

제11회 한국의료패널 학술대회

일 시 2019.12.13. (금) 09:00 ~ 17:10

장 소 대한상공회의소

주 최 국민건강보험공단, 한국보건사회연구원

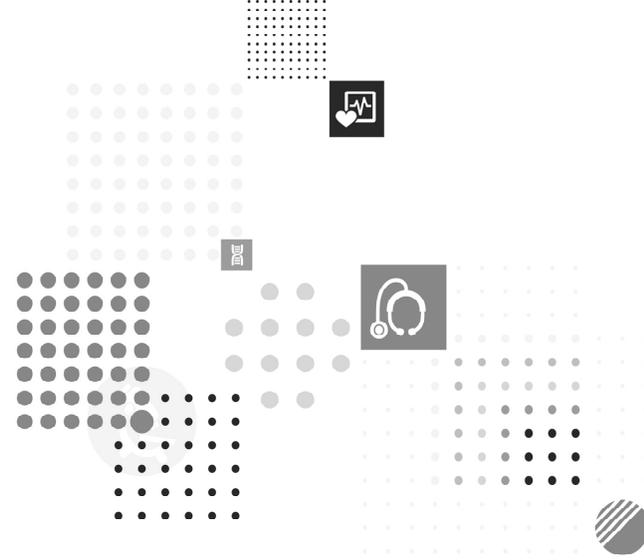


h·well
국민건강보험



KIHASA
한국보건사회연구원
Korea Institute for Health and Social Affairs

초대의 글



국민건강보험공단과 한국보건사회연구원은 컨소시엄을 구성하여 한국의료패널 사업을 수행하고 있습니다. 「한국의료패널」은 국민건강보험정책의 효과 및 국민의료비, 의료이용, 건강행태, 건강수준, 민간의료보험 등에 대한 기초 자료를 생산하기 위한 조사로서, 2008년 1차년도 조사를 시작으로 현재 14차 조사(12차년도)가 진행 중입니다.

본 「한국의료패널」은 건강보험정책 및 보건의료정책 수립을 위한 귀중한 자료로 활용될 뿐만 아니라, 관련 학술 연구분야의 증진에도 크게 기여하리라 기대됩니다.

이에 전문가들을 초빙하여 한국의료패널자료를 분석한 연구결과들을 논의하고, 향후 개선방안을 모색하는 장을 마련하였습니다. 이를 통해 연구자 여러분의 고견을 반영하여 보다 향상된 한국의료패널 자료를 생산하도록 노력하고자 합니다.

각계의 귀한 연구자분들을 모시고 한국의료패널의 초석을 다지는 자리에 부디 참석해 주시어 자리를 빛내 주시면 대단히 감사하겠습니다.

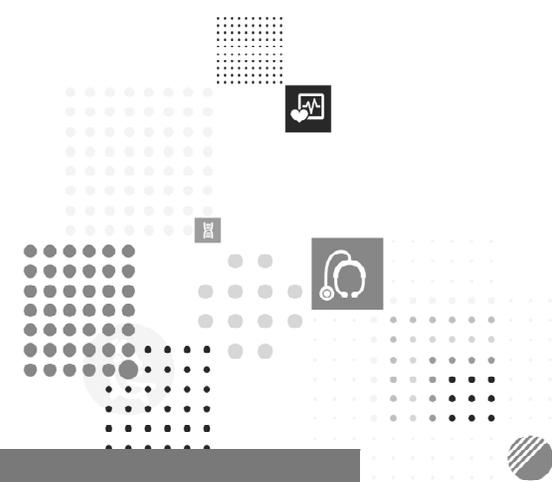
2019년 12월

국민건강보험공단 이사장 김용익

한국보건사회연구원 원장 조흥식

PROGRAM

주요일정 (시간)	세부 내용
등록 (09:00~09:30)	등록 및 자료 배부
개회식 (09:30~10:00) 의원회의실	개회사 김용익(국민건강보험공단 이사장), 조흥식(한국보건사회연구원 원장) 환영사 이기일(보건복지부 건강보험정책국 국장) 대학원생 학술상 시상 김용익(국민건강보험공단 이사장)
기획 세션 (10:00~12:00) 의원회의실	<ul style="list-style-type: none"> • 주제 제2기 한국의료패널 시대를 위한 준비 • 좌장 한달선(한림대학교) • 발표 <ul style="list-style-type: none"> 1. 한국의료패널 현재와 향후 과제 문성웅(국민건강보험공단) 2. 한국의료패널 소득 자료 정확성 및 정책 활용 이경용(연세대학교) 3. 한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책 활용 정백근(경상대학교) • 토론 서남규(국민건강보험공단), 김미곤(한국보건사회연구원) 박은자(한국보건사회연구원), 이태진(서울대학교), 정성희(보험연구원)
점심식사 (12:00~13:30)	
자유발표 세션 1 (13:30~15:15)	세션 1-1 의료이용행태 (소회의실 3)
	<ul style="list-style-type: none"> • 좌장 사공진(한양대학교) • 발표 <ul style="list-style-type: none"> 1. 미시 모의실험 모형을 이용한 의료 이용량 추정 김우현(한국조세재정연구원) 2. 장기요양서비스 이용자의 본인 부담금 변화궤적의 잠재계층 유형과 부양 스트레스와의 관계 검증 이희정(서울사회복지대학원대학교) 3. 노인 가구구조가 건강상태 및 의료이용에 미치는 영향 유창훈(연세대학교) • 토론 박종연(한국보건의료연구원), 장선미(가천대학교)
	세션 1-2 상용치료원 (소회의실 4)
	<ul style="list-style-type: none"> • 좌장 이경용(연세대학교) • 발표 <ul style="list-style-type: none"> 1. 주치의가 미충족 의료 경험에 미치는 효과 임형석(조선대학교병원), 김술잎(인제대학교), 이해진(서울대학교) 박혜경(인제대학교) 박용순, 최용준(한림대학교), 성낙진(동국대학교), 이재호(가톨릭대학교) 2. 주치의 보유가 입원에 미치는 효과 이재호(가톨릭대학교), 임형석(조선대학교병원), 성낙진(동국대학교) 김술잎, 김경우(인제대학교) 3. 상용치료원 보유 현황과 그 추이, 보유에 미치는 영향요인 김경우(인제대학교), 최용준(한림대학교), 성낙진(동국대학교), 이재호(가톨릭대학교) • 토론 송현종(상지대학교), 전보영(국립재활원)
	세션 1-3 대학원생 세션 (소회의실 2)
	<ul style="list-style-type: none"> • 좌장 이태진(서울대학교) • 발표 <ul style="list-style-type: none"> 1. 한국의 중·고령층 가구 내 비공식돌봄 가능성 (Availability of Informal care within the household)은 입원(Hospitalization)에 어떤 영향을 미치는가? 곽우성(서울대학교) 2. 지역별 응급의료 접근성이 환자의 예후 및 응급의료비에 미치는 영향 김연진(서울대학교) 3. 출산이 부모의 흡연행태에 미치는 영향 :이론적 분석 및 패널 자료를 이용한 실증 분석 김현재, 최한실(성균관대학교) • 토론 임민경(국민건강보험공단), 오영호(한국보건사회연구원)
휴식 (15:15~15:30)	



주요일정 (시간)	세부 내용
자유발표 세션 2 (15:30-17:10)	<div style="text-align: right; border: 1px solid gray; border-radius: 10px; padding: 5px; margin-bottom: 10px;"> 세션 2-1 의료비 지출과 부담 (소회의실 3) </div> <ul style="list-style-type: none"> • 좌장 이승욱(서울대학교) • 발표 <ol style="list-style-type: none"> 1. 질병이 경제활동과 경제상태에 미치는 영향 김수진(한국보건사회연구원) 2. 건강보험 급여항목에 대한 개인의료비 현황과 의료필요도에 따른 잠재계층 유형 분류 오하린(국민건강보험공단), 김성식(국민건강보험공단) 3. 상용치료원 유형과 연간 총의료비 성낙진(동국대학교 일산병원), 김두리(부천자생한방병원), 임형석(조선대학교병원) 이재호(가톨릭대학교) • 토론 정해주(고려대학교), 황정해(한양사이버대학교)
	<div style="text-align: right; border: 1px solid gray; border-radius: 10px; padding: 5px; margin-bottom: 10px;"> 세션 2-2 건강형평성 (소회의실 4) </div> <ul style="list-style-type: none"> • 좌장 박재용(경북대학교) • 발표 <ol style="list-style-type: none"> 1. 건강충격의 고용과 소득효과 권정현(한국개발연구원) 2. 미충족의료와 소득의 상호작용이 주관적 건강수준에 미치는 효과: 한국의료패널 2009-2014년도 자료의 분석 박유경(서울대학교), 김창엽, 황승식(서울대학교) 3. 고령자가구의 소득구성이 미충족 의료 경험에 미치는 영향 신세라(서울대학교) • 토론 이용재(호서대학교), 황종남(원광대학교)
	<div style="text-align: right; border: 1px solid gray; border-radius: 10px; padding: 5px; margin-bottom: 10px;"> 세션 2-3 자유 세션 (소회의실 2) </div> <ul style="list-style-type: none"> • 좌장 신의철(가톨릭대학교) • 발표 <ol style="list-style-type: none"> 1. 상용치료원 유형이 미충족 의료에 미치는 영향: 환자중심 의사소통의 매개효과를 중심으로 김광묘(서울대학교) 2. 고(高)지출 환자의 시간에 따른 추이와 특성에 대한 탐색적 연구 : 한국의료패널조사 2008-2017 자료를 이용하여 김진환(서울대학교) 3. 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향 송연재(서울대학교) 4. 주관적 건강상태와 EQ-5D를 이용한 건강수요함수의 추정 황용하(한양대학교) • 토론 장종원(국민건강보험공단), 천희란(중원대학교)

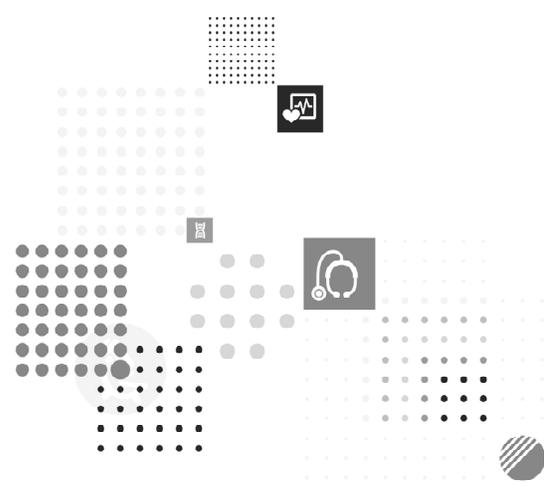
CONTENTS

기획 세션 제2기 한국의료패널 시대를 위한 준비 3

1. 한국의료패널 현재와 향후 과제 5
문성용(국민건강보험공단)
2. 한국의료패널 소득 자료 정확성 및 정책 활용 20
이경용(연세대학교)
3. 한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책 활용 58
정백근(경상대학교)

자유발표 세션 1

- 세션 1-1. 의료이용행태 75
 1. 미시 모의실험 모형을 이용한 의료 이용량 추정 77
김우현(한국조세재정연구원)
 2. 장기요양서비스 이용자의 본인 부담금 변화궤적의 잠재계층 유형과 부양 스트레스와의 관계 검증 93
이희정(서울사회복지대학원대학교)
 3. 노인 가구구조가 건강상태 및 의료이용에 미치는 영향 110
유창훈(연세대학교)
- 세션 1-2. 상용치료원 123
 1. 주치의가 미충족 의료 경험에 미치는 효과 125
임형석(조선대학교병원), 김솔잎(인제대학교), 이해진(서울대학교), 박혜경(인제대학교)
박용순, 최용준(한림대학교), 성낙진(동국대학교), 이재호(가톨릭대학교)
 2. 주치의 보유가 입원에 미치는 효과 141
이재호(가톨릭대학교), 임형석(조선대학교병원), 성낙진(동국대학교), 김솔잎, 김경우(인제대학교)
 3. 상용치료원 보유현황과 추이, 보유에 미치는 영향 요인 158
김경우(인제대학교), 최용준(한림대학교), 성낙진(동국대학교), 이재호(가톨릭대학교)
- 세션 1-3. 대학원생 세션 171
 1. 한국의 중·고령층 가구 내 비공식돌봄 가능성(Availability of Informal care within the household)이 입원(Hospitalization)에 어떤 영향을 미치는가? 173
곽우성(서울대학교)
 2. 지역별 응급의료 접근성이 환자의 예후 및 응급의료비 지출에 미치는 영향 199
김연진(서울대학교)
 3. 출산이 부모의 흡연행태에 미치는 영향 : 이론적 분석 및 패널 자료를 이용한 실증 분석 230
김현재, 최한실(성균관대학교)



