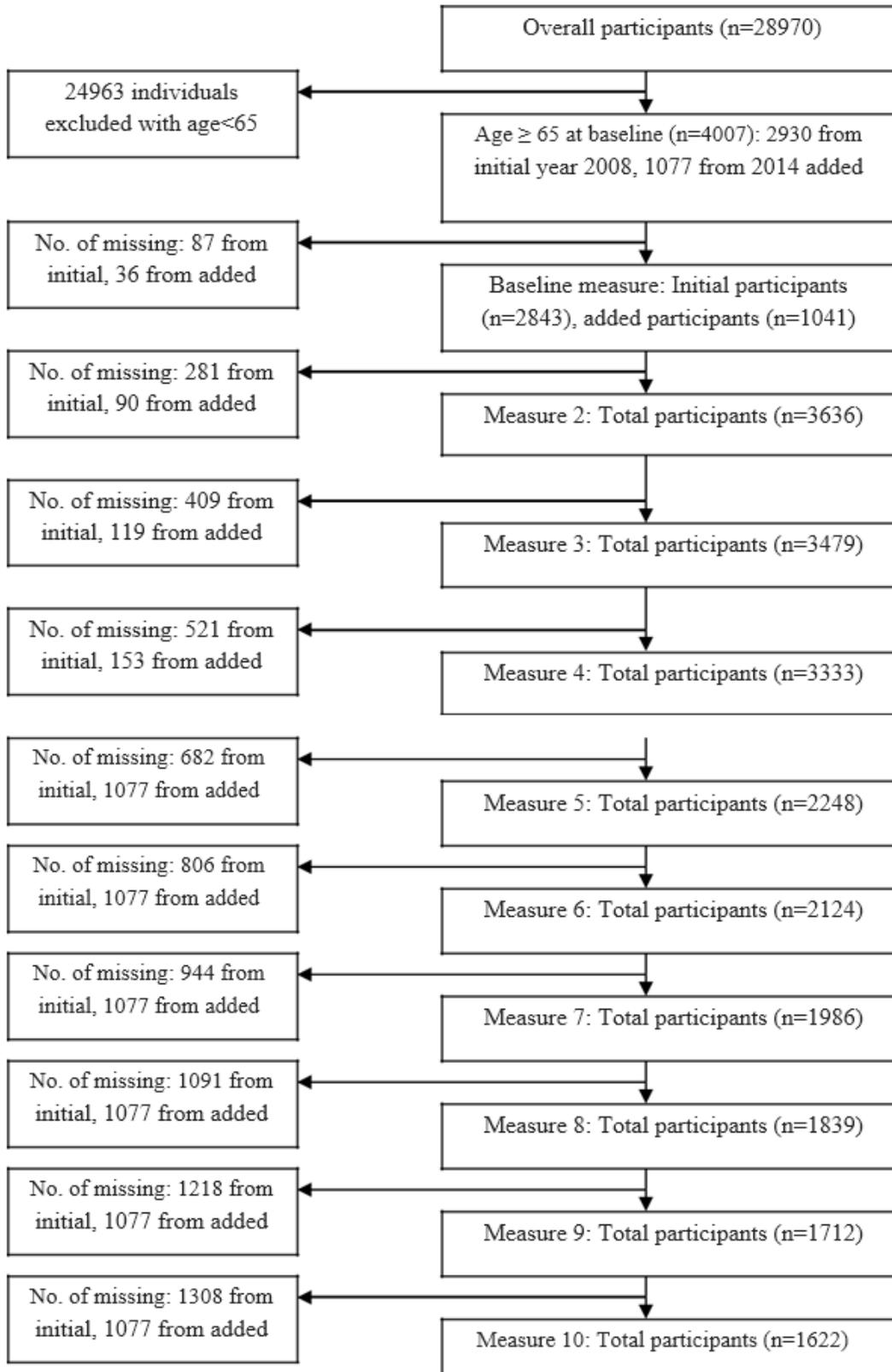
2.1.2 Study population

The data were first collected in 2008 and incorporated 28,970 individuals. However, as the dropouts increased, 5,424 additional people were recruited in 2014. The additional subjects in 2014 were included based on dropout households/members with the same sampling frame and sampling weight as in 2008 to secure statistical reliability (KHPS, 2021).

The survey's questions were based on 13 essential sectors, which include household and household member information, health insurance data, chronic disease data, medical service use data, drug use and medical expenditure data, long-term care data for adult household members, and emergency medical use data, etc. (Lim et al., 2020). From 2008 to 2011, the annual data disease (diagnosis) code was used to record the medical data, and Korean standard disease sign classifications (KSCD) were used to record the medical data from 2012. For this thesis, participants with ages below 65 from the baseline were excluded from the data. A total of 4,007 individuals met our study criteria and were used for the trajectory analysis.

Figure 2.1 describes the study flow diagram of the outcome data for trajectory analysis. The dataset is composed of two parts: 2,946 participants aged 65 or older started in 2008 and continued for ten years, and 1,077 additional participants continued for four years from 2014. Participants added in 2014 were moved to the year 2008, which is considered baseline. As they were moved to the baseline, they had a total of four measurements, and the other six measurements were considered missing.

Figure 2.1 Study flow diagram



2.2 Variables

2.2.1 Outcome Variable

Pneumonia is the main outcome variable for this analysis. To determine if the patient is clinically diagnosed with pneumonia, we used inpatient, outpatient, and emergency room records for each patient from KHPS. For the binary outcome, respondents who had inpatient, outpatient, or emergency room pneumonia records in any given year were recorded as 1=yes, and people who didn't have any record of pneumonia were recorded as 0=no. The frequency of their visit each year due to pneumonia was counted for count outcome.

2.2.2 Covariates

The following characteristics were considered as baseline covariates: gender, age, level of education, number of household members, housing type, household income percentile, disability, economic activity, baseline comorbidities (such as chronic respiratory disease, chronic heart disease, diabetes), the presence of more than three chronic diseases, and self-reported behaviors (such as alcohol intake, smoking, and physical activity).

Gender was coded 0 = female and 1 = male. Age was categorized as 65-69, 70-74, 75-79, and 80 years and older. Education was coded as 0 = none, 1 = elementary school, 2 = middle / high school, and 3 = university or higher. The number of household members was grouped as 1, 2, 3, 4, and more than 5 people. Housing type was categorized as 1 = detached house, 2 = multi-unit and townhouse, 3 = apartment, and 4 = other types of houses. The household income percentile was divided into five categories by every 20%. Economic activity was coded as 0 = no, and 1 = yes. Disability was recorded as 1 = yes and 0 = no, according to the official

disability record data. Smoking was coded as 0 = never smoked, 1 = current smoker, and 2 = former smoker. The drinking variable was scored on an 8-point Likert scale that asked how often they drank over the past year. Based on their answers, it was re-categorized as 0 = never, 1 = didn't drink for past 1 year, 2 = less than twice/week, 3 = 2-3 times/week, and 4 = almost daily. Exercise and walking were also scored separately on an 8-point Likert scale that asked respondents how many days they did moderate physical activity or walked more than 10 minutes a day during the past week. Responses ranged from 0 to 7 days a week. However, in this thesis, exercise and walking variables were categorized as 0 = none, 1 = ≤ 3 days/week, and 2 = >3 days/week. The number of chronic diseases was coded as 1 = having 3 or more of these chronic diseases, and 0 = otherwise. In this thesis, chronic diseases included hypertension, heart disease, diabetes, asthma, and all kinds of diseases that can impact their daily functioning. For baseline comorbidities, diabetes, chronic heart disease, and chronic respiratory disease were selected. Chronic heart disease includes myocardial infarction, ischemic heart disease, angina, pulmonary embolism, arrhythmia, conduction disorder,

heart failure, heart valve syndrome, mitral stenosis, and other heart diseases. Chronic respiratory disease includes chronic obstructive pulmonary disease, bronchitis, asthma, pulmonary edema, and any other disease classified as ‘disease of respiratory system’ in KHPS data. Baseline comorbidities were coded as 1 = yes if they had any one of the diseases, and 0 = no according to their chronic disease record. Participants who weren’t confirmed about their chronic disease were not recorded in the chronic disease record. All the baseline covariates were measured in 2008.

2.3 Statistical Analysis

Several statistical approaches are available to analyze trajectories. Standard statistical approaches include hierarchical modeling and latent curve analysis (Nagin, 2014). Group-based trajectory modeling (GBTM) is also a trajectory analysis method. It is an application of finite mixture modeling that uses trajectory groups to find sub-group trajectories within a population (Nagin & Odgers, 2010). Group-based trajectory assumes that the population is composed of distinct groups, each with a different underlying trajectory, and each subject in the group is approximately following similar trajectories of an outcome over time (Nagin, 1999). However, the final selected trajectories should not be taken as exact trajectories that individuals follow. Rather, the trajectory should be considered as a powerful tool to discover the heterogeneity in the data and more clearly visualize the change and continuity (Wojciechowski, 2017).

Three types of longitudinal data are applicable in GBTM: continuous outcomes following the normal distribution, binary outcomes following the binary logistic distribution, and count outcomes following the Poisson or the zero-inflated Poisson distribution (Jones et al., 2001).

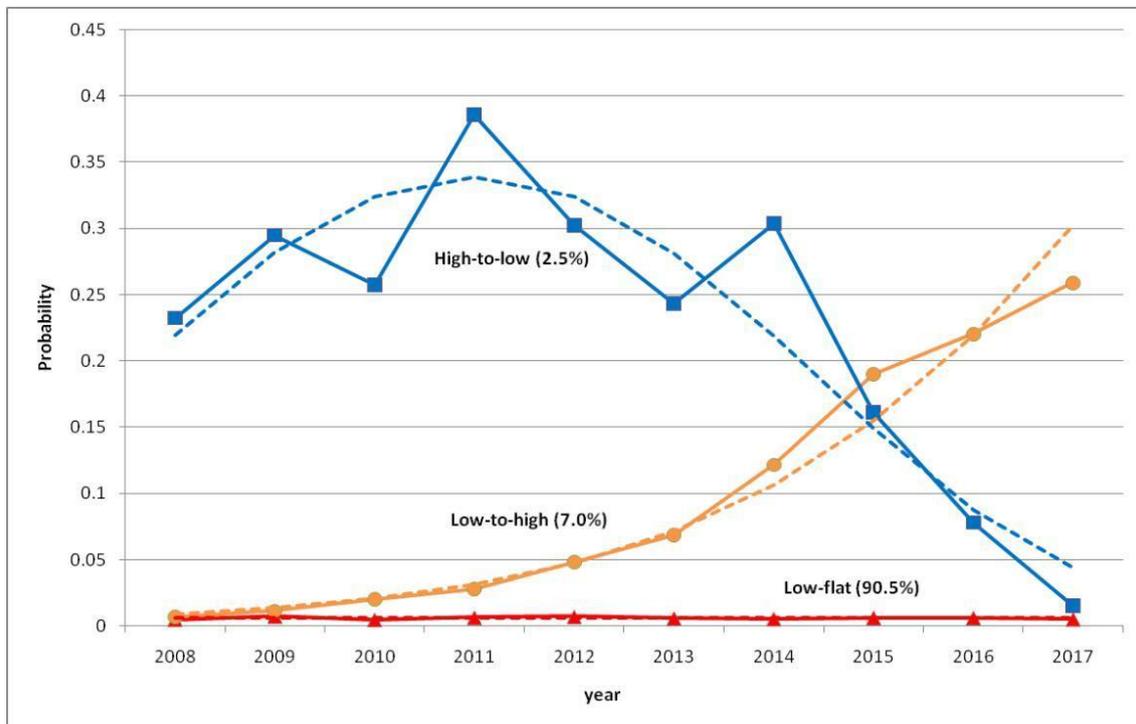
Statistical software packages are currently available in SAS, R, and Stata for conducting group-based trajectory modeling. All the analyses in this thesis were completed using SAS 9.4 (SAS Institute, Cary, NC). GBTM was performed with PROC TRAJ, a macro package running under SAS 9.4 (Jones, 2020). For the model selection, the numbers of trajectory groups were determined first, and then the best polynomial trajectory function was chosen for the shape of the trajectories. The model selection decision was mainly based on Bayesian Information Criteria (BIC) and Akaike information criterion (AIC). However, selecting a model is not about maximizing the statistic fit of the model but choosing the model that summarizes the data’s distinctive features (Nagin, 2005).

CHAPTER 3. RESULTS

3.1 Group-based trajectory modeling (GBTM) with binary outcome

Group-based trajectory modeling for geriatric pneumonia with binary outcomes included three trajectory groups: “low-flat” (Group1), “low-to-high” (Group2), and “high-to-low” (Group3). Group1 had a flat trajectory, Group2 had a linear trajectory, and Group3 had a quadratic trajectory. The final trajectory model is presented in Figure 3.1. In Figure 3.1, solid lines represent the group means, and the dashed lines represent the predictions.

Figure 3.1 Pneumonia trajectories for group-based trajectory modeling with binary outcome



The first trajectory group included 90% of the participants, Group1 (n=3858; 90.5%), which indicates that the majority of participants were not diagnosed with pneumonia during the 10-year follow-up time. It showed a low-flat shape with a probability close to zero. The second trajectory, Group2 (n=90; 7.0%), showed an increasing trend. The probability started close to zero and consistently increased over time. The increase was more rapid after six years from the beginning. The third trajectory group, Group3 (n=59; 2.5%), showed a parabola shape. The probability of being diagnosed with pneumonia started high compared to the other groups, and it remained higher until seven years. But after that point, the probability started to decrease consistently. After ten years, the probability was close to zero.

A total of 4,007 participants were assigned to their trajectory group by group-based trajectory

modeling, and the baseline characteristics were compared and represented in Table 3.1. There were no significant differences in age, level of education, housing type, smoking, alcohol intake, income quantile, current economic activity, more than three chronic diseases, walking, physical activity, baseline comorbidities (diabetes and chronic heart disease), and death among the pneumonia trajectory groups. Meanwhile, gender (p-value = 0.0260), number of household members (p-value = 0.0187), disability (p-value = 0.0046), and chronic respiratory disease (p-value = 0.0037) showed a significant difference among the groups from the chi-square test or Fisher's exact test.