자유발표 세션 2

■ 세션 2-1. 의료비 지출과 부담	251
1. 질병이 경제활동과 경제상태에 미치는 영향	253
김수진(한국보건사회연구원)	
2. 건강보험 급여항목에 대한 개인의료비 현황과 의료필요도에 따른 잠재계층 유형 분류 ..	266
오하린(국민건강보험공단), 김성식(국민건강보험공단)	
3. 상용치료원 유형과 연간 총의료비	300
성낙진(동국대학교 일산병원), 김두리(부천자생한방병원), 임형석(조선대학교병원)	
이재호(가톨릭대학교)	
■ 세션 2-2. 건강형평성	319
1. 건강충격의 고용과 소득효과	321
권정현(한국개발연구원)	
2. 미충족의료와 소득의 상호작용이 주관적 건강수준에 미치는 효과: 한국의료패널 2009-2014년도 자료의 분석	336
박유경(서울대학교), 김창엽, 황승식(서울대학교)	
3. 고령자가구의 소득구성이 미충족 의료 경험에 미치는 영향	347
신세라(서울대학교)	
■ 세션 2-3. 자유 세션	357
1. 상용치료원 유형과 미충족 의료 :환자중심 의사소통의 매개효과를 중심으로	359
김광묘(서울대학교)	
2. 고(高)지출 환자의 시간에 따른 추이와 특성에 대한 탐색적 연구: 한국의료패널조사 2008-2017 자료를 이용하여	379
김진환(서울대학교)	
3. 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향	403
송연재(서울대학교)	
4. 주관적 건강상태와 EQ-5D를 이용한 건강수요함수의 추정	422
황용하(한양대학교)	



기획 세션

제2기

한국의료패널 시대를 위한 준비





제2기 한국의료패널 시대를 위한 준비

좌장 | 한달선(한림대학교)

발표 1 한국의료패널 현재와 향후 과제

문성웅(국민건강보험공단)

발표 2 한국의료패널 소득 자료 정확성 및 정책 활용

이경용(연세대학교)

발표 3 한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책 활용

정백근(경상대학교)

토론 서남규(국민건강보험공단)

김미곤(한국보건사회연구원)

박은자(한국보건사회연구원)

이태진(서울대학교)

정성희(보험연구원)

한국의료패널 현재와 향후 과제

2019. 12. 13.
문성웅

건강보험정책연구원

목 차

I

한국의료 패널 구축

II

한국의료패널 추진 현황

III

한국의료패널 주요 변화

IV

향후 도전 과제

1. 한국의료패널 구축

1) 구축 연구 배경(필요성)

- ◆ **보건의료 환경 변화에 따른 의료비의 급격한 증가에 대한 전망**
 - : 인구 고령화, 소득 수준 향상
 - : 질병구조의 변화, 의료 보장성에 대한 기대, 의료 기술의 발달
- ◆ **보건의료부문의 정책 목표(효율성, 형평성, 효과성) 제고 할 수 있는 근거에 대한 요구**
- ◆ **의료이용과 의료비 지출에 대한 데이터베이스 구축 필요**
 - : 비급여 등을 포함한 본인부담 의료비에 대한 자료 구축
 - : 의료이용 및 의료비 지출에 영향을 미치는 요인 파악을 위한 자료 구축
- ◆ **국가보건정책의 효과적인 수행을 위한 신뢰할 수 있는 통계 생산에 대한 요구**

3

1. 한국의료패널 구축

2) 구축 목적

- ◆ **가계부담 의료비의 구성 및 의료비 규모**
 - : 가구(원) 의료이용 및 본인부담 의료비 지출 구성 및 규모
 - : 가구(원) 보유질환 및 본인부담액 규모
 - : 가구(원)의 의료비 지출 결정 요인
- ◆ **보건의료 정책 수립/평가를 위한 관련 지표 생산**
 - : 의료보장성 관련 지표
 - : 건강형평성 관련 지표
 - : 건강수준 및 건강 관련 삶의 질 지표
- ◆ **보건의료서비스 수요자의 특성별 의료이용 행태 분석**
- ◆ **조사자료와 공단 DB 연계를 통한 의료비 데이터 생산의 완전성 구축**

4

1. 한국의료패널 구축

3) 조사 개요

◆ 표본 추출

- 표본 추출률 : 2005년 인구주택 총조사 90% 전수 자료
- 추출 방식 : 확률비례 2단계 중화집락추출(350개 조사구)

◆ 조사 방법

- 직접 가구 방문 면접타게 방법(Face-to-Face Interview)

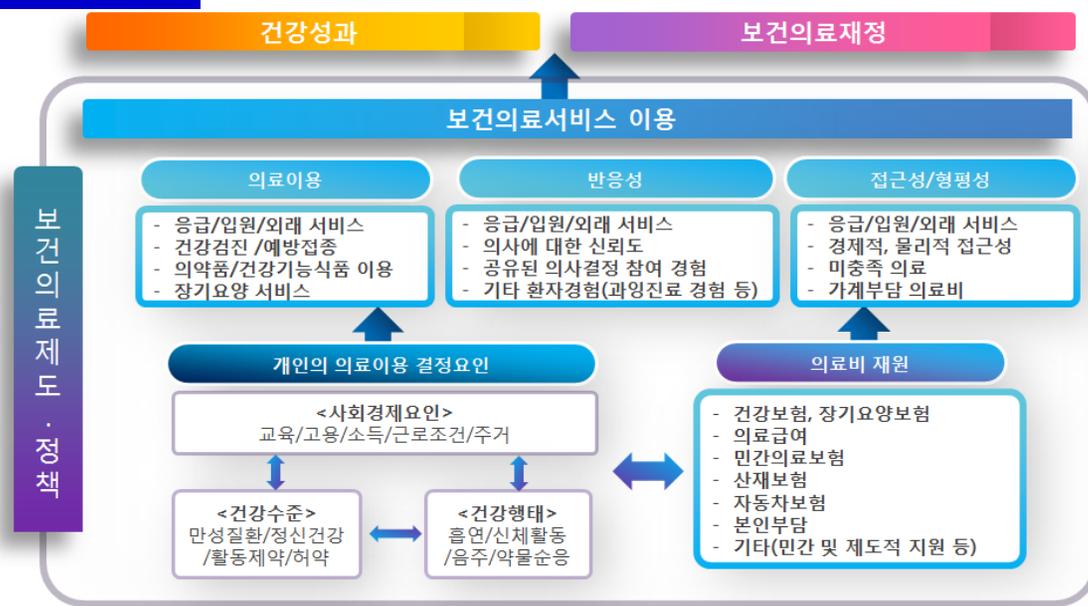
◆ 조사 대상

구분	2008년	2009년	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년	2016년	2017년	
가구	원표본	7,009	6,314	5,956	5,741	5,434	5,200	5,001	4,850	4,731	4,733
	신규표본	-	-	-	-	-	-	1,861	1,757	1,706	1,675
	통합표본							6,862	6,607	6,437	6,408
가구원	원표본	21,283	19,153	17,885	17,035	15,872	14,839	13,973	13,258	12,760	12,655
	신규표본	-	-	-	-	-	-	5,246	4,827	4,664	4,529
	통합표본							19,219	18,130	17,424	17,184

5

1. 한국의료패널 구축

4) 조사 체계



6

1. 한국의료패널 구축

5) 조사 내용

◆ 기본조사표 15개 부문과 부가조사표 8개 부분으로 구성됨

- 기본조사는 가구(원) 전체, 부가조사는 만 18세 이상 성인가구를 대상

구분	주요 조사 내용
기본조사표	① 가구원 변동 사항 ② 가구 일반사항 ③ 가구원 일반사항 I, II ④ 경제활동상태 ⑤ 임신 및 출산 ⑥ 의료관련 지출 ⑦ 가구소득 및 지출 ⑧ 부채 및 자산 ⑨ 주거 ⑩ 만성질환 관리 ⑪ 일반 의약품 이용(3개월 이상) ⑫ 응급서비스 이용 ⑬ 입원서비스 이용 ⑭ 외래서비스 이용 ⑮ 민간의료보험
부가조사표	① 건강 생활습관(흡연, 음주, 신체활동, 정신건강) ② 삶의 질 ③ 활동제한 1, 2 ④ 장기요양보험 ⑤ 의료접근성 ⑥ 상용치료원 ⑦ 환자 경험 ⑧ 진료내역

※ (참 고) 가구단위, 가구원 단위 주요 조사 내용

구분	주요 조사 내용
가구 단위	가구원 수, 세대구성, 기초보장수급 형태, 주거, 자산 및 소득 수준, 생활비, 민간보험, 의료관련 지출 등
가구원 단위	성별, 혼인상태, 교육수준, 일자리, 소득, 민간보험, 활동제한, 장기요양, 건강습관, 삶의 질, 임신 및 출산, 의료접근성, 보유만성질환, 의약품 복용여부, 응급/입원/외래 서비스 이용과 이에 따른 의료비 지출 및 재원에 관한 내용 등

7

목 차

I	한국의료 패널 구축
II	한국의료패널 추진 현황
III	한국의료패널 주요 변화
IV	향후 도전 과제

8

2. 한국의료패널 추진 현황

1) 주요 개선 및 보완 -1

◆ 의료비 지불 금액에 대한 설문 문항 세분화

- 의료이용(응급, 입원, 외래) 건수에 대한 의료비를 조사를 가구(원)이 지불한 수납금액 형태로만 조사함

수납금액 : ()원

→ 이는 단지 가구(원)에서 직접 부담한 금액(법정본인부담금+비급여본인부담금)만을 조사

→ 실제 발생한 총 의료비, 재원부담(공단부담금, 법정본인부담금, 비급여본인부담금)에 따른 의료비 불분명 문제 제기

- 의료 이용에 발생한 의료비를 세분화하여 조사함(2011년 조사 자료부터 구축)

기존		변경
수납금액 : ()원	→	1) 수납금액 : ()원
		2) 건보부담금 : ()원
		3) 법정본인부담금 : ()원
		4) 비급여본인부담금 : ()원
		5) 총 진료비 : ()원

→ 정교하고 세분화된 자료 제공을 통하여 의료비 관련 연구 강화

9

2. 한국의료패널 추진 현황

1) 주요 개선 및 보완 -2

◆ 추가 샘플링을 통한 대표성 확보

- 패널 가구의 지속적인 탈락이 발생

- 이에 따라 횡단면 분석에서의 표본의 대표성 결여 문제 제기

조사 차수(년도)	표본 유지 가구 수 (원가구)	원표본 유지율	지난 차수 대비 가구감소율
1차('08상)	7,866가구	100.0%	-
2차('08하)	7,169가구	91.1%	8.5%
3차('09)	6,727가구	85.5%	5.6%
4차('10상)	6,313가구	80.3%	5.4%
5차('10하)	6,089가구	77.4%	2.3%
6차('11)	5,800가구	73.7%	3.9%
7차('12)	5,549가구	70.5%	3.2%
8차('13)	7,743가구	65.8%	5.6%

→ 2008년 1차 년도 패널 구축 가구의 특성을 반영하여 신규 표본(2,222가구) 추가

→ 추가 패널 자료의 횡단면 가중치 조정을 통하여 모집단 대표성 확보

10

2. 한국의료패널 추진 현황

2) 주요 생산 통계 지표 -1

◆ 한국의료패널에서 조사되는 의료비 범위



출처 : 장중원(2019) 일부 수정 11

2. 한국의료패널 추진 현황

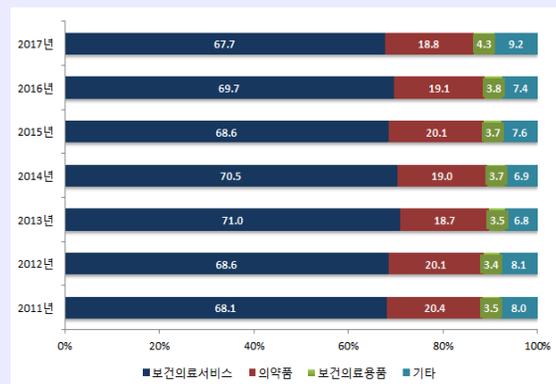
2) 주요 생산 통계 지표 -1

◆ 가계직접부담 의료비

< 가계직접부담의료비 >



< 가계직접부담의료비 구성 >



12

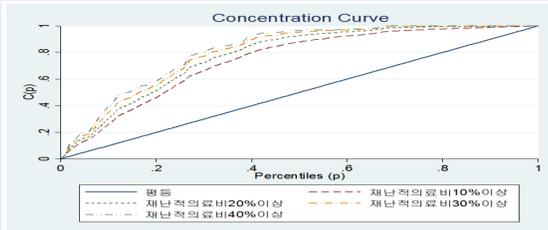
2. 한국의료패널 추진 현황

2) 주요 생산 통계 지표 -2

◆ 재난적 의료비 발생 가구

연도	구분	발생기준							
		5%	10%	15%	20%	25%	30%	35%	40%
2012	발생가구 비율(%)	(42.75)	(23.92)	(15.80)	(11.37)	(8.41)	(6.49)	(5.23)	(4.21)
2013	발생가구 비율(%)	(42.83)	(23.92)	(16.11)	(11.14)	(8.21)	(6.79)	(5.33)	(4.39)
2014	발생가구 비율(%)	(43.03)	(24.74)	(16.01)	(11.29)	(8.51)	(6.61)	(5.19)	(4.28)
2015	발생가구 비율(%)	(43.16)	(24.68)	(16.51)	(11.61)	(8.80)	(6.93)	(5.24)	(4.38)
2016	발생가구 비율(%)	(46.00)	(26.97)	(17.61)	(12.39)	(9.18)	(6.97)	(5.34)	(4.08)
2017	발생가구 비율(%)	(44.98)	(25.86)	(16.59)	(11.20)	(8.30)	(6.28)	(4.83)	(3.74)

기준	1분위	2분위	3분위	4분위	5분위
40% 이상	(10.0)	(4.8)	(2.2)	(0.8)	(0.9)
30~40% 미만	(5.4)	(3.9)	(1.5)	(1.2)	(0.7)
20~30% 미만	(9.4)	(8.4)	(3.6)	(1.4)	(1.8)
10~20% 미만	(19.2)	(17.3)	(14.1)	(12.8)	(10.0)
10% 미만	(55.9)	(65.6)	(78.6)	(83.8)	(86.7)



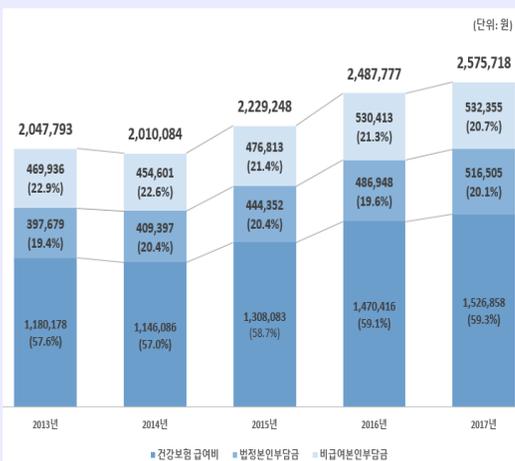
13

2. 한국의료패널 추진 현황

2) 주요 생산 통계 지표 -4

◆ 가구별 본인부담 의료비 수준

< 가구 의료비 규모 및 구성비 추이 >



< 가구 특성에 따른 의료비 >



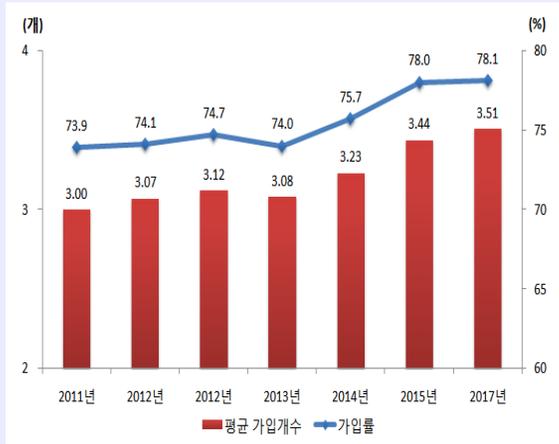
14

2. 한국의료패널 추진 현황

2) 주요 생산 통계 지표 -3

◆ 민간의료보험

< 가구 민간의료보험 가입 현황 >



< 가구 월 평균 민간의료보험 보험료 >



2. 한국의료패널 추진 현황

3) 한국의료패널 활용

◆ 정책 근거 자료 활용

- 보장성 강화 정책에 따른 민간의료보험 현황 분석(반사이의 추정 등)
- 부과체계 개편을 위한 기초 연구 자료
- 재난적 의료비 지원사업 제도 개선의 기초 자료
- 건강보험 보장성 강화에 따른 제도 개선 지표 자료
- : 가계부담 의료비 및 지출 항목, 가구 단위 가계부담 직접 의료비 부담 수준

◆ 국가승인통계 생산의 기초 자료원으로 활용

◆ 기초 학술연구 자료원으로 활용('19. 3분기)

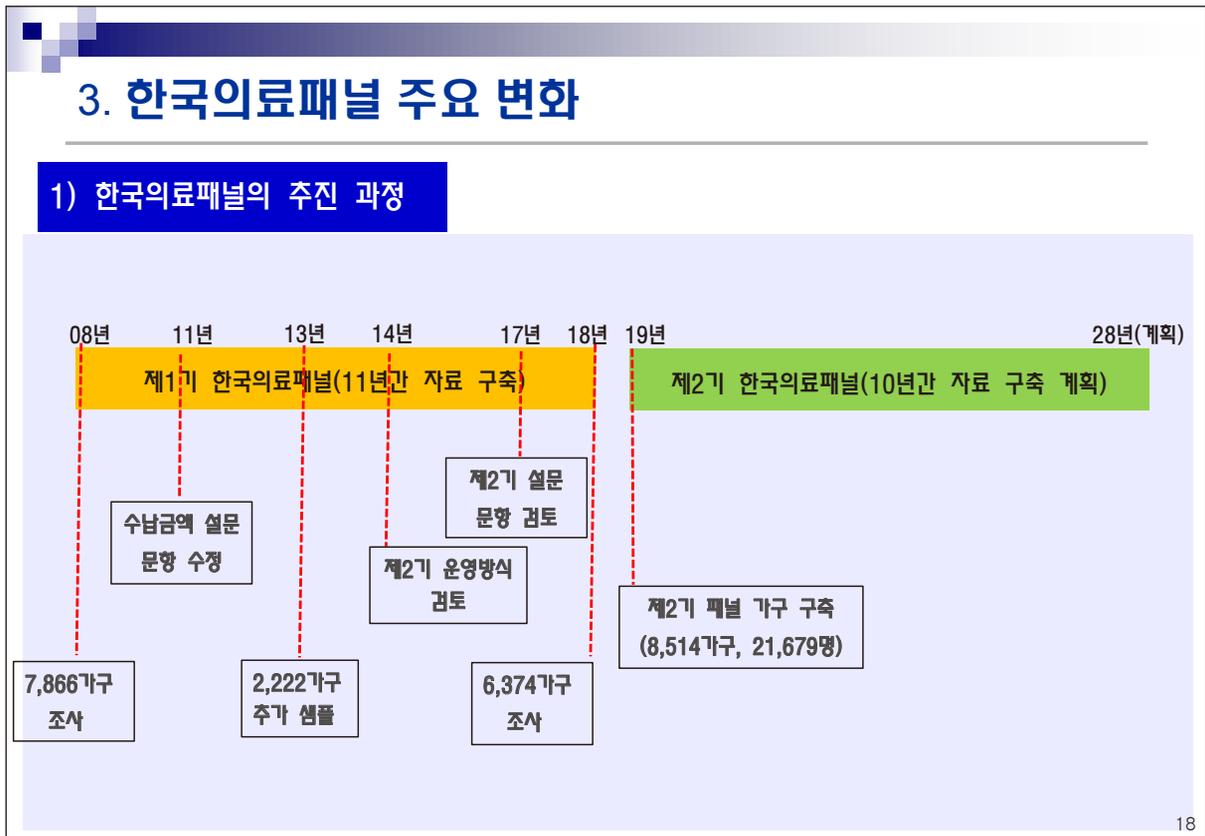
- 총 782건(국내 학술지 : 636건, 국외 학술지 : 146건)

연구 주제	학술 논문	연구주제	학술 논문
의료비	113	의료 접근성	117
의료이용	157	의료 형평성	56
건강수준	99	삶의 질	26
재난적 의료비	28	의약품	17
민간의료보험	98	기타	71

목 차

- I
한국의료 패널 구축
- II
한국의료패널 추진 현황
- III
한국의료패널 주요 변화
- IV
향후 도전 과제

17



3. 한국의료패널 주요 변화

2) 한국의료패널 운영 방식 -1

◆ 검토 배경

- 원 표본 유지의 어려움
: 17년 기준 원표본 유지율은 52.9%(7,866가구 → 4,162가구로 감소)
* 2012년 기준 원표본 유지율 70.5%(7,866가구 → 5,549가구로 감소)
- 패널 가구(원)의 고령화 및 최신 인구구조 변화 반영의 어려움
- 패널 표본 가구(원)의 이탈에 따른 문제점 발생
: (패널 조건화 현상) 자료의 대표성 확보의 어려움
: (패널 학습효과) 패널 이탈에 따른 추가 패널 보완 시 학습효과에 의해 원패널과 신규패널 간의 데이터 차이 발생
: (패널 가구의 피로도 증가) 오랜 기간 동안의 조사로 인하여 가구(원)의 피로도 증가에 따른 자료 정확성 저하
- 패널 조사 체계 및 조사 질 관리의 개선

◆ 목적

- 한국의료패널 가치(정책분석 증진 및 자료 활용도) 제고를 할 수 있는 표본 구축
* 제1기 한국의료패널 (2008-2018, 11년간), 제2기 한국의료패널(2019-2028, 10년(계획))

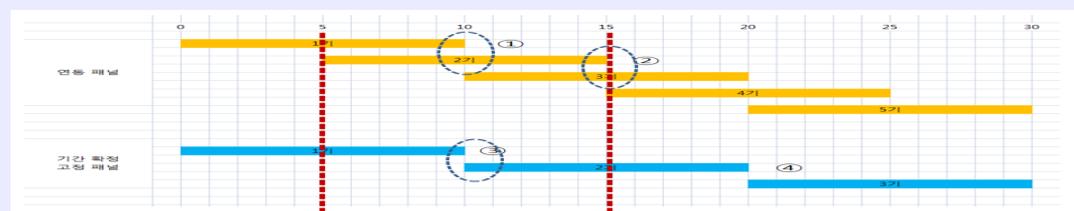
19

3. 한국의료패널 주요 변화

1) 한국의료패널 운영 방식 -2

◆ 그 간 논의 과정

2014년	2015년	2016년	2017년
-한국의료패널 운영 방식 개편에 대한 필요성	-한국의료패널 운영 방식 논의 (고정패널 vs 연동패널) -6년 연동패널 제안	-연동패널 국내외 사례 조사 → 한국의료패널 조사 목적 및 조사 운영 방식 체계 고려 -대표성 등을 동시에 고려한 고정패널 운영방식 제안	-(기간확정) 고정패널 운영방식 * 기간 8-10년, 표본 유지율 70% 목표