Table 3.1 Distribution of baseline characteristics by trajectory groups (N, %)

Variable	Low-flat Group1 (n=3858)	Low-to-high Group2 (n=90)	High-to-low Group3(n=59)	p-value
Gender				
Female	2217 (57.5)	42 (46.7)	27 (45.8)	0.026
Male	1541 (42.5)	48 (53.3)	32 (54.2)	
Age	72.46 (6.0)	72.24 (5.7)	74.15 (6.8)	0.0922
Age (Categorical)				
65-69	1477 (38.3)	35 (38.9)	17 (28.8)	0.7849
70-74	1175 (30.5)	26 (28.9)	19 (32.2)	
75-79	717 (18.5)	19 (21.1)	13 (22.0)	
80+	489 (12.7)	10 (11.1)	10 (17.0)	
Education				
None	778 (20.2)	21 (23.3)	7 (11.9)	0.3055
Elementary	1639 (42.5)	39 (43.3)	34 (57.6)	
Middle/High	1151 (29.8)	22 (24.5)	15 (25.4)	
University	290 (7.5)	8 (8.9)	3 (5.1)	
#of household members				
1	677 (17.5)	8 (8.9)	5 (8.5)	0.0187
2	1953 (50.6)	42 (46.7)	29 (49.2)	
3	556 (14.4)	23 (25.5)	9 (15.2)	
4	269 (7.0)	6 (6.7)	5 (8.5)	
5+	403 (10.5)	11 (12.2)	11 (18.6)	
Housing				
Detached house	2194 (56.9)	56 (62.2)	33 (55.9)	0.5761
Multi-unit/Town house	537 (13.9)	11 (12.2)	9 (15.3)	
Apartment	1074 (27.8)	21 (23.3)	15 (25.4)	
Others	53 (1.4)	2 (2.2)	2 (3.4)	
Smoking				
No	2148 (60.2)	42 (46.7)	26 (54.2)	0.1147
Current	490 (13.7)	17 (18.9)	7 (14.6)	
Previous	930 (26.1)	31 (34.4)	15 (31.2)	
Disability				
No	3332 (86.4)	82 (91.1)	43 (72.9)	0.0046
Yes	526 (13.6)	8 (8.9)	16 (27.1)	

Variable	Low-flat Group1 (n=3858)	Low-to-high Group2 (n=90)	High-to-low Group3(n=59)	p-value
Drinking				
Never	1447 (40.3)	41 (45.5)	21 (43.7)	0.1645
Didn't drink for past 1 year	539 (15.0)	17 (18.9)	10 (20.8)	
< 2 days/week	1047 (29.2)	15 (16.7)	14 (29.2)	
2-3 days/week	271 (7.6)	8 (8.9)	1 (2.1)	
Almost daily	283 (7.9)	9 (10.0)	2 (4.2)	
Income quantile				
<20	1527 (39.8)	32 (35.6)	24 (40.7)	0.7687
20-40	1002 (26.1)	24 (26.7)	15 (25.4)	
40-60	637 (16.6)	17 (18.9)	10 (16.9)	
60-80	377 (9.8)	13 (14.4)	4 (6.8)	
80-100	293 (7.7)	4 (4.4)	6 (10.2)	
Economic activity				
No	2445 (63.4)	56 (62.2)	42 (71.2)	0.4515
Yes	1413 (36.6)	34 (37.8)	17 (28.8)	
>3 chronic disease				
No	462 (12.0)	8 (8.9)	4 (6.8)	0.3781
Yes	3372 (88.0)	82 (91.1)	55 (93.2)	
Walking				
None	672 (18.7)	16 (17.8)	11 (22.9)	0.7129
≤ 3days/week	463 (12.9)	12 (13.3)	3 (6.3)	
>3 days/week	2452 (68.4)	62(68.9)	34 (70.8)	
Medium physical activity				
None	2500 (69.7)	62 (68.9)	40 (83.3)	0.0883
≤ 3days/week	325 (9.1)	6 (6.7)	0 (0.0)	
>3 days/week	762 (21.2)	22 (24.4)	8 (16.7)	
Diabetes				
No	3180 (82.4)	79 (87.8)	48 (81.4)	0.4057
Yes	678 (17.6)	11 (12.2)	11 (18.6)	
Chronic heart disease				
No	3522 (91.3)	78 (86.7)	54 (91.5)	0.3089
Yes	336 (8.7)	12 (13.3)	5 (8.5)	
Chronic respiratory disease				
No	3626 (94.0)	78 (86.7)	49 (83.1)	<.0001
Yes	232 (6.0)	12 (13.3)	10 (16.9)	
Death				
No	3847 (99.7)	89 (98.9)	59 (100.0)	0.1900
Yes	11 (0.3)	1 (1.1)	0 (0.0)	

* Chronic heart disease: myocardial infarction, ischemic heart disease, angina, pulmonary embolism, arrhythmia, conduction disorder, heart failure, heart valve syndrome, mitral stenosis, and other heart diseases

* Chronic respiratory disease: chronic obstructive pulmonary disease, bronchitis, asthma, pulmonary edema, and any other disease that was classified as 'disease of respiratory system'

* Chi-square test or Fisher's exact test was conducted for categorical variables. Student's t-test was conducted for continuous variables.

Logistic regression was conducted to identify relevant risk factors that may influence the trajectory groups. Univariate logistic regression was first performed, and the variables with p-value smaller than 0.1 were selected for multivariate logistic regression. The Multivariate logistic regression analysis table (Table 3.2) presents the odds ratio with 95% confidence interval (CI) and p-value. The “low-flat” trajectory group was set as the reference group for both logistic regressions. Compared to the “low-flat” group (Group1), members from the “low-to-high” group (Group2) were more likely to have three members in their household (OR = 3.51, 95% CI: 1.56 – 7.92, p-value = 0.0024), and to have chronic respiratory disease (OR = 2.42, 95% CI: 1.30 – 4.51, p-value = 0.0055). More specifically, it could be interpreted that people with chronic respiratory disease had 2.42 times higher odds of being diagnosed with pneumonia than those who don't have chronic respiratory disease. Interaction between the factors was checked, but it didn't show significance. Thus, it was not included in the final model. For the “high-to-low” group (Group3), having a disability (OR = 2.34, 95% CI: 1.31 – 4.19, p-value = 0.0042), and having a chronic respiratory disease (OR = 3.17, 95% CI 1.58 – 6.34, p-value = 0.0012) were the significant factors compared to the “low-flat” group. Also, there was no interaction effect between the factors.

Table 3.2 Multivariate logistic regression analysis (“low-flat” group as reference group)

Variable	Low to High (n=90)		High to Low (n=59)	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
# of household members				
1	-	-		
2	1.82 (0.85, 3.90)	0.1234		
3	3.51 (1.56, 7.92)	0.0024		
4	1.89 (0.65, 5.50)	0.2438		
5+	2.42 (1.30, 4.51)	0.0746		
Disability				
No			-	-
Yes			2.34 (1.31, 4.19)	0.0042
Chronic respiratory disease				
No	-	-	-	-
Yes	2.42 (1.30, 4.51)	0.0055	3.17 (1.58, 6.34)	0.0012

* Chronic respiratory disease: chronic obstructive pulmonary disease, bronchitis, asthma, pulmonary edema, and any other disease that was classified as ‘disease of respiratory system’

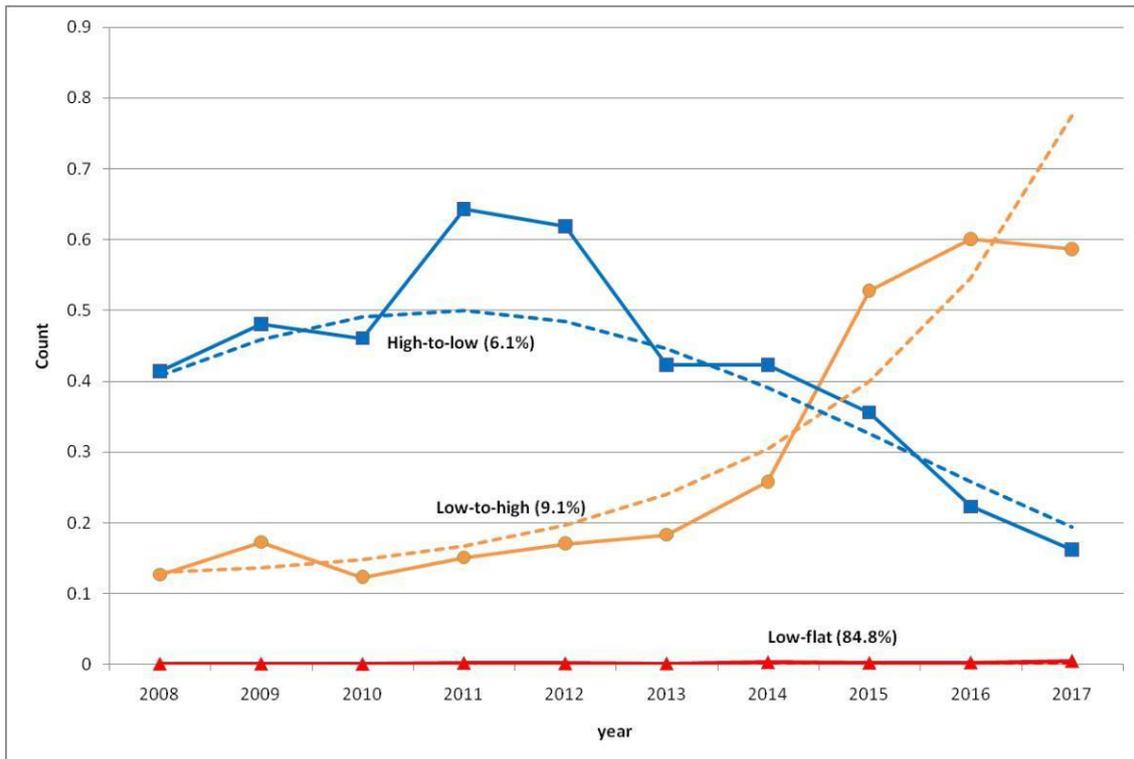
3.2 Group-based trajectory modeling (GBTM) with zero inflated count outcome

Among the participants, 98.5% of the elderly participants didn't have any hospital visits due to pneumonia, which indicates that the outcome is zero-inflated. Over 99% of the participants had zero to two visits, so it was hard to find a distinctive trajectory model that contains clinical relevance without categorizing the outcome data. From 1 to 7 were recorded as their original count, and others were coded as: 8 to 10 visits = 8, 11 to 20 visits = 9, and over 20 visits = 10. So, we used total ten

categories for group-based trajectory modeling.

The final model with the best polynomial trajectory functions included three trajectory groups: “low-flat” (Group1), “low-to-high” (Group2), and “high-to-low” (Group3). Group1 had a flat trajectory, and both Group2 and Group3 had a quadratic trajectory. The final trajectory model is presented in Figure 3.2.

Figure 3.2 Pneumonia trajectories for group-based trajectory modeling with count outcome



Similar to the trajectory analysis results with binary outcomes, the majority of the participants were included in the first trajectory group, Group1 (n=3747; 84.8%). This group showed a low-flat shape with a count close to zero. The second trajectory, Group2 (n=180; 9.1%), showed an increasing trend. The hospital visits due to pneumonia started slightly higher than Group1 at 0.13, and after ten years of follow-up time, Group2 had the highest count. The third trajectory, Group3 (n=80; 6.1%), started with the highest count and constantly decreased after seven years.

Baseline characteristics were compared and represented in Table 3.3. There were no significant differences in age, level of education, number of household members, housing type, alcohol intake, having a disability, income quantile, current economic activity, having more than three chronic diseases, walking, physical activity, baseline comorbidities (diabetes and chronic heart disease), and death among the three geriatric pneumonia trajectory groups. On the other hand, gender (p-value = <.0001), age (categorical) (p-value = 0.0064), smoking (p-value = 0.0001), and chronic respiratory disease (p-value = 0.0005) showed significant differences with a 5% significance level among the groups from the overall chi-square test.

Table 3.3 Distribution of baseline characteristics by trajectory groups (N, %)

Variable	Low-flat Group1 (n=3747)	Low-to-high Group2 (n=180)	High-to-low Group3 (n=80)	p-value
Gender				
Female	2176 (58.1)	75 (41.7)	35 (43.7)	<.0001
Male	1571 (41.9)	105 (58.3)	45 (56.3)	
Age	72.44 (6.0)	73.28 (6.7)	72.41 (4.8)	0.1887
Age (Categorical)				
65-69	1438 (38.4)	69 (38.3)	22 (27.5)	0.0064
70-74	1147 (30.6)	40 (22.2)	33 (41.3)	
75-79	688 (18.4)	41 (22.8)	20 (25.0)	
80+	474 (12.6)	30 (16.7)	5 (6.2)	
Education				
None	757 (20.2)	35 (19.4)	14 (17.5)	0.7287
Elementary	1598 (42.7)	73 (40.6)	41 (51.3)	
Middle/High	1113 (29.7)	55 (10.6)	20 (25.0)	
University	279 (7.4)	17 (9.4)	5 (6.2)	
# of household members				
1	665 (17.8)	18 (10.0)	7 (8.7)	0.0636
2	1885 (50.3)	91 (50.5)	48 (60.0)	
3	541 (14.4)	34 (18.9)	13 (16.3)	
4	259 (6.9)	16 (8.9)	5 (6.2)	
5+	397 (10.6)	21 (11.7)	7 (8.7)	
Housing				
Detached house	2145 (57.2)	93 (51.7)	45 (56.2)	0.3950
Multi-unit/Town house	524 (14.0)	22 (12.2)	11 (13.8)	
Apartment	1025 (27.4)	63 (35.0)	22 (27.5)	
Others	53 (1.4)	2 (1.1)	2 (2.5)	
Smoking				
No	2102 (60.7)	77 (46.1)	37 (48.0)	0.0001
Current	479 (13.8)	25 (15.0)	30 (39.0)	
Previous	881 (25.5)	65 (38.9)	10 (13.0)	
Drinking				
Never	1413 (40.6)	59 (34.9)	37 (48.0)	0.0546
Didn't drink for past 1 year	515 (14.8)	40 (23.7)	11 (14.3)	
< 2 days/week	1018 (29.3)	38 (22.5)	20 (26.0)	
2-3 days/week	258 (7.4)	17 (10.0)	5 (6.5)	
Almost daily	275 (7.9)	15 (8.9)	4 (5.2)	
Disability				
No	3244 (86.6)	149 (82.8)	64 (80.0)	0.0905
Yes	503 (13.4)	31 (17.2)	16 (20.0)	
Income quantile				
<20	1481 (39.8)	71 (39.4)	31 (38.8)	0.8106
20-40	981 (26.3)	41 (22.8)	19 (23.8)	
40-60	618 (16.6)	33 (18.3)	13 (16.2)	
60-80	360 (9.7)	23 (12.8)	11 (13.7)	
80-100	285 (7.6)	12 (6.7)	6 (7.5)	
Economic activity				
No	2372 (63.3)	121 (67.2)	50 (62.5)	0.5571
Yes	1375 (36.7)	59 (32.8)	30 (37.5)	
>3 chronic disease				
No	453 (12.2)	14 (7.8)	7 (8.7)	0.1402
Yes	3270 (87.8)	166 (92.2)	73 (91.3)	