20

3. 한국의료패널 주요 변화

1) 한국의료패널 운영 방식 -3

< 한국의료패널 운영 방식 비교 >

구분	(기간확정) 고정패널	연동패널
모집단 대표성	보통 (일정 기간 확보 가능)	횡단면 대표성 높음
응답 편향	패널 가구의 탈락과 고령화	신규패널 학습효과
종단분석	확정기간 전수 가능	연동패널 주기 내 분석, 샘플 수 제한
조사비용, 복잡성	현재 상황 유지	연동 주기마다 유지조사 및 관리비용 증대
표본설계	현재 상화 유지	연동 주기마다 표본 설계
데이터 관리	현재 상화 유지	데이터 복잡성 증가, 질 관리 어려움
장점	- 의료이용 및 의료비 원인 등 종단 연구 ※ 표본 유지 강화를 통하여 횡단 대표성 유지 가능	의료비 추계 등의 횡단 연구
단점	- 이전 패널과의 단절 발생 : 비교 연구 가능함 - 기간이 길어지면 추가 샘플 투입이 필요 (원표본 유지 향상)	- 2개 패널 운영에 따라, 각 패널의 결과 차이 해결 불가 - 2개 패널을 활용한 종단 분석이 어려움 - 조사 관리의 복잡성 및 인력/예산의 증가

21

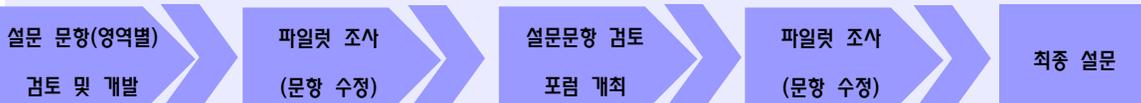
3. 한국의료패널 주요 변화

3) 한국의료패널 설문문항 개선 -1

◆ 설문문항 개선 방향

- 보건의료 환경 및 수요자의 니즈(needs)의 변화
: 환경변화에 대한 적절한 조사 자료 구축
- 보건의료 정책 활용도 제고
: 보건의료 정책 목표(반응성, 효율성, 형평성) 등의 정책 지표 개발
: 보건의료 정책에 필요한 근거 자료 생산(가계직접부담의료비, 노인의료비, 미충족 의료 등)
- 조사의 정확성 및 효율성 제고
: 조사 방식 및 조사 지침 개발을 통한 정확한 조사
: 1기에서 조사된 설문 문항 활용성 검토
- 국제비교 및 유사 조사 비교 가능성 제고

◆ 논의 과정



22

3. 한국의료패널 주요 변화

2) 한국의료패널 설문문항 개선 -2

< 가구 조사 설문 비교 >

제1기 한국의료패널	제2기 한국의료패널	비고
가구원 변동	가구원 변동	정책 지표 산출 · 소득, 지출 문항 · 조사 정확
가구 일반사항 1,2	가구 일반사항 1, 2	
경제활동	경제 활동	
임신 및 출산	소득(가구원, 가구)	
의료관련 지출	부채 및 자산	
부채 및 자산	지출	
주거	일반의약품 및 의료관련 지출	- 국제 비교, 건강관련비용
만성질환 관리	만성질환	정책, 환경, 조사 정확
일반의약품(3개월)	의료서비스	조사 정확, 효율, 정책
응급의료서비스	장기요양 및 돌봄서비스	- 정책 지표
임원의료서비스	민간의료보험	- 정책 지표, 조사 정확
외래의료서비스		
민간의료보험		

< 가구원 조사 설문 비교 >

제1기 한국의료패널	제2기 한국의료패널	비고
건강생활습관	건강생활습관	- 정책, 환경, 건강관련비용
삶의 질	건강수준	- 정책, 조사 정확
활동제한	의료접근성	- 정책(미충족)
장기요양	상용치료원	- 정책(상용치료원 유무)
의료접근성	민간의료보험(신설)	- 정책
상용치료원		
환자경험		
진료내역서(삭제)		

3. 한국의료패널 주요 변화

2) 한국의료패널 설문문항 개선 -3

◆ 건강관련 지출

- 검토 배경

- : 질병치료에서 예방과 중진에 대한 건강 패러다임의 변화
- : 건강행태 변화 등을 통한 지속가능한 건강보장을 위한 보험자 역할 중대
- : 실제 국민들은 건강예방 중진을 위한 노력을 기울이고 있음
- ※ 국민들의 58.3%, 월 평균 82,120원 지출(2018년도 건강보험제도 국민인식조사)

- 목적

- : 국민들의 건강예방 및 중진에 대한 행태에 대한 정보 수집
- : 국민들의 건강예방 및 중진을 목적으로 지출 수준 파악
- : 건강예방 및 중진이 건강에 미치는 영향 파악

- 활용방안

- : 국민들의 건강예방 및 중진에 대한 행태 정보
- : 건강중진 정책 개발에 급여 우선순위의 기초 자료
- : 건강관련 지출과 의료비 및 건강 수준 간의 영향

3. 한국의료패널 주요 변화

2) 한국의료패널 설문문항 개선 - 4

건강관련 지출의 범위

출처 : 오허린(공단 내부 자료, 2019)

◆ 건강관련 지출(추가, 신설)

- 의료관련 지출 :

3. [건강보조식품] 작년 1년 동안 건강을 목적으로 구매한 건강보조식품 금액은 총 얼마입니까?

- 건강검진

1. [건강검진 총액] 00월 00일에 00병원(또는 00의원)에서 받으신 건강검진은 다음 중 어느 것입니까(중복 응답 가능)?

- ⓐ 국가건강검진, 일반건강검진
- ⓑ 국가건강검진, 입원검진
- ⓒ 국가건강검진, 생후아기검진(영유아건강검진 포함)
- ⓓ 국가건강검진, 구강검진
- ⓔ 학생 건강검진(학생건강검진 포함)
- ⓕ 직장검진
- ⓖ 인력분리부담 검진
- ⓗ 건강관리부담 종합검진(입원하여 검진 받은 경우도 포함)
- ⓓ 기타

- 건강행태(금연)

8-2. [금연 방법과 비용, 부가조사] 최근 1년 동안 담배를 끊기 위해 사용하셨던 방법과 비용을 모두 표시해 주십시오.

- 건강행태(절주)

10. [절주 비용] 최근 1년 동안 절주를 위해 지출한 금액은 얼마입니까?

- 건강행태(신체활동, 운동)

13. [신체활동 비용] 최근 1년 동안 신체활동을 위해 지출한 금액은 얼마입니까?

목 차

- I 한국의료 패널 구축
- II 한국의료패널 추진 현황
- III 한국의료패널 주요 변화
- IV 향후 도전 과제

4. 향후 도전 과제

하나, 정확하고 신뢰 할 수 있는 자료 구축

- ◆ 조사 체계 효율화 및 체계화
- ◆ 의료비 조사 관련 자료 정확성 제고
- ◆ 공단 보유 자료와 검증을 통한 신뢰성 있는 자료 구축

둘, 정책 활용도 강화를 위한 지표 개발

- ◆ 건강보장 강화에 따른 결과 모니터링 지표 개발
- ◆ 민간의료보험 관련 정책 개발을 위한 연구 강화
- ◆ 건강보장 정책 수립에 필요한 근거 자료(통계 지표) 산출

27

4. 향후 도전 과제

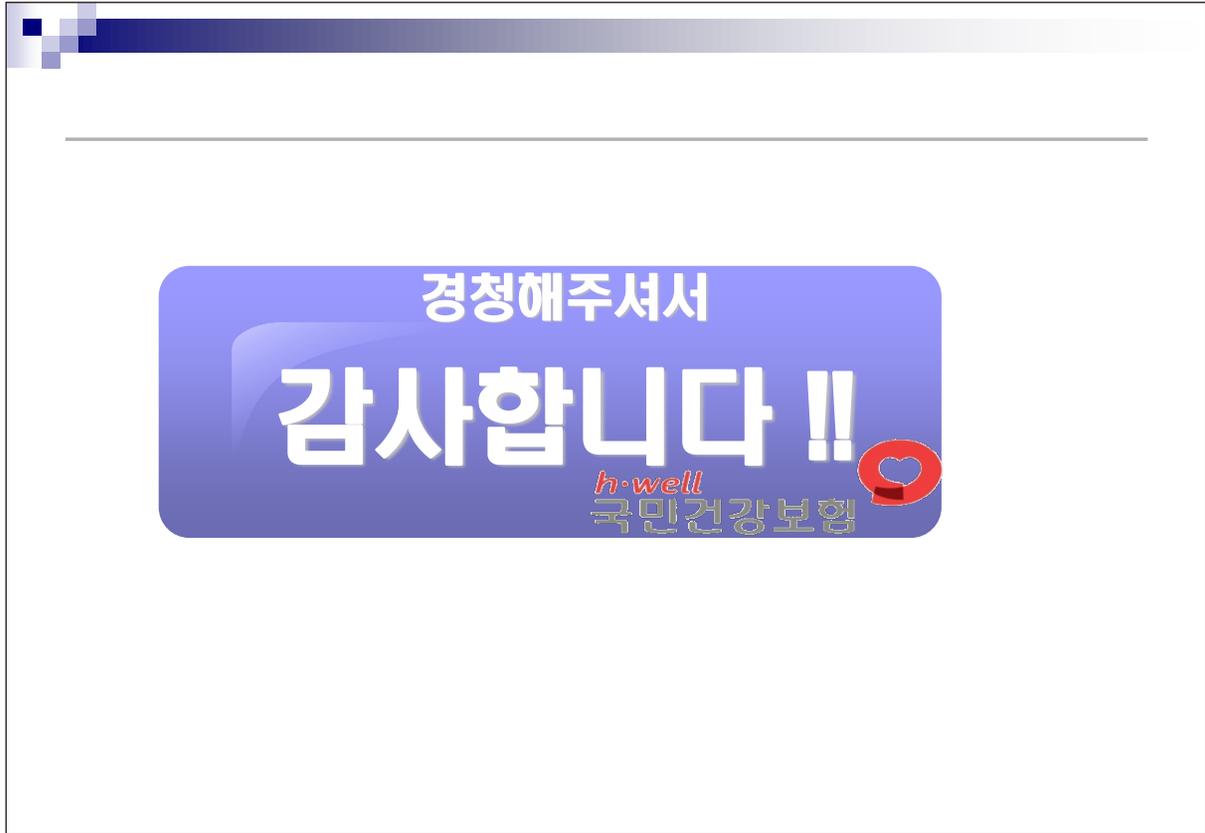
셋, 건강관련 지출 조사의 고도화

- ◆ 질병 치료에서 예방과 증진에 대한 건강 패러다임의 변화
- ◆ 각 개인이 건강에 대한 개념 및 지출 범위의 차이로 인하여 → 현재는 건강행태 중심으로 건강관련 지출 비용을 조사, 집계
- ◆ 건강 치료 관련 직접 비용이외의 건강관련 지출 비용을 정립 → 최종적으로 질병 직접 치료에서부터 시작하여 건강 예방 및 증진에 관련된 체계화된 건강관련 지출 자료 구축

넷, 연계 자료 구축 및 활용 방안

- ◆ 조사 자료와 공단 DB를 활용한 연계 자료 구축
 - 조사 체계의 효율성
 - 조사 자료의 정확성
 - 연구 분야의 확장성
- ◆ 연계 자료의 정책적 활용 제고

28



한국의료패널 소득 자료 정확성 및 정책 활용

2019. 12. 13

연세대학교 사회발전연구소
이경용

1

차 례

1. 소득 자료 정확성의 문제
2. 소득 분류 기준
3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 분석
4. 정책 활용