Variable	Low-flat Group1 (n=3747)	Low-to-high Group2 (n=180)	High-to-low Group3 (n=80)	p-value
Walking				
None	647 (18.6)	40 (23.7)	12 (15.6)	0.4660
≤ 3days/week	447 (12.8)	22 (13.0)	9 (11.7)	
>3 days/week	2385 (68.6)	107 (63.3)	56 (72.7)	
Medium physical activity				
None	2421 (69.6)	122 (72.2)	59 (76.6)	0.4905
≤ 3days/week	316 (9.1)	1 (7.1)	3 (3.9)	
>3 days/week	742 (21.3)	35 (20.7)	15 (19.5)	
Diabetes				
No	3094 (82.6)	144 (80.0)	69 (86.3)	0.4557
Yes	653 (17.4)	36 (20.0)	11 (13.7)	
Chronic heart disease				
No	3417 (91.2)	163 (90.6)	74 (92.5)	0.8776
Yes	330 (8.8)	17 (9.4)	6 (7.5)	
Chronic respiratory disease				
No	3521 (94.0)	165 (91.7)	67 (83.8)	0.0005
Yes	226 (6.0)	15 (8.3)	13 (16.2)	
Death				
No	3736 (99.7)	179 (99.4)	80 (0.0)	0.5563
Yes	11 (0.3)	1 (0.6)	0 (0.0)	

*Chronic heart disease: myocardial infarction, ischemic heart disease, angina, pulmonary embolism, arrhythmia, conduction disorder, heart failure, heart valve syndrome, mitral stenosis, and other heart diseases

*Chronic respiratory disease: chronic obstructive pulmonary disease, bronchitis, asthma, pulmonary edema, and any other disease that was classified as ‘disease of respiratory system’

*Chi-square test or Fisher’s exact test was conducted for categorical variable. Student’s t-test was conducted for continuous variable

With the selected variables from the univariate logistic regression analysis results, multivariate logistic regression was performed. Final variables were selected at a significance level of 5%. Table 3.4 represents the results for multivariate logistic regression. Compared to the “low-flat” group (Group1), members from “low-to-high” group (Group2) were more likely to be male (OR = 1.94, 95% CI: 1.43 – 2.63, p-value = <.0001). For “high-to-low” group (Group3), the odds of having hospital visits due to pneumonia was higher for male (OR = 1.72, 95% CI: 1.10 – 2.69, p-value = 0.0177). Additionally, having chronic disease (OR = 2.88, 95% CI 1.56 – 5.31, p-value = 0.0007) was significant compared to the “low-flat” group. Interaction between the factors was not significant.

Table 3.4 Multivariate logistic regression analysis (“low-flat” group as reference group)

Variable	Low-to-high (n=180)		High-to-low (n=80)	
	OR (95% CI)	p-value	OR (95% CI)	p-value
Gender				
Female	-	-	-	-
Male	1.94 (1.43, 2.63)	<.0001	1.72 (1.10, 2.69)	0.0177
Chronic respiratory disease				
No			-	-
Yes			2.88 (1.56, 5.31)	0.0007

*Chronic respiratory disease: chronic obstructive pulmonary disease, bronchitis, asthma, pulmonary edema, and any other disease that was classified as ‘disease of respiratory system’

CHAPTER 4. DISCUSSION

In this thesis, we applied group-based trajectory modeling to identify the trajectories for geriatric pneumonia with binary and zero-inflated count outcomes. Trajectory shape and membership differences were compared, and the risk factors for models with binary and zero-inflated count outcomes were identified. This thesis helps to explain the development of pneumonia among older adults and identifies which individual subgroups are at risk for pneumonia.

We observed similarities and differences between the group-based trajectory modeling with binary outcomes and zero-inflated count outcomes. The results of group-based trajectory modeling with binary outcomes and zero-inflated count outcomes are compared in Table 4.1. Both models had three trajectory groups that appeared to have some resemblance. 94.8% of participants were in the same group in both models. However, the kappa statistic was 0.465 (95% CI: 0.411 – 0.519), suggesting moderate agreement (Byrt, 1996). The majority of the participants were classified into the “low-flat” group. However, the percentage of the “low-flat” group was higher in the binary model. Identified risk factors for each model were also different.

Table 4.1 Comparison of group-based trajectory modeling with binary outcome and zero inflated count outcome

Characteristic	Binary	Zero-inflated count
Number of groups	3	3
Composition of groups	Low-flat (90.5%) Low-to-high (7.0%) High-to-low (2.5%)	Low-flat (84.8%) Low-to-high (9.1%) High-to-low (6.1%)
BIC	-1960.07	-2788.02
AIC	-1934.89	-2753.40
Risk factors (ref = low-flat)	<Low-to-high> Number of household members Chronic respiratory disease <High-to-low> Disability Chronic respiratory disease	<Low-to-high> Gender <High-to-low> Gender Chronic respiratory disease

The choice between models with different types of outcomes could be based on various decision points. Model diagnostics statistics, such as BIC could be used. Based on the BIC and AIC values, the binary outcome model had a larger value than the zero-inflated count outcome model in this thesis, which can be considered a better fit model.

The interpretations of each model for this thesis are different. The binary model estimates the probability of being diagnosed with pneumonia, and the zero-inflated count model estimates the number of hospital visits due to pneumonia. Therefore, even though the binary model showed a better fit in this thesis, the choice between the two models might vary depending on the type of

information that we would like to obtain. So, if we are interested in the trajectory and the factors that make the risk higher for being diagnosed with pneumonia, the binary model would be more helpful. Also, it could be easier to interpret. On the other hand, analysis according to the number of hospital visits enables us to infer more diverse aspects. Additional health care-interaction due to pneumonia can mean more severe and complex medical conditions, lack of understanding of pneumonia follow up after treatment, cost-ineffective use of inpatient beds, and many other related things (Adamuz et al., 2011).

As there were no previous studies about pneumonia trajectories, we couldn't compare our pneumonia trajectory results with other studies. However, similar to other disease trajectory studies, regardless of the number of groups, most of the participants were in the low probability or low count group. This was observed in various trajectory studies with diseases such as depression, anxiety, asthma, or cardiovascular diseases (Lim et al., 2020; Cheng et al., 2021; Pape et al., 2021; Koohi et al., 2021).

Our study found that having a chronic respiratory disease, the number of household members, and having a disability were predictors of geriatric pneumonia trajectory membership in the binary outcome model. In the zero-inflated count outcome model, having a chronic respiratory disease and gender were predictors of geriatric pneumonia trajectory membership.

Having a chronic respiratory disease was the only factor that appeared as a predictor in both models. Except for the “low-to-high” group in the zero-inflated count trajectory model, having a chronic respiratory disease was stated as a risk factor in every trajectory membership group when compared to the “low-flat” group. This finding was consistent with various studies that have shown that people with chronic respiratory disease are more likely to have pneumonia (Koivular et al., 1994; Chang, 2010; Vila-Corcoles et al., 2008; Jackson et al., 2004; Jackson et al., 2009; Kaysin & Viera, 2016; Kline et al., 2015; Yoshikawa & Marrie, 2000; Gau et al., 2010; Loeb et al., 2009; Skull et al., 2009).

In our study, gender was stated as a risk factor only in the model that used the hospital visit counts as an outcome variable. Thus, we can consider that men are more likely to have more hospital visits due to pneumonia. However, there were some conflicting studies about gender as a risk factor. Some studies stated male sex as a risk factor, which is consistent with our study (Jackson et al., 2004; Vila-Corcoles et al., 2008; Yoshikawa & Marrie, 2000; Skull et al., 2009). On the other hand, many studies did not mention gender as a risk factor. In Koivular et al. (1994), gender was not associated with pneumonia nor any pneumonia-related hospitalization or death.

Crowded living conditions, such as living in nursing homes for the elderly, can increase the risk of contracting pneumonia (WHO, 2020). However, there were not enough samples to identify if living in a nursing home can increase the risk of pneumonia in our study. Therefore, the number of household members was analyzed, and it was identified as a risk factor in the binary outcome model. Specifically, people with three members in their household were more likely to have pneumonia. This

result may be that in our study, 67.7% had one or two household members, and the proportion of four or more household members was not very high. Thus, only having three household members showed significance. However, further research is needed on why having more household members was not associated with the pneumonia risk.

Having a disability was another predictor associated with pneumonia in the binary outcome model. This factor wasn't included in many geriatric pneumonia risk factor studies. However, some studies showed an association between specific impairments and pneumonia. For example, cognitive impairments and swallowing impairments increase the risk of pneumonia in older adults (Naruishi et al., 2018; Hollar et al., 2016; Ohrui, 2005; Nakajoh et al., 2000). Also, Centers for Disease Control and Prevention (CDC) (2020) reported that people with certain types of disability have a higher risk of pneumonia, which is consistent with our study. In our study, disability was utilized as a binary variable. We divided our participants by whether they had a disability or not, but to analyze the reason for the risk factor in more detail, further analysis would be required by type or level of disabilities.

Among pneumonia studies, age and smoking status were stated numerous times as risk factors. Many geriatric pneumonia studies showed an association with age (Koivular et al., 1994; Jackson et al., 2004; Vila-Corcoles et al., 2008; Yoshikawa & Marrie, 2000; Loeb et al., 2009; Skull et al., 2009). However, age was not associated with pneumonia in our study, which was consistent with some studies (Jackson et al., 2009; Gau et al., 2010). Also, smoking was not considered a risk factor in our study. Smoking had conflicting results among various geriatric pneumonia studies. In Gau et al. (2010) and Loeb et al. (2009), smoking status was a significant risk factor among hospitalized pneumonia patients. Meanwhile, Skull et al. (2009) didn't find an association between smoking and hospitalized pneumonia patients.

There are several strengths in this study. One of the strengths is that no study has been conducted on pneumonia trajectories to the best of my knowledge. Our research suggested new information about geriatric pneumonia, which can act as a guideline for future pneumonia trajectory studies. Additionally, we generated two pneumonia trajectories with different types of outcomes (binary/count), from which we can derive different information about geriatric pneumonia trajectories. Also, we utilized the KHPS data, which is national-level large-scale data collected for ten years. Ten years of the study period would be considered sufficient time to study the development of pneumonia. Moreover, in this data, pneumonia outcomes and other comorbidities were clinically diagnosed, reducing the bias of using self-reported data.

This study also has several limitations. First, as the data were collected for ten consecutive years, missing data was unavoidable. Even though we used maximum likelihood estimation for parameter estimation, missing data bias could still exist. Second, there are many types of pneumonia, and the risk factors vary accordingly. However, in our data, the types of pneumonia were not distinguished. Also, some of the risk factors were unavailable in our data. Additionally, many studies suggest that getting vaccinated for older adults could be a preventive factor (Vila-Corcoles et al., 2008;

Furman et al., 2021; Kline et al., 2016; Kaysin & Viera, 2016). However, vaccination information was not available in our data.

In this thesis, we didn't include any time-dependent factors. Pneumonia incidence can be affected by some special occasions. For instance, pneumonia was a common complication among patients with H1N1 influenza during the 2009 H1N1 pandemic (Jain et al., 2012). Likewise, in our data, the pneumonia incidence rate increased by 0.6% in older adults, while it increased by only 0.1% in the total population during the 2009 H1N1 pandemic. Considering that the COVID-19 pandemic has hugely affected the world since 2019, we should consider adding time-dependent covariates in future research.

REFERENCES

- Adamuz, J., Viasus, D., Campreciós-Rodríguez, P., et al (2011). A prospective cohort study of healthcare visits and rehospitalizations after discharge of patients with community-acquired pneumonia. *Respirology*, *16*(7), 1119-26.
- Byrt, T. (1996). How good is that agreement? *Epidemiology*, *7*(5), 561.
- CDC. (2020). *Disability and Health Related Conditions*.
<https://www.cdc.gov/ncbddd/disabilityandhealth/relatedconditions.html>
- CDC. (2021). *National Center for Health Statistics. Faststats: Pneumonia*.
<https://www.cdc.gov/nchs/fastats/pneumonia.htm>
- Chang, H. H. (2010). Community-acquired pneumonia in elderly patients. *Korean J Med*, *79*(4), 346-355
- Cheng, Y., Thorpe, L., Kabir, R., et al (2021). Latent class growth modeling of depression and anxiety in older adults: an 8-year follow-up of a population-based study. *BMC Geriatr*, *21*, 550.
- Fedorov, V., Mannino, F., Zhang, R. (2009). Consequences of dichotomization. *Pharmaceutical Statistics: The Journal of Applied Statistics in the Pharmaceutical Industry*, *8*(1), 50-61.
- Ferraro, K. F. & Wilmoth, J. M. (2000) Measuring Morbidity: Disease Counts, Binary Variables, and Statistical Power. *The Journals of Gerontology: Series B*, *55* (3), S173- S189.
- Furman, C. D., Leinenbach, A., Usher, R., et al (2021). Pneumonia in older adults. *Current opinion in infectious diseases*, *34*(2), 135-141.
- Gau, J. T., Acharya, U., Khan, S., et al (2010). Pharmacotherapy and the risk for community-acquired pneumonia. *BMC Geriatr*, *6*, 10:45.
- Guddattu, V., Rao, K. A., Rajkannan, T. (2015). Comparison between count regression and binary logistic regression models in the analysis of adverse drug reaction data. *ProbStat Forum*, *8*, 140-147.
- Hollaar, V., van der Maarel-Wierink, C., van der Putten, G. J., et al (2016). Defining characteristics and risk indicators for diagnosing nursing home-acquired

- pneumonia and aspiration pneumonia in nursing home residents, using the electronically-modified Delphi Method. *BMC geriatrics*, 16(1), 1-10.
- Jackson, M. L., Nelson, J.C., Jackson, L.A. (2009). Risk Factors for Community-Acquired Pneumonia in Immunocompetent Seniors. *Journal of the American Geriatrics Society*, 57, 882-888.
- Jackson, M. L., Neuzil, K. M., Thompson, W. W., et al (2004). The burden of community-acquired pneumonia in seniors: results of a population-based study. *Clinical infectious diseases : an official publication of the Infectious Diseases Society of America*, 39(11), 1642-1650.
- Jain, S., Benoit, S. R., Skarbinski, J., et al. (2012). Influenza-associated pneumonia among hospitalized patients with 2009 pandemic influenza A (H1N1) virus—United States, 2009. *Clinical infectious diseases*, 54(9), 1221-1229.
- Jones, B. L. (2001). *Analyzing longitudinal data with mixture models: a trajectory approach* (Doctoral dissertation, Carnegie Mellon University).
- Jones, B. L. (2020). *traj, group-based modeling of longitudinal data*. <https://www.andrew.cmu.edu/user/bjones/>
- Jones, B. L., Nagin, D. S., Roeder, K. (2001). A sas procedure based on mixture models for estimating developmental trajectories. *Sociological methods & research*, 29 (3), 374-393.
- Korea Health Panel Study (2021). *Survey Design*. <https://www.khp.re.kr:444/eng/survey/sampling.do>
- Kline, K. A., Bowdish D. M., (2016). Infection in an aging population. *Current Opinion in Microbiology*, 29, 63-67
- Koivula, I., Sten, M., Mäkelä, P. H. (1994). Risk factors for pneumonia in the elderly. *Am J Med*, 96(4), 313-20.
- Koohi, F., Ahmadi, N., Hadaegh, F., et al (2021). Trajectories of cardiovascular disease risk and their association with the incidence of cardiovascular events over 18 years of follow-up: The Tehran Lipid and Glucose study. *J Transl Med*, 19, 309.
- Lim, H. J., Cheng, Y., Kabir, R., et al (2020). Trajectories of depression and their predictors in a population-based study of Korean older adults. *The International Journal of Aging and Human Development*, 0091415020944405.