2

1. 소득 자료의 정확성 문제

- 1) 소득 분류의 정확성
- 2) 소득 조사 방법의 정확성
- 3) 한국의료패널의 소득 자료 정확성 검토 방법

3

1. 소득 자료의 정확성 문제

- 1) 소득 분류의 정확성
 - 소득 분류 기준: 통계정의 표준분류
 - * 통계분류포털 => 경제부문 => 가계수지항목 분류
 - 가계수지항목:
 - B.소득, C.기타수입,
 - H.식료품 및 비주류음료, J.주류 및 담배,
 - K.의류 및 신발, L.주거 및 수도광열
 - M.가정용품 및 가사서비스, N.보건, O.교통, P.통신
 - Q.오락문화, S.교육, T.음식숙박, U.기타 상품 및 서비스
 - W.비소비지출, X.기타지출

4

1. 소득 자료의 정확성 문제

(1) 통계청 가계수지항목 중 소득 분류(B. 소득)

- B2. 경상소득
- B3. 경상소득(의제소득 포함)
- B4. 근로소득
- B5. 사업소득
- B6. 재산소득
- B7. 이전소득
- B8. 비경상소득

(2) 통계청 가계수지항목 중 기타 수입 분류(C. 기타 수입)

- C1. 자산변동으로 인한 수입: 저축 보험금, 개인연금, 증권부동산매각
- C2. 부채 증가로 인한 수입
- C3. 자산이전으로 인한 수입
- C9. 수입미분류

5

1. 소득 자료의 정확성 문제

2) 소득 조사 방법의 정확성

- 건강관련 조사 방법: 면접조사, 기록조사, 시험조사
- 소득 관련 조사 방법: 면접조사 방법, 기록조사 방법

(1) 면접조사 방법

- 구조화된 설문지
- 면접조사원

(2) 기록조사 방법

- 국세청 과세자료
- 건강보험료 부과자료 등

6

1. 소득 자료의 정확성 문제

(1) 면접 조사 방식에서 소득 자료의 정확성 문제

- 설문지 문항
 - 내적 타당도: 소득 조사 문항과 분류 기준
- 조사 방식
 - 조사원 편차: 조사 지침
- 표본
 - 외적 타당도: 표본 추출

(2) 기록 조사 방식에서의 소득 자료의 정확성 문제

- 기록 관련 제도 규정 및 지침(국세청, 건강보험공단)
- 기록의 유지 관리 방식

7

1. 소득 자료의 정확성 문제

3) 한국의료패널의 소득 자료 정확성 검토 방법

(1) 개별 사례의 소득 정도 비교 검토

- 의료패널과 소득 관련 기록 정보와의 비교
 - * 국세청 소득 정보, 건강보험공단 소득 정보

(2) 통계 정보를 이용한 비교 검토

- 의료패널과 기타 패널의 소득 정보의 비교
 - * 가계금융복지패널, 가계동향조사, 한국복지패널
한국노동패널, 한국재정패널

8

2. 소득 분류 기준

- 1) 소득 분류에 대한 국제 기준
- 2) 통계청의 소득 분류 기준

9

2. 소득 분류 기준

- 1) 소득 분류에 대한 국제 기준
 - 배경
 - 가구 소득 분포 통계 분야의 개념적, 정의적, 실용적인 문제
 - 1996년 호주 통계청 주도로 전문가 그룹인 '캔버라 그룹' 결성
 - 각국 통계청, UN, OECD, ILO, 등 국제기구의 대표 참여
 - 검토 내용
 - 자료출처, 방법과 품질, 소득불평등의 측정, 중단면 자료의 문제, 국제 비교성, 통계단위, 개념, 정의 및 사용, 국민계정 등
 - 결과물(2001년)
 - Final Report and Recommendations of the Expert Group on Household Income Statistics)> 발간
 - <캔버라 그룹 안내서(the Canberra Group Handbook)> 조판

10

2. 소득 분류 기준

1) 소득 분류에 대한 국제 기준

- 캔버라 그룹 지침서(Canberra Group Handbook)
 - * 유엔 유럽경제위원회(UNECE) 2011년 발간 (2판)
- 2판 발간의 주요 목적
 - 소득, 생활조건 및 빈곤 관련 통계들을 심층적으로 재검토
 - 경제 복지의 가구 관점과 소득 분포 측면에 초점
 - 경제 복지를 평가할 때, 가구에 초점, 소득과 (생산보다는) 소비 조사, 경제 자원들의 분포의 상호 연관성을 관찰

11

2. 소득 분류 기준

1) 소득 분류에 대한 국제 기준

- 캔버라 그룹 소득 구성 요소 분류 체계
 - 고용으로부터 얻은 소득(Income from employment)
 - 재산 소득 (Property income)
 - 가내 소비를 위한 가구원 수행 서비스 발생 소득(Income from household production of services for own consumption)
 - 경상 이전 소득(Current transfers received)
- 추가 산출 소득 항목
 - 생산 소득(Income from production)
 - 일차 소득(Primary Income)
 - 총 (명목) 소득(Total Income)

12

2. 소득 분류 기준

<p>1. 고용 소득</p> <p>a. 피고용 소득 (또는 근로 소득)</p> <p>b. 자영업 소득 (또는 사업 소득)</p>
<p>2. 재산 소득</p> <p>a. 금융 자산으로부터의 소득, 비용 차감 후</p> <p>b. 비금융 자산으로부터의 소득, 비용 차감 후</p> <p>c. 로열티</p>
<p>3. 가내 소비를 위한 가구원들의 (가사) 서비스 가치</p> <p>a. 소유자가 거주하는 주택 서비스의 순 가치</p> <p>b. 무급 가사 노동 서비스의 가치</p> <p>c. (자동차, 세탁기 등) 가계 내구 소비재 서비스의 가치</p>
<p>4. 경상 이전 소득</p> <p>a. 사회 보장 연금 및 제도 b. 연금 및 기타 보험 혜택</p> <p>c. 사회 부조 혜택 (사회적 현물 이전 소득 제외, 10항 참조)</p> <p>d. 비영리 기관들로부터의 경상 이전 소득</p> <p>e. 다른 가구들로부터의 경상 이전 소득</p>

13

2. 소득 분류 기준

<p>5. 생산 소득 (1 + 3): 고용소득 + 가사 서비스 가치</p>
<p>6. 일차 소득 (2 + 5 = 1 + 2 + 3) : 생산소득 + 경상이전소득</p>
<p>7. 총 명목 소득 (4 + 6 = 1 + 2 + 3 + 4) : 일차소득 + 재산소득</p>
<p>8. 경상 이전 (비소비) 지출</p> <p>a. 직접세 (환급액 제외) b. 강제 집행 수수료 및 벌금</p> <p>c. 가구 간의 경상 이전 지출</p> <p>d. 피고용자 및 고용주의 사회 보험 기여금</p> <p>e. 비영리 기관으로의 경상 이전 지출</p>
<p>9. 가처분 소득 (7 - 8 = 1 + 2 + 3 + 4 - 8): 총명목소득 - 경상이전지출(비소비지출)</p>
<p>10. 현물로 받은 사회적 이전 소득 (STIK)</p>
<p>11. 조정된 가처분 소득 (9 + 10 = 1 + 2 + 3 + 4 - 8 + 10)</p>

14

통계청 소득 분류 기준

구분	소득항목	세부항목
경상소득	근로소득	가구주급여소득, 가구주상여금, 배우자급여소득, 배우자상여금, 기타가구원급여소득, 기타가구원상여금
	사업소득	가구주사업소득, 배우자사업소득, 기타가구원사업소득, 주택 등 임대소득, 의제자가주거소득
	재산소득	이자소득, 배당소득, 의제이자소득, 기타재산소득
	이전소득	공적연금, 기초노령연금, 사회수혜금, 사회적현물이전, 연말정산환급금, 가구간이전, 할인혜택, 기타이전소득
비경상소득		경조소득, 퇴직수당, 기타비경상소득

- 부동산임대 소득: 재산소득이 아닌 사업소득으로 분류
=> 한국의료패널에서는 재산소득으로 조사 가능
- 개인연금: 이전소득이 아닌 기타 수입으로 분류

15

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

1) 소득 조사표 상 소득 분류

- 소득 조사 문항 비교
- 문항 분류 기준(소득 분류 기준 비교)

2) 소득 조사 지침 비교

- 소득 조사 문항에 대한 조사 지침요소 비교
- 목적, 정의, 포함/배제 기준, 연계문항, 분석 지표 등

3) 소득 조사 결과 비교

- 의료패널 소득 문항으로 통일
- Raking Ratio Method(2015년 표본의 특성 통일)

16

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

1) 국내 주요 패널 조사표상 소득 분류

구분	가계금융복지	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
근로소득	근로소득	근로소득	근로소득	상용근로자/임시일용근로자/고용주, 자영업자/농림축산업경영주/어업경영주/기타근로	상용직/임시직/일용직/고용주/자영업자/농어업경영자	근로소득
사업소득	사업소득	사업소득	농가/임가소득	고용주, 자영업자/농림축산업경영주/어업경영주/기타근로사업소득 항목이 별도로 없음 근로소득에 포함	사업소득 (부업소득을 포함)	사업소득

17

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

1) 국내 주요 패널 조사표상 소득 분류

구분	가계금융복지	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널	
재산소득	부동산/동산 임대소득	주택, 건물, 토지 임대 수입	월세임대료/부동산 매매차익/토지도지/권리금	임대료 (월세, 토지 임대료 등)	월세등 임대료 토지임대료 부동산매매차익	부동산임대소득 (재산소득대신) 토지/주택/상가, 사무실/기타	
	금융소득	이자, 배당소득	이자소득 배당소득 개인연금 퇴직연금 기타재산소득	은행, 금융기관, 사채 이자/주식 채권매매차익/배당금	이자(은행, 사채) 배당금	은행/사채 이자, 배당금, 주식/채권 매매차익 등	이자소득, 배당소득
	기타 재산소득			자격증 대여 등	권리금 등 특허권, 저작권, 자격증임대,		

18

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

1) 국내 주요 패널 조사표상 소득 분류

구분	가계금융복지	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널	
이전소득 1	사회보험	공적연금, 보훈연금, 체육연금	공적연금, 사회수혜금	국민연금, 특수직연금, 산재보험, 보훈연금, 고용보험 및 기타	공적연금, 고용보험, 산재보험	공적연금, 고용보험, 육아휴직금, 산재보험, 사회보험 일시금	국민연금, 공무원연금, 사학연금, 군인연금, 별정우체국직원연금, 산재보험, 고용보험
	국민기초생활보장급여	국민기초생활보장급여	국민기초생활보장급여	국민기초생활보장급여	국민기초생활보장급여	국민기초생활보장급여	
	민간보험			손해보험, 저축성보험, 종신보험,	개인연금, 퇴직보험	개인연금, 민간보험, 해약 일시금, 만기환급금, 사고/질병보험금	퇴직연금, 연금저축(신탁/펀드/보험), 연금보험, 보장보험(질병/상해/사망) 저축보험, 주택연금, 농지연금

19

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

1) 국내 주요 패널 조사표상 소득 분류

구분	가계금융복지	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
이전소득 2	정부보조금	기초연금, 양육수당, 장애수당, 기타 정부보조금	기초연금, 장애수당, 농어업 정부 보조금, 양육수당, 출산장려금, 유가보조금, 체육연금	기타 정부보조금	장애수당, 기초연금, 한부모가족 지원금, 가정위탁 보조금, 소년소녀가장보호비, 영유아 보육료 지원, 학비 지원, 국가유공자에 대한 보조금, 농어업 정부보조금, 긴급복지 지원금, 기타 (근로장려세제 등)	정부지원 현금소득
	민간보조금		사회단체 보조금, 친척 친지 보조금	기타 소득 외 포함 민간보조금(현금, 현물)	민간보조금: (현물 제외)	

20

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

1) 국내 주요 패널 조사표상 소득 분류

구분	가계금융복지	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
기타 소득		퇴직금, 연금, 퇴직금, 일시금, 기타 비경상 소득, 산변입	퇴직금, 증여, 상속, 축의금, 조의금, 복권 당첨금, 교통사고 보상금	증여, 상속, 경조금, 보상금(사고보상금, 이주민주거대책비 등), 사고 및 질병 보험금, 퇴직금, 사회보험 일시금, 개인연금 일시금, 보장성 보험 계약금, 부동산 매매차익, 기타(복권/경품당첨금, 상품권, 갯돈 등) - 세금환급금 포함	퇴직금, 장학금, 증여금, 보상금, 복권금 등	타가구로부터 받은 용돈, 생활비, 학비, 정부 지원현금소득, 노인요양특별급여, 그 외 기타 소득
양도 소득						양도소득: 다른 패널의 재산소득이나 기타소득에 포함된 양도소득이 별도로 있음

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(상용직 근로소득)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	○	×	×	×	×	×
정의	○	○	○	○	○	○
포함 기준 (예)	○	○ 공무를 수행하는 자가 급여를 대신하여 현물로 받는 경우	○ (성과금/세후근로소득은 국민연금, 의료보험료 포함)	×	○ - 1년 동안 한 사람의 종사상 지위가 바뀌는 경우 모두 포함해서 조사 - 육아휴직인 경우 일한 개월수는 12개월, 연간소득은 0원으로 조사)	×
배제 기준 (예)	○	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항	* 상용과 임시·일용근로자의 구분이 없으므로 통합	* 상용과 임시·일용근로자의 구분이 없으므로 통합	* 상용과 임시·일용근로자의 구분이 없으므로 통합	근로소득으로 통합조사	* 상용과 임시·일용근로자의 구분이 없으므로 통합	

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(임시일용직 근로소득)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	○	×	×	×	×	×
정의	○	×	×	○	×	○
포함기준(예)	○	×	×	×	×	×
배제기준(예)	○	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항	* 상용과 임시·일용근로자의 구분 없이 근로소득으로 통합	* 상용과 임시·일용근로자의 구분 없이 근로소득으로 통합	근로소득으로 통합조사			

23

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(사업소득)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도		×	×	×	×	×
정의	○	○	○	○	○	○
포함기준(예)	○	×	○ (농축림어업 소득도 포함)	×	×	×
배제기준(예)	×	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항						가족명의 사업일 경우 자신의 명의로 된 소득 신고에 하는 경우만 기입

24

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(재산소득의 금융소득)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	×	×	×	×	×	×
정의	○	○	○	○	○	○
포함기준(예)	×	×	×	×	×	×
배제기준(예)	×	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항					- 매월 발생하는 소득은 연간 소득액으로 환산하여 기입 - 금융소득으로 통합 조사	백만원 이상일 경우만 기재

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(재산소득의 임대소득)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	×	×	×	×	×	×
정의	○	○	○	○	○	○
포함기준(예)	×	×	○ (집세, 토지임대료, 부동산 매매차익 등이 포함/임대료를 현금 대신 현물로 받은 경우 포함)	×	○	×
배제기준(예)	×	○ (토지임대)	○ (부동산을 임대해주고 받은 전세금은 다시 갚아야 하는 돈이므로 제외)	×	○ (거주하고 있는 주택 제외)	×
기타 및 유의사항					- 자산(부동산)으로 조사 - 토지에 대한 임대료를 현물(쌀 등)로 받은 경우 현금으로 환산하여 기입	

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(재산소득의 기타재산소득)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	×	×	×	×	×	×
정의	×	○	×	○	×	×
포함기준(예)	×	×	×	×	×	×
배제기준(예)	×	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항						

27

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(이전소득의 공적연금)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	×	×	×	×	×	×
정의	○	○	○	○	○	○
포함기준(예)	×	×	×	○	○	○ (분할연금)
배제기준(예)	×	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항		연금구분없이 한개 문항으로 조사	사회보험으로 통합조사		사회보험으로 통합조사	

28

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(이전소득의 기초연금)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	×	×	×	×	×	×
정의	○	○	○	×	×	○
포함기준(예)	×	×	×	×	×	×
배제기준(예)	×	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항	기타소득으로 조사		사회보험으로 통합조사			

29

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(이전소득의 사회수혜금)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	×	×	×	×	×	×
정의	○	○	○	○	○	○
포함기준(예)	×	×	×	×	×	×
배제기준(예)	×	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항			사회보험으로 통합조사	기타 정부보조금으로 조사	정부보조금으로 통합조사	

30

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

2) 국내 주요 패널 소득 조사 지침(비경상소득의 경조소득)

지침항목	가계금융복지조사	가계동향	노동패널	복지패널	의료패널	재정패널
목적/의도	×	×	×	×	×	×
정의	×	○	○	○	×	×
포함기준(예)	×	×	×	×	×	×
배제기준(예)	×	×	×	×	×	×
기타 및 유의사항						

31

국내 주요 패널 지침서 비교 결과 합의

1. 설문지 응답 단위의 차이
 - 소득 문항의 응답 문항이 가구, 가구원 단위로 존재
2. 소득 분류 체계의 차이
 - 경상(근로, 사업, 재산, 이전)/비경상 등
3. 근로소득 조사시 종사상 지위 구분 차이
 - 상용, 임시, 일용 등
4. 소득 항목에 대한 설명 차이
 - 소득 항목의 목적, 내용, 정의, 포함/배제 등 설명 차이
 - 설문 문항에 지문 형식의 보조 설명 차이

32

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교

3) 국내 주요 패널 소득 조사 결과 비교

- 2015년 소득 자료
 - 국내 주요 패널별 2015년 소득 자료 수집
- 소득 변수 통일
 - 한국의료패널 소득 조사 항목으로 통일
- 사회인구학적 특성 통일
 - Raking Ration Method 적용
 - 패널 표본의 마모로 인한 표본 특성의 차이 조정
- 통계 분석 방법
 - 중위소득 및 분포 비교
 - 윌콕슨 순위합 검정(Wilcoxon rank sum test)

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 원자료상 소득 변수 1

	의료패널	가계금융복지조사	가계동향조사	노동패널	복지패널	제정패널
		결측없음, 0 처리	월평균임금 결측없음, 0 처리	세후소득 기준		
총소득	연간 총 가구소득 총 자산소득 (총 가구소득- 총 근로소득)	변수생성 (비경상소득 없음)	소득	변수생성	변수생성	연간소득 총액
경상소득	변수생성	경상소득	경상소득	변수생성	경상소득	변수생성
근로소득	가구 총 근로소득 근로소득 변수생성 (총근로소득 -사업소득)	근로소득	근로소득 가구주소득 배우자소득 기타가구원 소득	총근로소득 근로소득 변수생성 (총근로소득 -사업소득)	상용근로자 소득 임시일용근 로자소득	연간 근로소득

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 원자료상 소득 변수 2

	의료패널	가계 금융 복지 조사	가계동향조사	노동패널	복지패널	재정패널
사 업 소 득	사업소득 변수생성 (중사상지 위 활용)	사업 소득	사업소득 가구주사업소득 배우자사업소득 기타가구원사업소 득 주택 등 임대소득	사업소득 변수생성 (중사상지위 활용)	고용주 및 자영자 순소득 고용주 및 자영자 전입소득 농림축산업소득 어업소득 기타근로소득	연간 순사업소 득

35

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 원자료상 소득 변수 3

	의료패널	가계 금융 복지 조사	가계동향조사	노동패널	복지패널	재정패널
재 산 소 득	부동산/ 동산 소득 금융소득 기타	재산 소득	재산소득 (금융소득) 이자소득 배당소득 개인연금수입 퇴직연금수입 (기타) 기타재산소득	금 융 소 득 : 은 행 및 금 융 기 관 이 자 소 득 사 채 이 자 수 입 주 식 및 채 권 의 매 매 차 익 배 당 금 기 타 부 동 산 소 득 월 세 등 임 대 료 부 동 산 매 매 차 익 토 지 를 도 지 준 것 권 리 금 기 타 (기타)	재산소득 (금융소득) 이자, 배당금 (부동산/동산 소득) 임대료 기타_자격증 대여 등 (기타)	(금융소득) 연간 이자, 배당, 양도소득 (부동산/동 산 소득) 연간 부동산 임대소득 (기타)

36

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 원자료상 소득 변수 4

	의료패널	가계 금융 복지 조사	가계동향조사	노동패널	복지패널	제정패널
이 전 소 득	(공적이전 소득) 사회보험 정부보조금 (사적이전 소득) 민간보험 민간보조금	이전 소득 공적 이전 소득 사적 이전 소득	이전소득 (공적이전소득) 공적연금 기초노령연금 사회수혜금 사회적현물이전 세금환급금 (사적이전소득) 가구간이전 할인혜택 기타이전소득 개인연금수입 퇴직연금수입	(공적이전소득) 사회보험 (작년한해)1회 수급액 이전소득 국민기초생활보 호대상 기타정 부모조금 근로장려금 (사적이전소득) 이전소득 사회단체 보조금 따로 사는 부모님도움 따로 사는 자녀의 도움 그 외 천척/친지 보조금 기타 보조금	(공적이전소득) 사회보험, 공적연금, 고용보험 산재보험, 기초보장(맞춤형급여) 생계급여, 주거급여, 교육급여 기타정부모조금 장애수당, 장애아동수당 경로연금(기초노령연금) 기초연금, 노인교통비 한부모가족지원, 가정위탁금 양육수당, 사랑카드(보육료지원) 학비지원, 국가유공자 보조금 농어업 정부보조금, 긴급복지지원금 바우처지원금, 근로장려세제 자녀장려세제, 급식비지원 에너지감면 또는 보조 통신비감면 또는 보조 기타보조금, 환급금, 세금환급금, (사적이전소득) 민간보험(개인보험), 개인연금 퇴직연금, 민간보조금(2차) 부모로부터의 보조금 자녀로부터의 보조금 분가가구원 보조금 합가가구원 보조금 기타 민간보조금	(공적이전소득) 연간 사회보험금 수령액 연간 정부지원현금 소득액 (사적이전소득) 연간 민간보험금 수령액

37

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 원자료상 소득 변수 5

	의료 패널	가계금융 복지조사	가계동향조사	노동패널	복지패널	제정패널
비 경 상 소 득	기타 소득		(기타소득) 비경상소득 경조소득 퇴직금 및 연금일시금 기타비경상소 득 기타수입 자산변동으로 인한 수입 부채증가로 인한 수입 자산이전으로 인한 수입	(기타소득) 기타소득 손해보험 저축성보험 종신보험 퇴직금 증여 및 상속 추의금/조의금 당첨상금/상으 로 받은 상금 재해보상금 기타 근로장려금 자녀장려금	(기타소득) 기타소득 증여/상속 경조금 보상금 사고보험금 퇴직금, 사회보험일시금 , 보장성 보험 해약금 동산/부동산매매차익 기타 소득 환급금 세금환급금	(기타소득) 연간 기타소득
가 처 분 소 득		가처분 소득			가처분소득	

38

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 표본 특성 분포(가구규모별 경활인구)

가구원수/경제활동인원		의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널	
합계	N	6,437	9,709	18,273	6,723	4,780	6,634	
	%	100	100	100	100	100	100	
1인	소계 (%)	(27.2)	(24.3)	(17.9)	(27.1)	(23.5)	(23.7)	
	비경제활동	%	42.7	45.0	72.0	54.7	35.1	36.0
	경제활동/1인	%	57.3	55.0	28.0	45.3	64.9	64.0
2인	소계 (%)	(26.1)	(24.3)	(24.2)	(26.7)	(27.1)	(21.4)	
	비경제활동	%	20.4	22.8	63.3	26.8	22.8	32.1
	경제활동/1인	%	50.6	44.2	20.4	38.9	49.1	44.5
3인	소계 (%)	(21.5)	(21.5)	(20.7)	(21.3)	(25.2)	(20.3)	
	비경제활동	%	3.1	5.9	52.6	8.3	4.1	11.7
	경제활동/1인	%	37.8	41.2	21.1	34.7	46.1	45.1
4인	소계 (%)	(18.8)	(23.9)	(28.0)	(18.8)	(18.5)	(27.7)	
	비경제활동	%	0.6	1.3	50.0	1.7	0.6	3.2
	경제활동/1인	%	34.2	41.7	18.7	31.6	44.4	37.9
5인 이상	소계 (%)	(6.4)	(6.0)	(9.3)	(6.1)	(5.7)	(7.0)	
	비경제활동	%	1.4	0.7	49.7	1.7	0.4	3.5
	경제활동/1인	%	27.6	30.7	16.4	26.2	44.1	36.1
경제활동/2인	%	42.8	46.9	22.2	49.0	41.5	43.4	
	경제활동/3인	%	19.3	14.1	8.6	13.0	10.4	11.9
	경제활동/4인	%	7.4	7.4	2.8	8.8	3.1	4.4
경제활동/5인 이상	%	1.5	0.2	0.4	1.3	0.5	0.7	