- Loeb, M., Neupane, B., Walter, S.D., et al (2009). Environmental Risk Factors for Community-Acquired Pneumonia Hospitalization in Older Adults. *Journal of the American Geriatrics Society*, 57, 1036-1040.
- MacCallum, R. C., Zhang, S., Preacher, K. J., et al. (2002). On the practice of dichotomization of quantitative variables. *Psychological methods*, 7(1), 19.
- Murphy, S. L., Kochanek, K. D., Xu, J. Q., et al (2021). Mortality in the United States, 2020.
- NCHS Data Brief, no 427. Hyattsville, MD: National Center for Health Statistics.
- Nagin, D. S. (1999). Analyzing developmental trajectories: a semiparametric, group-based approach. *Psychological methods*, 4 (2), 139.
- Nagin, D. S. (2005). *Group-based modeling of development*. Cambridge, Massachusetts: Harvard University Press.
- Nagin, D. S. (2014). Group-Based Trajectory Modeling: An Overview. *Ann NutrMetab*, 65, 205-210.
- Nagin, D. S., & Odgers, C. L. (2010). Group-based trajectory modeling in Clinical Research. *Annual review of clinical psychology*, 6, 109-38.
- Nakajoh, K., Nakagawa, T., Sekizawa, K., et al (2000). Relation between incidence of pneumonia and protective reflexes in post-stroke patients with oral or tube feeding. *Journal of internal medicine*, 247(1), 39-42.
- Naruishi, K., Nishikawa, Y., Kido, J. I., et al (2018). Relationship of aspiration pneumonia to cognitive impairment and oral condition: a cross-sectional study. *Clinical oral investigations*, 22(7), 2575-2580.
- Ohrui, T. (2005). Preventive strategies for aspiration pneumonia in elderly disabled persons. *The Tohoku journal of experimental medicine*, 207(1), 3-12.
- Pape, K., Cowell, W., Sejbaek, C. S., et al (2021). Adverse childhood experiences and asthma: trajectories in a national cohort. *Thorax*, 76, 547-553.
- Skull, S. A., Andrews, R. M., Byrnes, G. B., et al (2009). Hospitalized community-acquired pneumonia in the elderly: an Australian case-cohort study. *Epidemiology & Infection*, 137(2), 194-202.
- Statistics Canada (2022). *Table 13-10-0394-01 Leading causes of death, total population, by age group*. <https://doi.org/10.25318/1310039401-eng>

- Statistics Canada (2022). *Deaths: 2020*.
<https://www150.statcan.gc.ca/n1/daily-quotidien/220124/dq220124a-eng.htm>
- Statistics Korea (2021). *Causes of Death Statistics in 2020*.
<http://kostat.go.kr/portal/eng/pressReleases/8/10/index.board?bmode=read&bSeq=&aSeq=414516&pageNo=1&rowNum=10&navCount=10&currPg=&searchInfo=&sTarget=title&sTxt=>
- Vila-Corcoles A., Ochoa-Gondar, O., Rodriguez-Blanco, T., et al (2009). Epidemiology of community-acquired pneumonia in older adults: A population-based study. *Respiratory Medicine*, 103(2), 309-316
- WHO (2020). *The top 10 causes of death*.
<https://www.who.int/news-room/fact-sheets/detail/the-top-10-causes-of-death>
- Williams, B., Mandrekar, J., Mandrekar, S., et al (2006). Finding Optimal Cutpoints for Continuous Covariates with Binary and Time-to-Event Outcomes. *Technical Report Series*. 79.
- Wojciechowski, T. W. (2017). PTSD as a risk factor for the development of violence among juvenile offenders: a group based trajectory modeling approach. *Journal of Interpersonal Violence*. 0886260517704231.
- Yang, S., Harlow, L. I., Puggioni, G., et al (2017). A comparison of different methods of zero-inflated data analysis and an application in health surveys. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 16(1), 518-543.
- Yoshikawa, T. T. & Marrie, T. J. (2000). Community-Acquired Pneumonia in the Elderly, *Clinical Infectious Diseases*, 31 (4), 1066-1078.

이중차분분석의 “금지된 비교” 넘어서기

- 이중차분분석의 최신 동향을 반영한 산정특례제도 효과 분석

김진환 | 서울대학교 보건대학원

초록

이중차분분석은 보건학에서 정책 효과를 평가하기 위해서 가장 널리 사용되는 연구설계이다. 일반화 이중차분분석이 다양하게 활용하고 되고 있음에도 불구하고 시점에 따른, 인구집단에 따른 처치 효과의 이질성이 있을 때 금지된 비교가 발생하여 TWFE를 이용한 이중차분분석의 추정치와 일치하지 않는다는 사실이 알려지고 있다. TWFE 추정량은 처치군에서의 평균처치효과(ATT)를 분산에 따라 가중평균한 값(VWATT), 평행추세가정의 분산가중평균 (VWPT), 시간에 따른 처치효과 변화(Δ ATT)의 합으로 처치 효과의 이질성이 있는 경우 TWFE 추정량은 처치효과에 부적절한 요약 정보를 제공한다.

한국은 일단 정책 도입이 결정되고 나면 모든 사람이 동시에 적용되는 방식을 취하는 경우가 많다. 한국의 각종 패널조사들은 패널의 규모가 크지 않아 흔히 검정력 부족 문제를 마주하게 된다. 처치 후 기간을 길게 처치기간으로 포함하는 연구설계는 정책 효과의 지연(lag)을 포착할 뿐만 아니라 처치군에 속한 자료의 양을 늘려 검정력을 높여주는 장점이 있다. 이 때문에 단일 계수를 통해 다중 시점에 이루어진 처치의 효과를 포착하는 방식의 연구설계를 검토하고, 그 과정에서 발생하는 추정 문제들을 확인해 둘 필요가 있다.

이 연구에서는 최근 이중차분분석 방법론에서 이루어지고 있는 발전을 TWFE에서 발생하는 금지된 비교를 중심으로 간략하게 검토하고, 김관옥과 신영전(2017)의 연구설계를 변형하여 금지된 비교에서 발생하는 추정치의 비뚤림을 설명하였다. 이 연구의 결과는 TWFE를 이용한 이중차분분석에서 얻어지는 결과를 해석하는 데 있어 유의해야 할 점을 보여주며, 이중차분분석을 TWFE와 동일하게 여기는 대신 추정하고자 하는 대상을 정확하게 확인하고, 적절한 추정량과 그를 연결하는 작업이 필요하다는 점을 시사한다. 최근 급속히 발전하고 있는 이중차분분석에 대한 논의에 기반하여 기존에 수행된 연구의 설계와 얻어진 추정치를 재평가하고, 향후 수행되는 정책 분석 연구의 질을 높이기 위한 노력이 필요하다.

주제어: 이중차분분석, 양방향고정효과추정량, 인과추론, DID \neq TWFE

1. 서론

이중차분분석(difference-in-difference)은 보건학의 정책효과분석에서 널리 활용되는 방법론이다 (Wing et al., 2018). 이 방법론은 비교가능성이 높은 두 개의 인구집단이 시간에 따라 변화하는 양상을 비교하여 정책의 고유한 효과를 측정하고자 하는 것으로 다양한 인구학적, 사회경제학적 특성에 따라 정책의 처치효과가 달라지는 데서 발생하는 변이를 추정에 사용한다. 그러나 다양한 정책을 평가하기 위해 널리 활용되어 온 이중차분분석의 추정치는 최근 그 타당성에 심각한 위협을 받고 있다 (Baker et al., 2022). 이중차분분석에서 얻은 효과 추정치의 내적타당성을 위협하는 문제에는 여러 가지가 있고 이 중 핵심 가정인 평행추세 가정(parallel trend assumption)의 성립 여부가 가장 중요하게 여겨져 왔지만, 최근 심각한 문제로 대두되고 있는 것은 금지된 비교(forbidden comparison) 문제이다 (Roth et al., 2022). 이중차분분석을 활용한 연구에서는 처치군과 대조군의 전후 결과를 요약한 자료를 이용하는 간단한 방식의 추정을 택할 수도 있지만, 추정의 효율성을 높이기 위해 흔히 처치(정책) 전후로 여러 개의 시간을 활용하거나 지역사회기반 무작위교차 임상시험(community trial)의 stepped wedge design처럼 처치군이 시간에 따라 순차적으로 늘어나는 방식의 설계를 택하게 된다. 이 때 암묵적으로 활용되는 가정은 (i) 시간에 따른 처치효과의 이질성이 존재하지 않고, (ii) 처치군을 구성하는 세부 인구집단 별로도 처치효과의 이질성이 존재하지 않는다는 것이다. 그러나 시간에 따라 정책 효과가 변하고, 각 인구집단이 처한 조건에 따라 그 효과의 크기가 달라질 수밖에 없는 정책 일반의 현실적 특성을 고려하면 이런 암묵적 가정이 위배되지 않는 상황을 찾기가 더 어렵다. 정책이 도입된 이후 철회되지 않고 정책 효과가 계속해서 나타난다고 가정하여 분석을 수행하는 상황에서 실제로는 시간 또는 인구집단에 따른 처치효과의 이질성이 존재하는 경우, 양방향고정효과추정량(two-way fixed effect estimator, 이하 TWFE)을 활용한 이중차분분석이 산출하는 추정치는 처치군과 대조군 간의 비교를 통해 얻어진 시점별, 인구집단별 추정치를 인구집단의 크기와 같은 적절한 가중치를 부여하여 가중평균한 값이 아니라 연구자가 기대하지 않는 처치군과 처치군 간의 비교를 통해 얻어진 추정치까지 포함한 비뚤린 추정치를 산출하게 된다. 이런 상황을 Roth, Sant' Anna 등의 논자들은 금지된 비교라고 부른다(Roth et al., 2022). 이 문제는 비교적 최근에 제기되었지만 지금까지 얻어진 이중차분분석 추정치의 대부분이 실제 추정치에서 편향되었을 가능성을 시사하는 것이기 때문에 관심이 필요하다. 연방제에 의해 독립성이 보장되는 주(state) 단위 비교가 가능한 미국에서는 정책평가에 관심을 둔 많은 연구자가 문제에 주목하고 있다. 이중차분분석은 전미경제연구소(NBER) Working paper의 23%를 차지할 정도로 널리 사용되고 있기 때문이다. 이는 금지된 비교로 인해 발생하는 문제가 대단히 크다는 사실을 시사한다(Currie et al., 2020). 이 때문에 특히 엇갈린 설계(staggered design)를 중심으로 금지된 비교 문제를 해결하기 위해 다양한 추정량(estimator)이 빠르게 개발되고 있다(Athey & Imbens, 2022; Borusyak et al., 2021; Callaway & Sant' Anna, 2021; De Chaisemartin & D' Haultfoeuille, 2022; Imai & Kim, 2021; Sun & Abraham, 2021).

이 연구에서는 최근 이중차분분석 방법론에서 이루어지고 있는 발전을 TWFE에서 발생하는 금지된 비교를 중심으로 간략하게 검토한다. 이어 한국의료패널조사자료를 이용하여 수행된 연구 중 비교적 연구를 통해 평가하고자 하는 정책이 중요하고 연구설계가 이해하기 수월한 김관옥과 신영전(2017)을 연구설계를 바꾸어 재분석한다. 이는 여러 개의 시간을 분석에 포함하여 처치효과의 시간에 따른 이질성 때문에 발생하는 금지된 비교 문제에 노출되어 있는 정책 분석 사례를 만들기 위한 것으로, 그를 통해 금지된 비교에서 발생할 수 있는 추정치의 비뚤림을 설명하려는 것이다. 이 연구의 목적은

한국의 보건학 영역에서 이종차분분석 방법론을 적절하게 사용할 수 있도록 최근 급격하게 발전되고 있는 여러 논의를 소개하고 분석에 참고할 수 있는 예시를 만들려는 것으로, 기존에 수행된 연구를 비난하거나 그 결론을 반박하기 위한 것은 아니다. 이 연구는 TWFE를 이용한 이종차분분석에서 얻어지는 결과가 실제 이종차분분석의 결과와 달라지는 조건 중 정책이 전국 단위에서 동시에 집행되는 경우가 흔한 한국의 맥락에서 특히 유의해야 할 것을 짚는다. 더불어, 이종차분분석을 TWFE와 동일하게 여기는 연구 관행에서 벗어나 이종차분분석을 통해 추정하려는 대상(estimand)을 정확하게 확인하고 관측가능한 결과의 형태로 기술하는 식별(identification) 절차와 식별된 대상을 추정량(estimator)을 통해 자료에서 산출하는 추정(estimation) 과정을 거쳐 얻고자 하는 결과와 연구설계가 적절하게 연결되었는지 주의 깊게 살피는 연구하기가 필요함을 강조한다.

2. 이종차분분석에 대한 간략한 검토

가. 이종차분분석의 일반적 특성

이종차분분석의 가장 간단한 형태는 두 개의 분리된 시간, 두 개의 군(처치군, 대조군), 단일한 처치로 구성된 2×2 설계이다. 가장 간단한 설계에서 처치효과는 처치군의 평균 변화와 대조군의 평균 변화를 비교하는 방식으로 추정할 수 있다. Rubin의 잠재결과 프레임워크(potential outcome framework)을 이용하여 이종차분분석에서 처치군의 평균처치효과(Average Treatment Effect on the Treated, ATT)를 식별(identification)하는 과정을 살펴보면 다음과 같다(Rubin, 2005). 시점을 t (처치 전 0, 처치 후 1)로, 군을 g (처치군 t , 대조군 c)로, 처치여부를 T (미처치 0, 처치 1)로 표현했을 때 특정 시점에, 특정 군이 처치를 받았을 때의 잠재결과는 $Y_{t,g}(1)$ 으로, 처치를 받지 않았을 때는 $Y_{t,g}(0)$ 으로 표기할 수 있다. 이종차분분석에서 관심을 갖는 추정량은 처치군에서의 평균처치효과이며 $Y_{t,g}(1) - Y_{t,g}(0)$ 로 쓸 수 있다. 잠재결과 프레임워크에서 처치군의 평균처치효과(ATT)를 식별하는 문제를 풀기 어려운 이유는 연구자가 실제로 관찰할 수 있는 결과가 여러 잠재결과 중 하나에 불과하다는 사실 때문이다. 이종차분분석에서는 평행추세(parallel trend) 가정을 통해 관측할 수 없는 잠재결과 중 일부를 대조군에서 관측가능한 결과로 대체하여 이 문제를 돌파한다. 이를 잠재결과의 형태로 표기하면 다음과 같고, 각 행 간의 관계는 이종차분분석의 주요 가정을 반영하고 있다. 우선 잠재결과 프레임워크는 실제 관찰된 결과가 각 잠재결과와 일치한다는 일관성(consistency) 가정을 요구한다. 즉, 처치가 발생했을 때의 잠재결과가 처치군에서 관찰되는 실제결과와 일치해야 한다는 뜻이다. 이런 가정 위에서 아래 수식의 첫 번째 행은 실제로 관찰가능하지 않은 잠재결과를 포함한 형태로 이론적 ATT를 기술한 것이다. 첫 번째 행에서 두 번째 행으로 넘어가는 과정은 $Y_{g,t=0}(0) = Y_{g,t=0}(1)$ 을 가정하는데 이는 처치군과 대조군 모두에서 미래에 발생할 처치를 예비하여 미리 발생하는 변화가 없다는 ‘no anticipation’ 가정을 의미한다. 두 번째 행에서 세 번째 행으로 넘어가는 과정은 두 번째 행의 두 번째 항이 관측불가능하다는 인과추론의 본질적 문제를 해결하기 위한 것으로 처치군의 시간에 따른 변화가 대조군의 시간에 따른 변화와 동일하다는 평행추세 가정을 반영한 것이다.

ATT

$$\begin{aligned}
 &= E[Y_{t=1,g}(1) - Y_{t=0,g}(0) \mid T_i = 1] \\
 &= E[Y_{t=1,g}(1) - Y_{t=0,g}(1) \mid T_i = 1] - E[Y_{t=1,g}(0) - Y_{t=0,g}(0) \mid T_i = 1] \\
 &= E[Y_{t=1,g}(1) - Y_{t=0,g}(1) \mid T_i = 1] - E[Y_{t=1,g}(0) - Y_{t=0,g}(0) \mid T_i = 0]
 \end{aligned}$$

최근에 제기되고 있는 금지된 비교 문제는 이중차분분석 그 자체에 내장된 문제가 아니라 이중차분 분석을 양방향고정효과추정량(TWFE)을 이용하는 회귀분석을 통해 추정하는 과정에서 발생한다. 이중차분분석을 회귀분석의 형태로 분석하는 경우 비교적 간편하게 추정치를 얻을 수 있고, 일반화된 이중차분모형으로 확장하기 쉽다는 장점이 있어 이중차분분석은 곧 TWFE로 여겨지는 경향이 있다. 회귀식의 형태로 쓰면 다음과 같은데, 가장 기본적인 2 X 2 설계에서는 이 회귀식을 사용하는 경우에도 올바른 처치군의 평균처치효과(ATT)를 얻을 수 있다.

$$Y = \alpha + \beta_1 Treatment_g + \beta_2 Post_t + \beta_3 (Treatment_g \times Post_t) + \sum \beta_k Covariate + \epsilon$$

다만, TWFE를 이용한 모형은 기본적인 2 X 2 설계로 사용되기보다는 평행추세가정을 충족시킬 가능성을 높이기 위해 흔히 시변공변량(time-varying covariates)을 포함하는 다양한 공변량을 포함하고, 더 긴 시간 범위를 포괄하며, 처치 전후에 여러 시간대를 포함하는 형태로 확장되어 사용된다.

나. 이중차분분석에서 금지된 비교 문제

이중차분분석에 대한 기존의 학술적 이해는 시변공변량(time-varying covariate)의 존재가 평행추세 가정에 영향을 미쳐 이중차분분석의 추정치에 큰 영향을 줄 수 있다는 우려가 주를 차지하고 있었다. 이 점을 극복하기 위해 처치 전의 추세를 살핌으로서 평행추세 가정의 성립 여부를 간접적으로 입증하기 위해 노력하고, 처치 전의 다양한 변수를 통제하거나(Chabé-Ferret, 2017), 처치 전의 공변량을 이용한 짝짓기(Ryan et al., 2019)를 수행하는 등의 노력이 연구의 내적타당성을 높이기 위한 전략으로 제안되어 왔다. 하지만 성향점수 짝짓기는 기대보다 비뚤림이 상당히 크다는 보고(King & Nielsen, 2019)와 함께 처치 시간에 차이가 있는 일반화된 이중차분모형을 쓰면 평행추세가정의 위배 가능성을 크게 신경 쓰지 않아도 된다는 논의가 주류를 이루고 있는 것으로 보인다(Lee, 2016). 그러나 시변 공변량의 경우 적절하게 통제하면 추정치의 비뚤림을 우려할 정도로 크게 일으키지 않는다는 사실이 알려지고(Sant' Anna & Zhao, 2020), 평균중심화(centering)된 시변 공변량을 투입하는 것만으로 시변 공변량을 적절하게 통제한 추정치를 산출하는 Mundlak 추정량 등이 제안되면서 평행추세 가정의 성립 여부가 이중차분분석의 추정에서 유일하게 걱정해야 하는 문제가 아니라는 인식이 커지고 있다(Wooldridge, 2021). 이에 따라 금지된 비교를 중심으로 하는 TWFE 추정량의 신뢰성에 대한 관심이 높아지고 있는데 Goodman-Bacon(2021)은 TWFE에서 얻어지는 이중차분추정량을 이해하고, 또 거기서 발생하는 문제를 해결하는 실마리를 주는 추정량에 대한 중요한 분해를 제공한다(Goodman-Bacon,

2021). 표본의 크기가 무한대로 커짐에 따라 TWFE에서 얻어지는 추정치는 처치군의 평균처치효과를 분산으로 가중평균한 값(variance-weighted average treatment effect on the treated, VWATT)과 평행추세의 분산가중평균(variance-weighted common trends)의 합에서 각 처치 시기에서 처치효과 변화의 가중평균을 뺀 것으로 수립한다.¹⁾

$$\text{plim} \widehat{\sigma}_{TWFE} = VWATT + VWPT - \Delta ATT$$

이런 분해에 따라 TWFE 추정치의 내용을 각 상황에 따라 살펴보면 다음과 같다. 처치효과가 시간에 따라 변하지 않고($\Delta ATT = 0$), 평행추세 가정이 성립하는 경우($VWPT = 0$)에 TWFE 추정치는 VWATT와 같고 collapsibility가 성립한다면 이 추정치는 곧 ATT라고 볼 수 있다. 문제는 처치효과의 이질성이 있을 때인데 이는 크게 (1) 분석 단위 간에만 처치효과 변이가 있는 경우, (2) 시간에 따른 처치효과의 변이만 있는 경우, (3) 분석 단위에 따른 변이와 시간에 따른 변이가 모두 있는 경우로 나누어 볼 수 있다.

(1) 분석 단위 간에만 처치효과의 변이가 있는 경우

처치효과가 시간에 따라서는 변하지 않기 때문에 여전히 $\Delta ATT = 0$ 이고 VWATT는 처치효과의 변이가 있는 각 군 별로 얻어진 ATT를 각 군의 크기와 처치의 분산을 변수로 하는 일련의 함수에 따라 가중평균한 것이 된다. 일반적으로 가중평균에 투입되는 가중치가 각 군의 표본 크기와 일치하지 않고, 처치를 받은 시간과도 일치하지 않기 때문에 효과의 크기가 큰 군이 가장 먼저 처치를 받는 상황에서는 TWFE 추정치는 (시간적으로) 처음 절반의 표본이 들어갈 때는 과소추정 되다가, 다음 절반의 표본이 들어갈 때는 과대추정 되게 된다. 반대로 효과의 크기가 작은 군이 먼저 처치를 받는 상황에서는 처음 절반의 표본에서는 과대추정 되다가, 이후 절반에서는 과소추정되는 양상을 보이게 된다. 각 군에 속한 표본이 전체 표본에서 차지하는 비중(점유율)과 각 군의 표본가중치를 비교했을 때 둘 사이의 큰 차이가 없는 경우 TWFE 추정치는 VWATT와 비슷할 것으로 짐작할 수 있다. 최근 만들어지고 있는 다양한 추정량은 이 문제를 극복하고 ATT의 수정된 가중평균을 직접 제공하고 있다(De Chaisemartin & D’Haultfoeuille, 2022; Sun & Abraham, 2021). 분석 단위 간의 처치효과 변이의 원천을 알고 있는 경우라면 삼중차분분석(triple difference)을 통해 ATT의 분해를 시도해볼 수 있다. 세번째 분할을 수행하는 변수에 따라 나눈 후 각 군에서 각각 평행추세가정이 성립하면 삼중차분분석을 수행할 수 있기 때문에 비교적 간편하게 얻어진 TWFE 추정치에 대한 검증이 가능하다(Olden & Møen, 2022).

(2) 시간에 따른 처치효과의 변이가 있는 경우

시간에 따른 처치효과의 변이가 있는 경우 처치 후에 위치한 여러 시점의 효과가 중첩되면서 VWATT의 이질성이 커지고 그에 따라 표본에서 얻은 ATT가 VWATT와 달라지게 된다. 더불어, Δ

1) ATT는 고정된 값이므로 VWATT는 분산(variance)에 따라 결정되며, 이 분산은 분석에 포함된 자료의 시간적 길이에 의존하는 값이다. 따라서 VWATT가 정책의 효과를 설명하는 값으로 연구자가 얻기를 기대하는 ATT와는 다르다는 점에 유의해야 한다. 다만, VWATT가 ATT가 아니라는 점을 인정한다고 하더라도 TWFE를 통해 얻어지는 추정량은 Goodman-Bacon의 분해가 보여주듯 비뚤어져 있을 가능성이 크다.

ATT도 0이 아닌 값을 갖게 되면서 소거되지 않아 TWFE 추정치가 VWATT에서 상당히 비뚤릴 가능성이 크다. 이 문제는 처치 후의 각 시점에서 얻어진 효과를 하나의 계수(coefficient)를 통해 추정하려는 모형을 적합하는 경우에 발생하며, 처치가 이루어지는 시점이 각 군마다 다른 경우 발생하는 staggered design은 물론이고 검정력을 높이기 위해 처치 이후 여러 시점을 분석 대상에 포함하여 정책의 효과가 일관되게 유지된다는 암묵적인 가정을 한 경우에도 발생한다는 점을 주의할 필요가 있다. 분석 단위 간의 처치효과 이질성처럼 시간에 따른 처치효과 이질성 문제 역시 새롭게 만들어지고 있는 다양한 추정량을 통해 해결할 수 있는데, 이들 추정량 사이에는 약간씩 차이가 있지만 처치 이후의 시점을 분할하는 사건시간모형(event-study specification)을 사용할 것을 제안한다는 공통점이 있다.

(3) 두 변이가 모두 있는 경우 - 각 인구집단이 서로 다른 시점에 처치를 받을 때

각 인구집단이 서로 다른 시점에 처치를 받는 경우에 TWFE를 사용하는 경우 인구집단 간의 처치 효과의 변이와 시간에 따른 처치효과 변이가 중첩되면서 평행추세 가정이 성립할 가능성을 높여준다는 통상의 이해와는 달리 추정치의 비뚤림이 더 커질 개연성이 크다(Callaway & Sant' Anna, 2021; Sant' Anna & Zhao, 2020). 이 때문에 처치효과 이질성에 특히 주의할 필요가 있고, 여기에 더해 대조군으로 지정된 인구집단이 누구인지를 정확하게 할 필요가 있다. 처치효과 이질성 문제를 해결하기 위해 제안된 추정량들은 대부분 처치 시점이 엇갈리는 경우를 다룰 수 있는 적절하게 분해된 추정량을 제공한다. 사건연구모형(event-study specification)을 이용하여 이중차분 추정량을 구성하는 Callaway & Sant' Anna (CS) 추정량을 구현한 R package did 역시 이 문제를 대체로 해결하며, 처치군에 한 번도 포함되지 않은 군(never treated) 또는 아직 처치군에 진입하지 않은 군(not yet treated) 중 하나를 대조군으로 지정할 수 있도록 하여 얻어지는 추정치의 출처를 정확하게 할 수 있도록 돕는다. 금지된 비교 문제를 해결하기 위해 제안된 것은 아니지만 정책 효과의 인과적 추론을 강화하기 위해 개발된 방법론 중 대조군의 결합을 통해 가상의 대조군을 만들고 처치의 효과를 평가하는 통제 집단합성법(synthetic control method)(Abadie, 2021)이나 이를 확장하여 이중차분분석의 대조군을 만드는 합성이중차분분석(synthetic difference-in-difference)(Arkhangelsky et al., 2021)을 이용하면 처치효과 원천이 되는 처치군과 대조군을 정확하게 할 수 있다는 점에서 이 문제를 극복할 수 있는 하나의 분석 전략이 된다.