39

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 표본 특성 분포(성별 분포)

성별	통계량	의료패널	복지패널	재정패널	노동패널	합계
소계	응답자(명)	17,424	15,989	7,809	13,520	54,742
남성	응답자(명)	8,735	7,971	4,164	6,719	27,589
	점유율(%)	50.1	49.9	53.3	49.7	50.4
여성	응답자(명)	8,689	8,018	3,645	6,801	27,153
	점유율(%)	49.9	50.1	46.7	50.3	49.6

40

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 표본 특성 분포(연령별 분포)

연령	통계량	의료패널	복지패널	재정패널	노동패널	합계
소계	응답자(명)	17,424	15,989	7,809	13,520	54,742
20대 이하	응답자(명)	5,681	5,123	483	3,057	14,344
	점유율(%)	32.6	32.0	6.2	22.6	26.2
30대	응답자(명)	2,600	2,426	1,420	2,320	8,766
	점유율(%)	14.9	15.2	18.2	17.2	16.0
40대	응답자(명)	2,993	2,652	1,990	2,587	10,222
	점유율(%)	17.2	16.6	25.5	19.1	18.7
50대	응답자(명)	2,811	2,578	1,369	2,532	9,291
	점유율(%)	16.1	16.1	17.5	18.7	17.0
60대 이상	응답자(명)	3,338	3,210	2,548	3,024	12,119
	점유율(%)	19.2	20.1	32.6	22.4	22.1

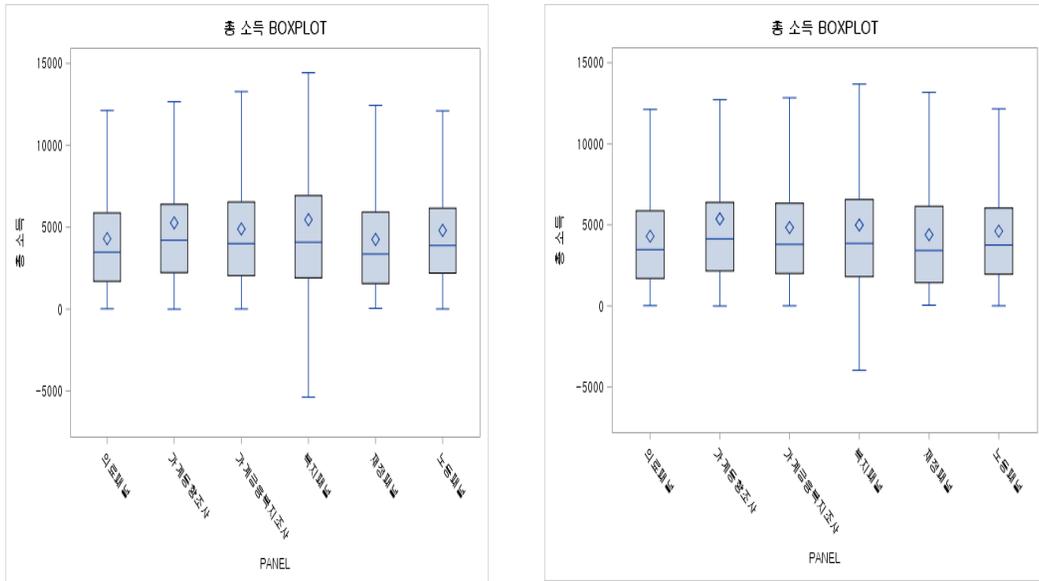
41

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(소득종류별 구성 분포)

소득항목		의료패널	가계동향 조사	가계금융 복지조사	복지패널	재정패널	노동패널	
총 소득		100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	100.0%	
경상소 득	소계	96.3%	81.8%	100.0%	91.2%	98.9%	98.0%	
	근로소득	61.5%	55.0%	65.5%	55.7%	68.9%	62.3%	
	사업소득	19.2%	16.3%	22.9%	18.2%	19.7%	20.4%	
	재산소득	소계	3.9%	0.3%	4.5%	3.3%	3.1%	5.5%
		부동산 등산소득	3.2%	.	.	2.3%	2.7%	4.9%
		금융소득	0.7%	0.2%	.	1.0%	0.4%	0.6%
		기타	.	0.1%
	이전소득	소계	11.8%	10.3%	7.0%	14.0%	7.2%	9.7%
		공적이전 소득	7.6%	5.6%	5.6%	8.1%	5.9%	5.2%
		사적이전 소득	4.2%	4.6%	1.4%	5.9%	1.3%	4.5%
비경상 소득	기타소득	3.7%	18.2%	.	8.8%	1.1%	2.0%	

42

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(중소득 1)



43

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(중소득 2)

소득 분위	통계량	의료패널	가계중앙조사	가계금융복지 조사	복지패널	재정패널	노동패널
0~20%	응답자(명)	1,334	2,065	4,268	2,072	934	1,561
	평균	860	1,051	905	876	592	1,092
	표준편차	268	412	363	752	341	418
	중위수	862	1,045	864	914	516	1,110
	p-value	.	<.0001	0.9008	<.0001	<.0001	<.0001
20~40%	응답자(명)	1,299	2,094	3,667	1,524	836	1,304
	평균	2,035	2,630	2,422	2,323	1,918	2,541
	표준편차	399	463	435	448	406	399
	중위수	2,008	2,650	2,400	2,265	1,914	2,520
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
40~60%	응답자(명)	1,191	1,901	3,468	1,148	936	1,308
	평균	3,468	4,205	4,001	4,119	3,359	3,923
	표준편차	447	443	486	604	493	434
	중위수	3,480	4,209	4,000	4,083	3,361	3,886
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
60~80%	응답자(명)	1,325	1,829	3,374	1,063	952	1,246
	평균	5,286	5,929	5,966	6,333	5,292	5,689
	표준편차	658	619	746	867	654	641
	중위수	5,174	5,894	6,000	6,236	5,183	5,650
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	0.8179	<.0001
80~100%	응답자(명)	1,284	1,799	3,469	916	1,114	1,137
	평균	9,909	12,493	11,164	13,677	10,179	10,788
	표준편차	11,278	11,570	5,586	30,294	4,795	6,328
	중위수	8,600	9,283	9,700	10,607	8,666	9,080
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	0.0118	<.0001

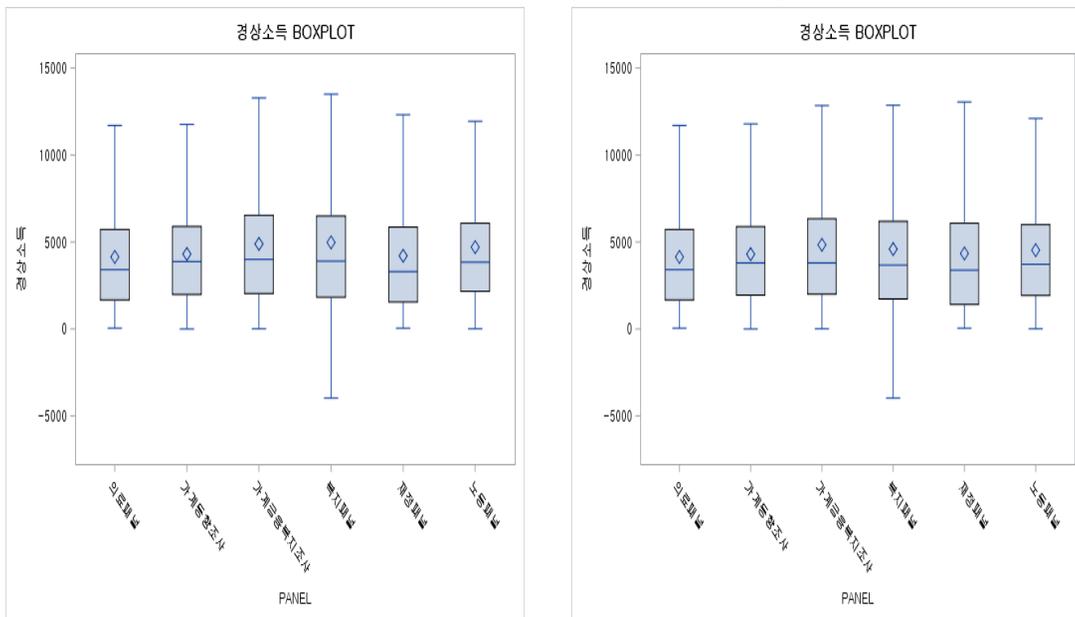
44

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(총소득 3)

소득분위	통계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
1인 가구	응답자(명)	1,271	1,993	3,571	2,030	879	1,510
	평균	1,794	2,406	1,835	2,083	1,801	2,146
	표준편차	2,262	3,755	1,722	2,044	2,209	2,148
	중위수	1,248	1,560	1,200	1,396	1,393	1,800
	p-value	.	<.0001	0.0168	0.0005	<.0001	<.0001
2인 가구	응답자(명)	1,956	3,114	4,888	2,123	1,242	1,649
	평균	3,433	4,375	3,484	4,422	3,210	3,728
	표준편차	2,568	4,220	3,550	4,477	3,755	3,122
	중위수	2,642	3,385	2,600	3,221	2,400	3,000
	p-value	.	<.0001	0.0012	<.0001	<.0001	0.014
3인 가구	응답자(명)	1,158	2,073	3,623	1,084	1,009	1,330
	평균	5,352	6,525	5,579	6,546	5,658	5,418
	표준편차	3,338	7,154	4,257	5,422	4,819	3,736
	중위수	4,780	5,109	4,680	5,491	4,800	4,650
	p-value	.	<.0001	0.1618	<.0001	0.027	0.1799
4인 가구	응답자(명)	1,515	1,961	4,586	1,099	1,266	1,630
	평균	6,673	7,274	6,781	8,121	6,327	6,720
	표준편차	3,295	7,799	4,652	4,936	3,491	5,102
	중위수	6,030	6,000	5,960	7,130	5,734	5,850
	p-value	.	0.0525	0.1359	<.0001	<.0001	0.0992
5인 가구 이상	응답자(명)	533	547	1,578	387	376	437
	평균	7,886	7,866	7,203	12,924	6,289	7,324
	표준편차	16,992	9,407	4,888	45,866	3,223	5,643
	중위수	6,122	6,222	6,200	7,524	5,620	6,120
	p-value	.	0.1729	0.9911	<.0001	0.0002	0.9136

45

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(경상소득 1)



46

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(경상소득 2)