다. 금지된 비교 문제를 해결하기 위한 새로운 추정량 소개

여기서는 금지된 비교 문제를 해결한 다양한 추정량 중 하나인 Callaway & Sant' Anna (CS) 추정량을 간략하게 설명한다(Callaway & Sant' Anna, 2021). CS 추정량의 핵심은 같은 시점에 처치 받은 인구집단에 고유한 ATT인 group-time ATT(이후 ATT(g, t))이다. 시점과 인구집단의 두 차원에 걸친 이질성을 정식화하는 개념인 ATT(g, t)를 잠재효과 프레임워크에 따라 기술하면 다음과 같다.²⁾

2) 여기서 인구집단을 표기하는 g는 이중차분분석에서 얻어지는 ATT를 잠재효과 프레임워크에 따라 분해한 식에서의 g와는 다른 것이다. 이중차분분석의 분해에서 g는 처치군 또는 대조군을 지칭하는 것이지만, 여기에서 g는 처치군 안에서 효과의 이질성이 있는 세부 인구집단을 지시하는 것이다.

$$ATT(g, t) = E[Y_t^1 - Y_t^0 \mid G_g = g]$$

ATT(g, t)의 시점 이질성(period-specific heterogeneity)은 $ATT(g, t) \neq ATT(g, t')$ 로 쓸 수 있고, 인구집단 이질성(group-specific heterogeneity)은 $ATT(g, t) \neq ATT(g', t)$ 로 쓸 수 있다. 처치 시점이 3개 존재하고 인구집단이 2개 존재하는 경우를 상정하면 $T \in \{1, 2, 3\}$, $G_i \in \{2, 3\}$ 으로 쓸 수 있다. 여기서 시점 이질성은 $ATT(2, 2) \neq ATT(2, 3)$ 인 경우를, 인구집단 이질성은 $ATT(2, 3) \neq ATT(3, 3)$ 인 경우를 예로 들 수 있다. ATT(g, t)는 모든 인구집단 X 시간쌍에서 존재하여 엇갈린 설계에서 수십개가 존재하기 때문에 연구자는 흔히 ATT(g, t)를 시간에 따라 집계한 하나의 추정량을 얻기를 원하게 된다. 이를 위해서는 몇 가지 가정이 필요하다. 첫 번째로 사용하는 표본 자료는 패널 자료이거나 반복단면 자료여야 한다. 두 번째, 공변량의 집합 X에 대해 조건부로 평행추세가정이 성립해야 한다. 세 번째, 처치는 사라지는 것이 아니라 일단 발생하고 나면 계속되는 비가역적인 것(irreversible treatment)여야 한다. 네 번째, 처치군과 대조군은 대체로 비슷한 성향점수를 가져야 하는데 이는 성향점수짜깁기에서 공통영역가정(common support assumption)이라고 부르는 것이며, Abadie(2005)가 제시한 가정이기도 하다(Abadie, 2005). 성향점수는 다양한 방식으로 산출할 수 있지만 CS 추정량은 처리전 공변량을 이용해서 성향점수를 산출하며, 처치 전의 특성에 따른 공통영역을 확보하는 정도라도 평행추세 가정을 충족하기에는 충분하다는 사실이 이를 뒷받침한다(Ryan et al., 2019). ATT(g, t)의 잠재효과에 기반한 기술은 추정치를 계산하기 얻기 위해 대조군이 필요하다는 사실을 지시하며, CS 추정량에서는 금지된 비교를 피하기 위해 전체 기간에 걸쳐 처치를 받지 않은 집단(never treated)과 처치가 이루어지는 시점에서 처치를 받지 않은 집단(not yet treated) 두 가지를 대조군으로 사용할 수 있다. 이후에는 자기상관과 군집효과를 고려하여 집계 추정량을 얻기 위해 부트스트랩 절차를 거쳐 하나의 추정치를 얻을 수 있고, ATT의 시간에 따른 변이를 확인할 수 있도록 시간에 따른 추정치의 변화(event-study specification)을 계산한다. ATT(g, t)를 추정하는 식은 아래와 같고 이 식의 특징은 처치 이전의 긴 기간을 추정에 동원하지 않고 기준 연도만을 사용하여 추정한다는 것으로, 완전히 일치하지는 않지만 개념적으로는 처치군, 대조군을 정확하게 구분한 후 기준 연도와 처치 후 각 기간을 대상으로 하여 수행한 2 X 2 설계에서 얻어지는 값으로 이해할 수 있다(Sant' Anna & Zhao, 2020).³⁾

$$ATT(g, t) = E\left[\left(\frac{G_g}{E[G_g]} - \frac{\frac{\hat{p}(X)c}{1 - \hat{p}(X)}}{E\left[\frac{\hat{p}(X)c}{1 - \hat{p}(X)}\right]}\right)(Y_t - Y_{g-1})\right]$$

3. 사례 분석

여기에서는 이중차분분석을 사용한 김관옥과 신영전(2017)의 연구설계를 기반으로 금지된 비교가 발생할 수 있는 설계를 인위적으로 만들고 TWFE를 통해 얻어진 이중차분분석 결과와 금지된 비교

3) CS 추정량의 저자들이 만든 R package did에는 ATT(g, t)를 산출하고 시간에 따른 변화를 산출하는 함수가 내장되어 있다.

문제가 해소된 이중차분분석을 통해 산출한 실제 효과 추정치를 비교하였다. 기초로 삼은 연구는 연구방법이 부적절하거나 그 결론이 의심스럽기 때문이 아니라 (i) 한국의료패널조사자료를 사용했고, (ii) 이중차분분석을 활용했으며, (iii) 처치 이후 다중 시점을 분석에 포함하는 연구설계로 확장하기 용이하게 수행되어 최근 발전하고 있는 이중차분분석에 대한 논의를 적용해 보기에 적절하기 때문에 선택되었다(김관옥 & 신영전, 2017). 특히 주(state)별로 정책의 도입 시점이 달라지는 미국과는 달리 한국에서는 일단 정책을 도입하기로 결정하고 나면 일부 지역을 대상으로 시범사업을 이루어지기는 하지만 모든 사람에게 동시에 적용되는 방식을 흔히 택하게 된다는 점에서 단일 계수를 통해 다중 시점에 이루어진 처치의 효과를 포착하는 방식의 연구설계에 대한 검토가 더 적절한 면이 있다. 이런 절차를 통해 기존 분석의 결과를 반박하고 방법론의 오류를 지적하기보다는, 실제로 선택되지 않은 연구설계에서 기존 분석방법에 따른 결과와 최근의 논의를 반영한 분석이 산출한 결과를 비교하고 같은 점과 다른 점을 충실하게 설명하는 것을 목적으로 하였다.

가. 자료원과 분석대상

이 연구에서는 한국보건사회연구원과 국민건강보험이 공동으로 수집, 운영하는 한국의료패널조사의 1기 자료 중 2012년에서 2018년까지의 자료를 이용하였다. 김관옥과 신영전(2017)의 연구설계를 동일하게 따르되 이중차분분석을 수행하는 핵심 변수인 시간 변수는 2012년에서 2018년까지의 매 연도를 사용하고 처치는 2013년 이후 매해 발생한 것으로 보았다. 집단변수는 4대 중증질환에 따라 산정 특례의 대상이 되는 암질환, 뇌혈관질환, 심장질환, 희귀난치성질환을 진단명으로 하여 입원, 외래, 응급 중 어느 것이라도 한 번 이상 의료이용을 수행한 경우 처치군, 그 외를 대조군으로 분류하여 사용하였다. 통제변수로는 성별, 연령, 혼인유무, 교육수준, 만성질환 유무, 소득 5분위를 사용하였다. 성별은 남성, 여성, 연령은 20세 미만, 20-39세, 40-64세, 65세 이상, 혼인유무는 혼인 중, 혼인 외, 교육수준은 초졸 이하, 중-고졸 이하, 대학-대학원졸로 구분하였다. 종속변수는 한국의료패널이 제공하는 본인부담 의료비와 그에 따른 재난적의료비 발생 여부로 설정하였다. 한국의료패널은 개인 의료비를 두 가지 버전으로 제공하는데 첫 번째 개인의료비 변수는 응급의료비, 입원의료비, 외래의료비, 응급처방약값, 입원처방약값, 외래처방약값을 포함하며 두 번째 개인의료비 변수는 첫 번째 개인의료비 변수에 응급교통비(앰블런스), 입원교통비, 외래교통비, 입원간병비를 더한 것이다. 재난적의료비는 다양한 방식으로 산출할 수 있지만 여기에서는 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나눈 가구균등화소득(household equivalized income)을 산출하고 개인의료비가 가구균등화소득의 40%가 넘는 경우 재난적 의료비가 발생한 것으로 보았다(Bonu et al., 2009; Wagstaff et al., 2018).

나. 통계적 분석

기존의 TWFE가 산출하는 결과를 확인하기 위해 선형회귀분석 형태의 모형을 먼저 적합하였다. 모형을 적합하기 전에 김관옥과 신영전(2017)에서 성향점수짜짓기(propensity score matching)를 사용하여 처치군과 대조군의 이질성을 줄인 점을 고려하여 동일한 방식으로 성향점수를 산출하였다. 이중차분분석에서 성향점수짜짓기가 비뚤림을 키운다는 문제(King & Nielsen, 2019)가 있고 일반적으로 종단연구(longitudinal data)에서의 인과추론에서는 성향점수짜짓기보다 역확률점수가중(inverse probability of treatment weighting, IPTW)이 더 적절하다는 점을 고려하여 각 군에 속할 성향점수의

역수를 회귀가중치로 활용하는 역확률점수가중을 사용하였다(Ertefaie & Stephens, 2010). 이 때 모든 관측치를 활용하는 대신 중증질환 군과 비중증질환 군 사이에 체계적 이질성이 있다는 점을 고려하여 10보다 큰 가중치를 부여받은 사람(즉, 성향점수가 0.1보다 작은 사람)은 분석에서 제외하였다. 이는 김관옥과 신영전(2017)의 연구설계를 따르는 것인 동시에 비교의 대상으로 삼은 Callaway와 Sant' Anna의 추정량이 공통영역(common support)을 요구하기 때문에 비교가능성을 높이기 위한 조치로 수행되었다. 시간에 따른 처치효과와 이질성을 고려한 추정을 위해서는 다양하게 개발되어 있는 추정량 중 비교적 적용이 간단하고 R 패키지가 만들어져 있는 Callaway와 Sant' Anna의 추정량을 이용하였다. 모든 분석은 R Ver 4.0.2 (Vienna, Austria)를 사용하였고 CS 추정량 산출에는 추정량을 개발한 저자들이 만든 R package did를 사용하였다.⁴⁾ 마지막으로 추정치의 크기가 0에 가까워 효과의 크기를 적절하게 표현하기 어려운 것들이 있었기 때문에 추정치와 추정치의 표준오차는 통상적인 관례와 달리 소수점 세 자리까지 표기하였다.

다. 추가적인 고려사항

이분 변수를 결과 변수로 삼는 경우 이중차분분석에서도 로지스틱 회귀분석을 사용하는 경우가 많다. 하지만, 두 가지 이유로 이 연구에서는 로지스틱 회귀분석보다는 선형확률모형(linear probabilities model)을 적용하는 것이 더 적절하다고 판단하였다. 첫 번째 이유는 앞서도 언급하였듯 양방향고정효과추정량(TWFE)을 활용하여 이중차분분석을 수행하는 경우가 많기 때문이다. 상호작용 항(interaction term)이 있는 TWFE를 사용하는 경우 얻어지는 상호작용 항의 추정치는 개념적으로 처치군의 평균처치효과(ATT)를 의미하는 것이기는 하지만 공변량(covariate)의 분포에 따라 산출되는 효과의 크기와 방향이 달라질 수 있고 그 크기와 방향을 예측하기 어렵다는 문제가 있다(Karaca-Mandic et al., 2012). 적절한 노출 모형(exposure model)을 구성하여 공변량 없이 이중차분분석을 수행하는 상황 정도를 제외하면 거의 대부분의 분석에서 이 문제를 피해가는 일은 녹록치 않다. 더불어, 성향점수(propensity score)를 이용한 분석을 적용한 경우에도 정책을 처치로 삼았을 때 이상적인 실험 상황을 흉내 낼 수 있는 적절한 노출 모형을 구성하는 것이 쉽지 않다는 점에서 여전히 비슷한 문제가 남아 있을 가능성이 작지 않다. 두 번째 이유는 로지스틱 회귀분석이 산출하는 추정량이 오즈비(Odds Ratio, OR)이라는 사실에서 온다. 이중차분분석에서 처치 효과로 얻고자 하는 추정량은 처치를 받은 군에서의 평균처치효과인 ATT로 연구자는 회귀분석에서 얻어지는 추정치가 처치군에 속한 개인에서 얻어진 효과를 적절하게 가중평균(weighted average)한 값이 되기를 기대한다. 각 세부집단에서 얻어진 추정치의 (가중)평균이 전체 추정치와 동일한 값을 갖게 되는 추정량의 성격을 collapsibility⁵⁾라고 하는데, 로지스틱 회귀분석의 결과로 산출되는 오즈비는 이 특성이 성립하지 않는(non-collapsible) 대표적인 추정량이다(Greenland, 2021). 이에 반해 선형확률모형은 공변량과 무관하게 일관된 값을 추정

4) R package did에 대해서는 다음 기술문서를 참고.

<https://cran.r-project.org/web/packages/did/index.html>

5) Collapsibility의 정의는 다음과 같다. 결합분포 $P(x, y)$ 안에서 x 와 y 의 상관관계를 측정하는 어떤 범함수 $g[P(x, y)]$ 에 대하여, $E_zg[P(x, y | z)] = g[P(x, y)]$ 이 성립하면 g 는 Z 에 대해서 collapsible하다고 한다. 로지스틱 회귀분석에서 얻어지는 추정량이 collapsible하기 위해서는 공변량 W 에 대해서 (i) $Y \perp W | X$ 이거나 (ii) $X \perp W | Y$ 여야 한다. (ii)는 인과구조를 적절하게 고려하여 모형에 포함되는 공변량을 결정하면 어느 정도 해소할 수 있는 문제이지만, (i)의 상황은 적절한 노출 모형을 구성하여 공변량이 없는 로지스틱 회귀분석을 수행하는 상황에서만 성립한다. 로지스틱 회귀분석의 틀에서 양방향고정효과추정량을 통해 이중차분추정량을 얻는 것처럼 상호작용항이 포함된 모형을 적용하는 경우 일반적으로 non-collapsibility 문제가 더 커지는 것으로 알려져 있다(Burgess, 2017).

하며, 추정된 값이 collapsible하다는 장점을 가진다. 추정된 확률값이 [0, 1] 범위 안에 들어오지 않을 수 있어 추정확률을 계산하는 것이 연구의 목적인 경우에는 다소 부적합하지만, 효과의 크기를 추정하는 상황에서는 크게 문제가 되지 않는다. 이런 점을 고려하여 재난적의료비 발생을 평가하는 분석에서 로지스틱 회귀분석 대신 선형확률모형을 이용하였다.

4. 분석 결과

표 1은 개인의료비와 재난적의료비 발생 여부를 결과 변수로 놓고 TWFE와 Callaway & Sant'anna (CS) 추정량으로 이중차분분석을 수행한 결과를 보여준다. CS 추정량을 산출하는 did package는 결과 모형(regression)과 노출+결과 모형(doubly robust)을 통한 추정치 모두를 제공하기 때문에 두 결과 모두를 제시하였다. 개인의료비 1과 개인의료비 2에서 보장성 강화정책의 효과는 거의 비슷하게 나타났는데 개인의료비 2가 개인의료비 1에 응급교통비(앰블런스), 입원교통비, 외래교통비, 입원간병비를 더한 것으로 이 비용은 의료이용의 발생, 즉 외연(extensive margin) 효과와 관련된 비용으로 일단 의료이용이 발생한 경우에는 특별히 늘어날 이유가 크지 않다. 이런 점을 고려할 때 얻어진 결과는 예상되는 정책의 영향과 일치하는 결과를 보여준다. TWFE에서 얻어진 추정치는 CS에서 얻어진 추정치에 비해서 일관되게 크기가 작다(조금 더 일반적인 표현으로는 0에 가깝다). TWFE 추정치는 보장성 강화정책으로 인해 개인의료비가 10.3% 감소했다고 말하는 반면 CS 추정치에 따르면 정책으로 개인의료비는 19.5% 감소하였다. Goodman-Bacon의 TWFE 추정치에 대한 분해를 ATT의 이질성을 반영하는 ΔATT 을 중심으로 다시 쓰면 다음과 같다.

$$\Delta ATT = VWATT + VWPT - \widehat{\sigma}_{TWFE}$$

평행추세 가정이 성립한다면 평행추세의 분산가중평균(VWPT)은 0에 가깝고, 따라서 TWFE 추정치와 CS 추정치 사이의 차이는 대부분 ΔATT 에서 기인하는 것으로 볼 수 있다. ΔATT 는 시간에 따른 처치효과의 변동에서 발생하는 것으로 VWPT ≈ 0 이라고 가정했을 때 개인의료비 1과 개인의료비 2 모두에서 ΔATT 는 -0.108이 되며, 개인의료비 1과 개인의료비 2에서 ATT의 변동을 보여주는 표 2, 그림 1-2는 TWFE와 VWATT의 차이가 되는 ΔATT 의 원천을 보여준다. 개인의료비에 대한 이 분석은 시간에 따른 ATT의 변동이 TWFE를 통한 추정치에 반영되면서 실제 정책의 효과의 절반 정도가 상쇄되어 나타날 수 있다는 사실을 보여준다. Goodman-Bacon의 분해는 TWFE 추정치는 CS 추정치와 비교했을 때 일반적으로 0에 가깝게 편향되는 경향이 있다는 사실을 시사하며, TWFE를 통한 이중차분분석은 정책의 효과를 과소평가하는 결과로 이어질 가능성이 크다는 사실을 보여준다.

마찬가지로 재난적의료비 1과 재난적의료비 2에서도 보장성 강화정책의 효과는 거의 비슷하게 나타난다. TWFE 추정치는 재난적의료비 발생에 거의 영향을 미치지 못하는 것처럼 보이는 반면, CS 추정치에 따르면 정책으로 인해 재난적의료비를 경험할 위험이 2.5%p 정도 감소하는 것으로 나타난다. 앞에서의 설명과 마찬가지로 평행추세 가정이 성립하여 VWPT는 0에 가깝다고 가정했을 때 ΔATT 는 -0.019 (재난적의료비 1), -0.026 (재난적의료비 2)이 된다. 표 3, 그림 3-4는 각각 재난적의료비 1과 재난적의료비 2에서 시간에 따른 ATT의 변동을 보여주며, 개인의료비에서와 마찬가지로 ATT의 변이는

TWFE 추정치의 비뚤림의 원천이 된다. 개인의료비에 대한 분석이 추정량이 0에 가깝게 편향되면서 정책의 효과가 반감되어 보이는 결과를 보여줬다면, 재난적의료비에 대한 분석은 정책의 효과가 크지 않은 상황에서 TWFE를 통해 얻은 추정치가 흡사 정책의 효과가 없는 것처럼 나타날 수 있다는 사실을 보여준다. 재난적의료비는 이분변수이므로 로지스틱 회귀분석의 결과와도 비교하여 이중차분분석에서 로지스틱 회귀분석의 효과를 살펴볼 필요가 있다. 재난적의료비 1에서 로지스틱 회귀분석 기반의 TWFE 추정치는 OR 1.101 (0.898-1.355)으로 로지스틱 회귀분석과 선형확률모형에서 얻어진 값이 모두 통계적으로 유의하지 않다는 점을 고려하더라도 추정치의 방향이 정반대의 값을 갖는다는 문제가 있다. 마찬가지로 재난적의료비 2에서 로지스틱 회귀분석 기반의 TWFE 추정치는 OR 1.176 (0.964-1.439)으로 역시 0에 가까운 선형확률모형에서의 추정치와는 차이가 있다. 다만, TWFE를 이용한 이중차분분석에서 로지스틱 회귀분석을 사용하는 것의 핵심적인 문제는 선형확률모형에서 얻어지는 추정치와 다른 추정치를 산출한다는 데 있는 것이 아니라 non-collapsibility 문제 때문에 공변량의 분포에 따라 추정치의 방향과 크기가 크게 달라져 안정적인 추정치를 얻기 어렵다는 데 있다.

<표 1> 추정량에 따른 이중차분분석 결과

	개인의료비 1	개인의료비 2	재난적의료비 1	재난적의료비 2
TWFE	-0.109 (0.044)	-0.109 (0.044)	-0.006 (0.083)	0.001 (0.009)
CS-regression	-0.217 (0.037)	-0.217 (0.038)	-0.025 (0.010)	-0.025 (0.010)
CS-doubly robust	-0.217 (0.038)	-0.217 (0.040)	-0.025 (0.010)	-0.025 (0.011)

표 2와 그림 1-2는 개인의료비에서, 표 3과 그림 3-4는 재난적의료비에서 사건연구(event study)의 결과를 보여준다. 사건연구는 처치 후의 각 시간에 대해서 분리된 추정을 수행하는 이중차분분석의 결과에 해당한다. 한국의료패널을 이용한 분석 중 처치 후의 각 시간에 효과를 별도로 확인하는 설계를 택하여 ATT(g, t)에 준하는 추정치를 처치 후 각 연도별로 산출한 연구로는 Choi et al(2015)이 있고, 사건연구를 통해 TWFE 추정치의 잠재적 비뚤림을 확인한 연구로는 Lee & Ko(2022)가 있다(Choi et al., 2015; Lee & Ko, 2022). 표 2-3과 그림 1-4는 TWFE 추정치는 처치효과의 가중평균을 제공하지만 정책이 도입된 이후 그 효과가 일관되게 유지된다는 TWFE에서의 암묵적인 가정과 달리 시간에 따른 정책 효과에는 상당한 이질성이 존재한다는 사실을 보여준다. 사건연구를 통해 이중차분분석에서 얻어진 추정치를 분해하여 제시하면 TWFE가 산출한 처치효과의 비뚤림을 파악하는 데 도움을 줄 뿐만 아니라, 정책효과의 시간적 변이를 파악할 수 있다. 이런 점을 고려할 때 엇갈림 설계(staggered design)나 처치 후 긴 시간을 처치 기간으로 삼는 형태의 연구설계를 택한 이중차분분석의 경우 분석의 표준절차로 삼는 것이 바람직해 보인다.

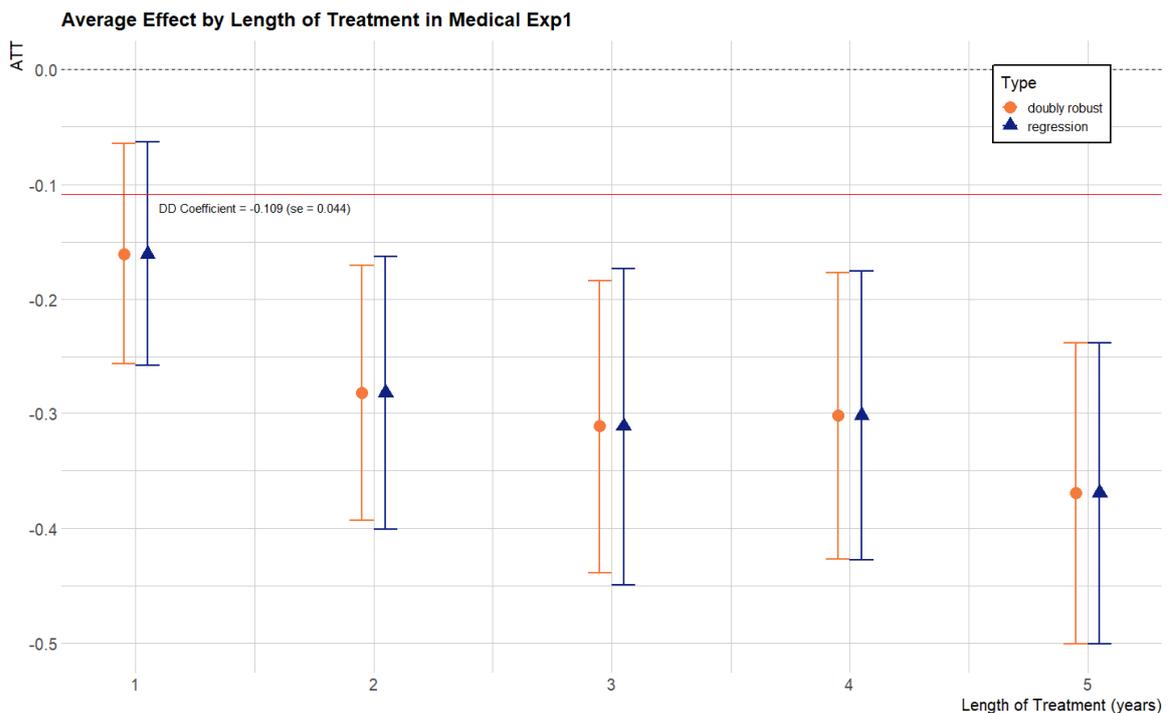
<표 2> 개인의료비의 Event study 결과

연도	개인의료비 1		개인의료비 2	
	regression	doubly robust	regression	doubly robust
2014	-0.117 (0.043)	-0.117 (0.044)	-0.117 (0.042)	-0.117 (0.043)
2015	-0.210 (0.048)	-0.210 (0.046)	-0.210 (0.046)	-0.210 (0.047)
2016	-0.232 (0.046)	-0.232 (0.050)	-0.232 (0.048)	-0.232 (0.047)
2017	-0.208 (0.051)	-0.208 (0.051)	-0.208 (0.050)	-0.208 (0.052)
2018	-0.319 (0.054)	-0.389 (0.056)	-0.319 (0.056)	-0.319 (0.054)

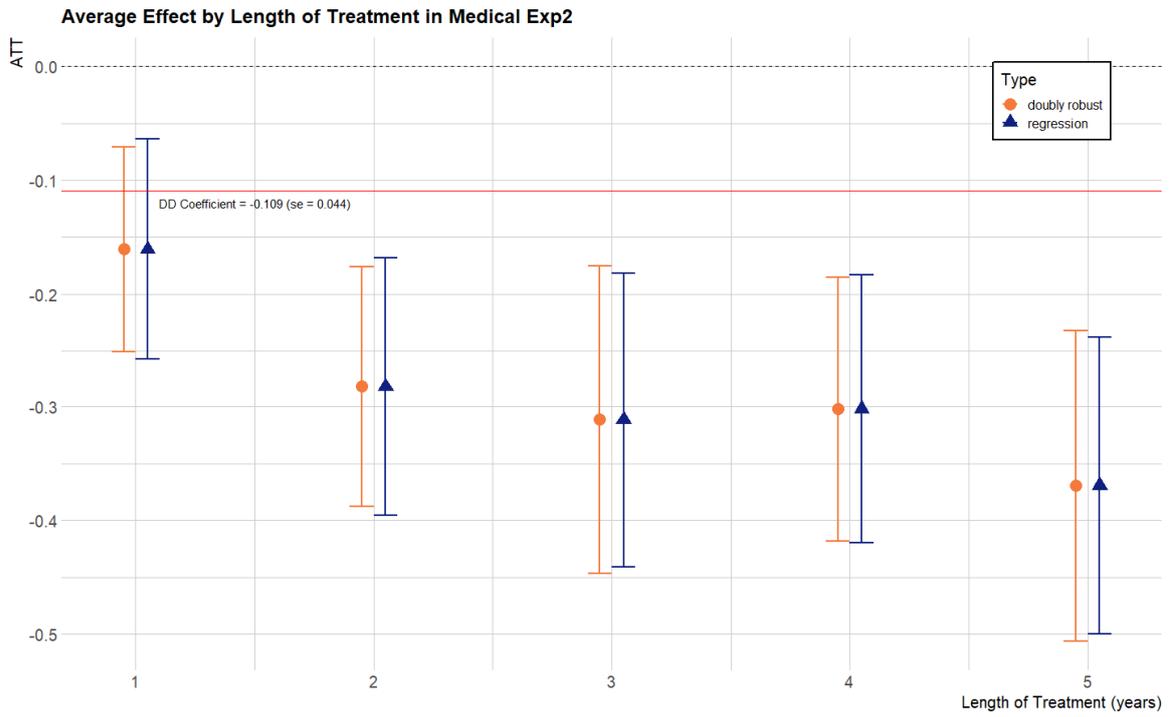
<표 3> 재난적의료비의 Event study 결과

연도	개인의료비 1		개인의료비 2	
	regression	doubly robust	regression	doubly robust
2014	-0.014 (0.013)	-0.014 (0.012)	-0.013 (0.013)	-0.013 (0.012)
2015	-0.020 (0.013)	-0.020 (0.012)	-0.016 (0.013)	-0.016 (0.014)
2016	-0.028 (0.013)	-0.028 (0.013)	-0.028 (0.014)	-0.028 (0.013)
2017	-0.037 (0.012)	-0.037 (0.012)	-0.038 (0.012)	-0.038 (0.012)
2018	-0.026 (0.012)	-0.026 (0.013)	-0.029 (0.012)	-0.029 (0.012)

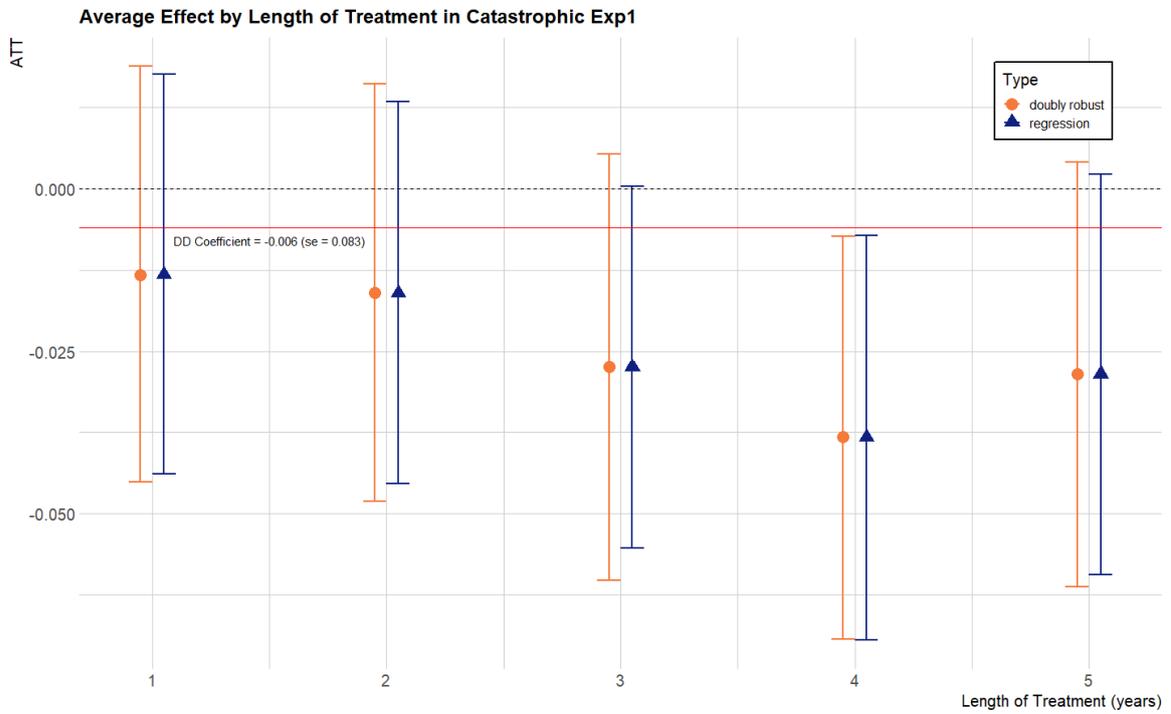
[그림 1] 시간에 따른 ATT의 변화(개인의료비 1)



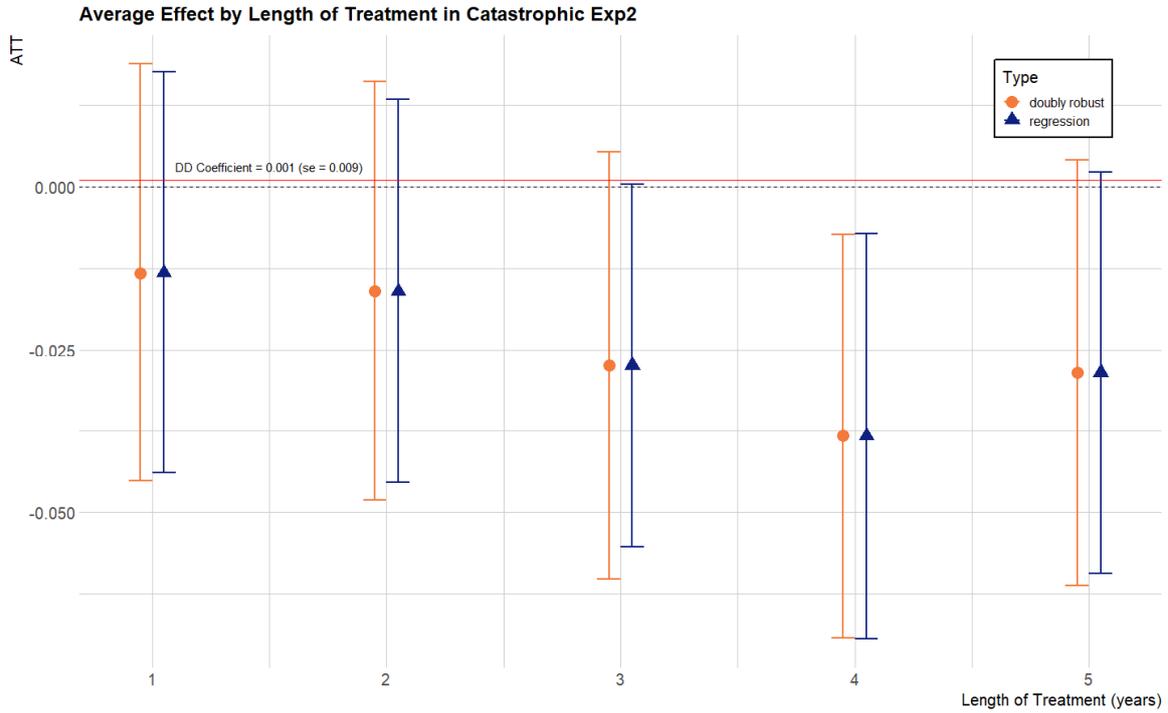
[그림 2] 시간에 따른 ATT의 변화(개인의료비 2)



[그림 3] 시간에 따른 ATT의 변화(재난적의료비 1)



[그림 4] 시간에 따른 ATT의 변화(재난적의료비 1)



5. 결론

이중차분분석은 보건학에서 정책 효과를 평가하기 위해서 가장 널리 사용되는 연구설계로 흔히 처치군/대조군, 처치 전/처치 후 만을 고려하는 2 X 2 설계에서의 추정량이 실제 사용되는 이중차분분석의 다양한 확장에서도 그대로 적용된다는 이해 안에서 활용되어 왔다. 그러나 최근 이중차분분석에 대한 여러 논의는 처치 시기가 다를 때, 처치 효과의 이질성이 있을 때 TWFE를 이용한 이중차분분석의 추정치와 일치하지 않는다는 사실을 재확인하고 있다. TWFE 추정량을 통해 산출할 수 있는 인과적 추정량은 처치군에서의 평균처치효과(ATT)를 분산에 따라 가중평균한 값(VWATT)로 평행추세가 정이 성립하여 처치군의 반사실적 잠재결과의 분산가중평균(VWPT)이 0이고 시간에 따른 처치효과의 변이가 없을 때($\Delta ATT = 0$) TWFE 추정량은 VWATT와 일치하게 된다. 시간에 따른 처치효과의 변이가 있는 경우 TWFE 추정량은 처치효과의 부적절한 요약을 제공한다는 점에서 문제가 있다. 더불어, 만약 자료의 시간적 범위에 의존하는 값인 VWATT가 연구자가 얻고자 하는 추정량이 아니라면 TWFE를 이용한 분석을 재고할 필요가 있다.

한국은 일단 정책 도입이 결정되고 나면 작은 규모로 수행되는 시범사업을 제외하고 나면, 모든 사람이 동시에 적용되는 방식을 취하는 경우가 많다. 국민건강보험공단 자료처럼 비교적 자료의 크기가 크고 검정력이 충분한 경우도 있지만, 아직도 상당히 남아있는 비급여 진료비를 포함하거나 주관적 건강지표를 결과변수로 다루기 위해 한국의료패널조사를 포함한 다양한 조사 자료를 사용하게 된다. 한국의 각종 패널조사들은 대체로 25,000~30,000명 정도의 규모이기 때문에 정책 대상군을 추려내고 나면 흔히 검정력 부족 문제를 마주하게 된다. 처치 후 기간을 길게 처치기간으로 포함하는 연구설계는 정책 효과의 지연(lag)을 포착할 뿐만 아니라 처치군에 속한 자료의 양을 늘려 검정력을 높여주기

때문에 한국, 특히 보건학 연구에서 나름의 효용을 가진다. 이 때문에 단일 계수를 통해 다중 시점에 이루어진 처치의 효과를 포착하는 방식의 연구설계를 검토하고, 그 과정에서 발생하는 추정의 문제를 확인해 둘 필요가 있다. 다만, 사건연구가 기존의 이중차분분석 연구에서 이루어지던 플라시보 검정 (placebo test 또는 falsification test)을 대체하는 것은 아니고, 다중 시점 처치를 택하는 연구에서 가정의 성립을 확인하는 추가적인 절차로 여겨져야 한다는 점을 짚어둔다.

이 연구에서는 최근 이중차분분석 방법론에서 이루어지고 있는 발전을 TWFE에서 발생하는 금지된 비교를 중심으로 간략하게 검토하고, 김관옥과 신영전(2017)의 연구설계를 여러 개의 시간을 분석에 포함하여 처치효과에 따른 이질성 때문에 발생하는 금지된 비교 문제에 노출되어 있는 상황으로 바꾸어 금지된 비교에서 발생하는 추정치의 비뉘림을 설명하였다. 이 연구의 결과는 TWFE를 이용한 이중차분분석에서 얻어지는 결과를 해석하는 데 있어 흔히 정책이 전국 단위에서 동시에 집행되는 한국의 맥락에서 유의해야 할 점을 보여준다. 또, 연구의 결과는 이중차분분석을 TWFE와 동일하게 여기는 대신 추정하고자 하는 대상을 정확하게 확인하고, 적절한 추정량과 그를 연결하는 작업이 필요하다는 점을 시사한다. 최근 급속히 발전하고 있는 인과추론과 이중차분분석에 대한 논의에 기반하여 기존에 수행된 연구의 설계와 얻어진 추정치를 재평가하고, 향후 수행되는 정책 분석 연구의 질을 높이기 위한 노력이 필요하다.

참고문헌

- Abadie, A. (2005). Semiparametric difference-in-differences estimators. *The Review of Economic Studies*, 72(1), 1-19.
- Abadie, A. (2021). Using synthetic controls: Feasibility, data requirements, and methodological aspects. *Journal of Economic Literature*, 59(2), 391-425.
- Arkhangelsky, D., Athey, S., Hirshberg, D. A., Imbens, G. W., & Wager, S. (2021). Synthetic difference-in-differences. *American Economic Review*, 111(12), 4088-4118.
- Athey, S., & Imbens, G. W. (2022). Design-based analysis in difference-in-differences settings with staggered adoption. *Journal of Econometrics*, 226(1), 62-79.
- Baker, A. C., Larcker, D. F., & Wang, C. C. Y. (2022). How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? *Journal of Financial Economics*, 144(2), 370-395.
- Bonu, S., Bhushan, I., Rani, M., & Anderson, I. (2009). Incidence and correlates of 'catastrophic' maternal health care expenditure in India. *Health Policy and Planning*, 24(6), 445-456.
- Borusyak, K., Jaravel, X., & Spiess, J. (2021). Revisiting event study designs: Robust and efficient estimation. *ArXiv Preprint ArXiv:2108.12419*.
- Burgess, S. (2017). Estimating and contextualizing the attenuation of odds ratios due to non collapsibility. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 46(2), 786-804.
- Callaway, B., & Sant'Anna, P. H. C. (2021). Difference-in-differences with multiple time periods. *Journal of Econometrics*, 225(2), 200-230.
- Chabé-Ferret, S. (2017). Should we combine difference in differences with conditioning on pre-treatment outcomes?
- Currie, J., Kleven, H., & Zwiers, E. (2020). Technology and big data are changing economics: Mining text to track methods. *AEA Papers and Proceedings*, 110, 42-48.
- De Chaisemartin, C., & D'Haultfoeuille, X. (2022). Difference-in-differences estimators of intertemporal treatment effects. *National Bureau of Economic Research*.
- Ertefaie, A., & Stephens, D. A. (2010). Comparing approaches to causal inference for longitudinal data: inverse probability weighting versus propensity scores. *The International Journal of Biostatistics*, 6(2).
- Goodman-Bacon, A. (2021). Difference-in-differences with variation in treatment timing. *Journal of Econometrics*, 225(2), 254-277.
- Greenland, S. (2021). Noncollapsibility, confounding, and sparse-data bias. Part

- 1: The oddities of odds. *Journal of Clinical Epidemiology*, 138, 178–181.
- Imai, K., & Kim, I. S. (2021). On the use of two-way fixed effects regression models for causal inference with panel data. *Political Analysis*, 29(3), 405–415.
 - Karaca-Mandic, P., Norton, E. C., & Dowd, B. (2012). Interaction Terms in Nonlinear Models. *Health Services Research*, 47(1pt1), 255–274. <https://doi.org/10.1111/J.1475-6773.2011.01314.X>
 - King, G., & Nielsen, R. (2019). Why propensity scores should not be used for matching. *Political Analysis*, 27(4), 435–454.
 - Lee, M. (2016). Generalized difference in differences with panel data and least squares estimator. *Sociological Methods & Research*, 45(1), 134–157.
 - Olden, A., & Møen, J. (2022). The triple difference estimator. *The Econometrics Journal*, utac010. <https://doi.org/10.1093/ectj/utac010>
 - Roth, J., Sant’Anna, P. H. C., Bilinski, A., & Poe, J. (2022). What’s Trending in Difference-in-Differences? A Synthesis of the Recent Econometrics Literature. *ArXiv Preprint ArXiv:2201.01194*.
 - Rubin, D. B. (2005). Causal inference using potential outcomes: Design, modeling, decisions. *Journal of the American Statistical Association*, 100(469), 322–331.
 - Ryan, A. M., Kontopantelis, E., Linden, A., & Burgess Jr, J. F. (2019). Now trending: Coping with non-parallel trends in difference-in-differences analysis. *Statistical Methods in Medical Research*, 28(12), 3697–3711.
 - Sant’Anna, P. H. C., & Zhao, J. (2020). Doubly robust difference-in-differences estimators. *Journal of Econometrics*, 219(1), 101–122.
 - Sun, L., & Abraham, S. (2021). Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects. *Journal of Econometrics*, 225(2), 175–199.
 - Wagstaff, A., Flores, G., Hsu, J., Smits, M.-F., Chepynoga, K., Buisman, L. R., van Wilgenburg, K., & Eozenou, P. (2018). Progress on catastrophic health spending in 133 countries: a retrospective observational study. *The Lancet Global Health*, 6(2), e169–e179.
 - Wing, C., Simon, K., & Bello-Gomez, R. A. (2018). Designing difference in difference studies: best practices for public health policy research. *Annual Review of Public Health*, 39.
 - Wooldridge, J. M. (2021). Two-way fixed effects, the two-way mundlak regression, and difference-in-differences estimators. Available at SSRN 3906345.
 - 김관옥, & 신영전. (2017). 4대 중증질환 보장성 강화 정책이 의료비에 미친 영향: 본인부담금을 중심으로. *보건사회연구*, 37(2), 452–476.