소득분위	통계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
0~20%	응답자(명)	1,323	2,076	4,268	2,077	948	1,583
	평균	849	925	905	840	590	1,087
	표준편차	266	385	363	759	342	424
	중위수	843	908	864	885	500	1,100
	p-value	.	0.4329	0.3277	0.0189	<.0001	<.0001
20~40%	응답자(명)	1,302	2,065	3,667	1,522	822	1,275
	평균	1,999	2,395	2,422	2,203	1,919	2,526
	표준편차	392	436	435	421	402	394
	중위수	1,980	2,400	2,400	2,164	1,912	2,520
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
40~60%	응답자(명)	1,188	1,898	3,468	1,123	914	1,316
	평균	3,408	3,888	4,001	3,899	3,310	3,882
	표준편차	435	424	486	546	468	424
	중위수	3,409	3,877	4,000	3,901	3,305	3,840
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
60~80%	응답자(명)	1,311	1,856	3,374	1,070	970	1,245
	평균	5,173	5,441	5,966	5,914	5,216	5,631
	표준편차	635	543	746	761	670	625
	중위수	5,084	5,400	6,000	5,868	5,100	5,600
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	0.1599	<.0001
80~100%	응답자(명)	1,308	1,774	3,469	930	1,113	1,133
	평균	9,283	8,898	11,164	12,038	10,087	10,461
	표준편차	3,146	2,763	5,586	29,690	4,767	5,756
	중위수	8,280	8,100	9,700	9,563	8,620	8,960
	p-value	.	0.0005	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001

47

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(경상소득 3)

소득분위	통계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
1인 가구	응답자(명)	1,271	1,984	3,571	2,029	877	1,507
	평균	1,747	1,925	1,835	1,902	1,784	2,102
	표준편차	1,972	1,982	1,722	1,584	2,196	2,098
	중위수	1,230	1,405	1,200	1,332	1,380	1,800
	p-value	.	0.2694	0.0762	0.0229	<.0001	<.0001
2인 가구	응답자(명)	1,956	3,108	4,888	2,123	1,241	1,649
	평균	3,302	3,595	3,484	3,778	3,145	3,654
	표준편차	2,426	2,192	3,550	3,038	3,709	3,027
	중위수	2,604	3,000	2,600	3,089	2,400	2,960
	p-value	.	<.0001	0.0715	<.0001	<.0001	0.0046
3인 가구	응답자(명)	1,158	2,070	3,623	1,084	1,009	1,329
	평균	5,252	5,296	5,579	6,015	5,594	5,335
	표준편차	3,086	2,906	4,257	4,408	4,764	3,650
	중위수	4,693	4,748	4,680	5,258	4,800	4,560
	p-value	.	0.822	0.4811	<.0001	0.0354	0.2001
4인 가구	응답자(명)	1,514	1,960	4,586	1,099	1,264	1,630
	평균	6,546	6,083	6,781	7,476	6,312	6,574
	표준편차	2,902	2,954	4,652	3,651	3,473	4,692
	중위수	6,000	5,620	5,960	6,760	5,734	5,790
	p-value	.	0.001	0.4538	<.0001	<.0001	0.0674
5인 가구 이상	응답자(명)	533	547	1,578	387	376	437
	평균	6,879	6,247	7,203	12,486	6,264	7,160
	표준편차	3,536	2,924	4,888	45,855	3,211	5,001
	중위수	6,076	5,881	6,200	7,187	5,620	6,084
	p-value	.	0.0544	0.55	<.0001	0.0005	0.9481

48

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(비경상소득 1)

소득분위	통계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
0~20%	응답자(명)	103	1,042	0	1,957	55	100
	평균	65	14	.	3	64	37
	표준편차	39	10	.	0	33	17
	중위수	60	13	.	3	50	40
	p-value	.	<.0001	.	<.0001	0.2176	<.0001
20~40%	응답자(명)	122	1,268	0	2,703	42	92
	평균	233	51	.	4	196	142
	표준편차	52	15	.	0	27	43
	중위수	239	50	.	4	200	130
	p-value	.	<.0001	.	<.0001	<.0001	<.0001
40~60%	응답자(명)	84	1,372	0	0	50	101
	평균	439	125	.	.	413	367
	표준편차	60	31	.	.	92	96
	중위수	450	121	.	.	444	350
	p-value	.	<.0001	.	.	0.0395	<.0001
60~80%	응답자(명)	88	1,441	0	807	54	58
	평균	893	380	.	30	1,052	838
	표준편차	240	149	.	34	279	172
	중위수	960	338	.	12	1,000	816
	p-value	.	<.0001	.	<.0001	0.0004	0.1983
80~100%	응답자(명)	85	1,259	0	1,030	55	92
	평균	8,493	6,194	.	2,501	2,727	6,032
	표준편차	40,127	13,386	.	6,071	990	9,000
	중위수	2,700	2,130	.	604	2,500	3,000
	p-value	.	0.0168	.	<.0001	0.0045	0.8814

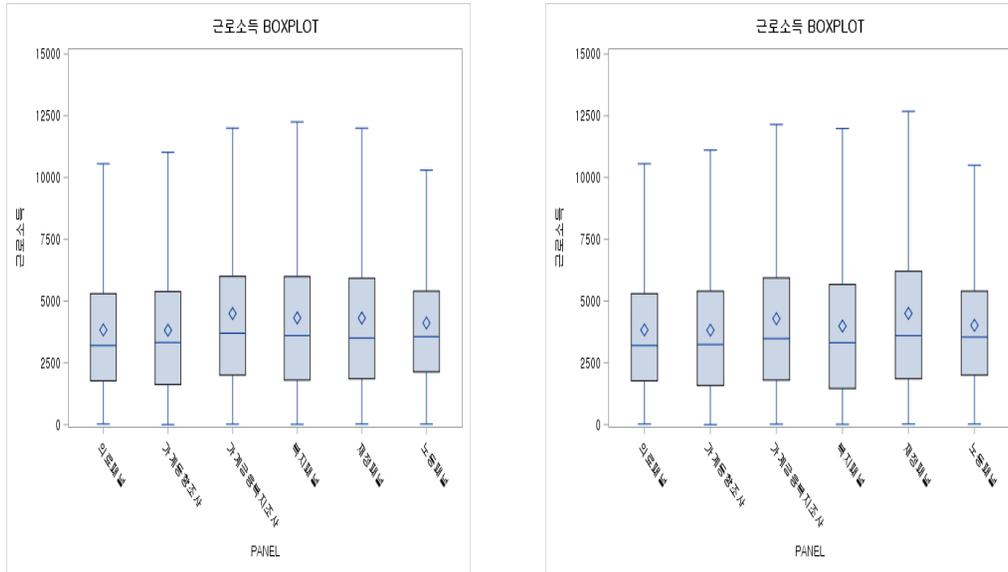
49

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(비경상소득 2)

소득분위	통계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
1인 가구	응답자(명)	68	1,267	0	1,936	25	53
	평균	973	722	.	194	747	1,191
	표준편차	4,671	3,845	.	1,198	964	2,617
	중위수	360	111	.	3	500	450
	p-value	.	<.0001	.	<.0001	0.3691	0.1271
2인 가구	응답자(명)	139	2,067	0	2,075	90	107
	평균	1,381	1,089	.	661	877	1,091
	표준편차	2,283	4,035	.	3,017	1,000	1,803
	중위수	500	137	.	4	500	500
	p-value	.	<.0001	.	<.0001	0.3566	0.401
3인 가구	응답자(명)	88	1,318	0	1,050	65	111
	평균	1,279	1,801	.	540	874	1,154
	표준편차	3,250	7,642	.	2,944	1,427	2,507
	중위수	480	139	.	4	400	250
	p-value	.	<.0001	.	<.0001	0.5975	0.037
4인 가구	응답자(명)	148	1,344	0	1,063	58	135
	평균	1,308	1,616	.	663	617	1,892
	표준편차	4,041	8,381	.	3,308	704	6,678
	중위수	300	105	.	5	200	300
	p-value	.	<.0001	.	<.0001	0.1509	0.3233
5인 가구 이상	응답자(명)	39	386	0	373	18	37
	평균	12,818	2,149	.	457	656	2,024
	표준편차	58,717	10,287	.	2,136	869	7,913
	중위수	500	147	.	5	200	200
	p-value	.	0.0019	.	<.0001	0.1407	0.0632

50

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(근로소득 1)



51

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(근로소득 2)

소득분위	분계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
0~20%	응답자(명)	967	1,499	3,082	1,129	633	1,016
	평균	756	527	1,067	680	977	1,131
	표준편차	413	383	522	372	461	538
	중위수	750	457	1,200	680	1,050	1,200
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
20~40%	응답자(명)	769	1,459	2,388	775	571	994
	평균	2,005	1,921	2,492	2,115	2,177	2,533
	표준편차	320	371	368	456	319	367
	중위수	2,000	1,910	2,400	2,104	2,160	2,500
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
40~60%	응답자(명)	837	1,444	2,212	724	638	804
	평균	3,300	3,337	3,807	3,613	3,478	3,668
	표준편차	474	436	413	514	425	341
	중위수	3,240	3,325	3,800	3,602	3,514	3,600
	p-value	.	0.04	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
60~80%	응답자(명)	867	1,310	2,306	709	642	883
	평균	5,063	4,945	5,561	5,454	5,327	5,116
	표준편차	621	573	682	733	654	560
	중위수	5,000	4,892	5,500	5,408	5,220	5,020
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.0258
80~100%	응답자(명)	798	1,306	2,418	635	742	771
	평균	8,712	8,371	9,913	9,772	9,625	8,710
	표준편차	2,584	2,629	3,574	4,101	4,001	3,090
	중위수	8,000	7,605	9,000	8,924	8,479	7,880
	p-value	.	0.0007	<.0001	<.0001	<.0001	0.7839

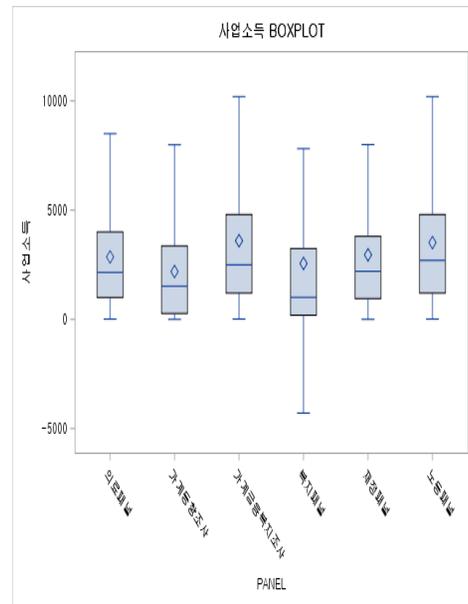
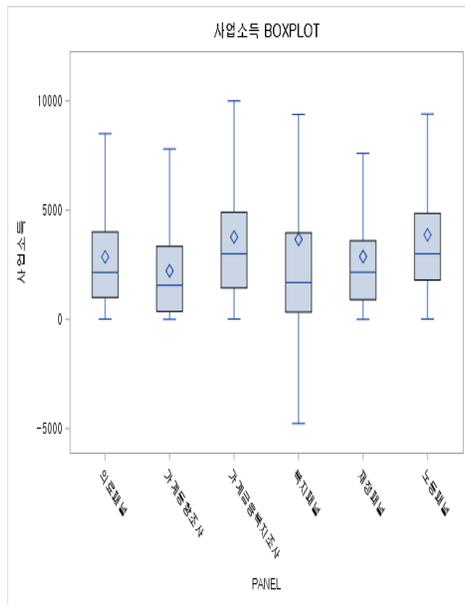
52

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(근로소득 3)

소득분위	통계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
1인 가구	응답자(명)	486	1,000	1,515	646	429	718
	평균	1,931	1,833	2,330	2,201	2,397	2,330
	표준편차	1,939	1,991	1,888	2,183	2,211	1,457
	중위수	1,800	1,489	2,000	1,836	2,100	2,268
	p-value	.	<.0001	0.0001	0.331	<.0001	<.0001
2인 가구	응답자(명)	1,008	2,057	2,571	1,067	613	886
	평균	2,724	2,951	3,106	2,987	3,302	3,068
	표준편차	2,217	2,335	2,880	2,746	4,240	2,013
	중위수	2,160	2,275	2,400	2,260	2,400	2,520
	p-value	.	0.1529	0.0005	0.5691	<.0001	<.0001
3인 가구	응답자(명)	972	1,764	3,020	911	802	1,093
	평균	4,199	4,157	4,544	4,886	4,927	4,239
	표준편차	2,905	3,013	3,429	4,307	3,837	2,605
	중위수	3,720	3,706	3,800	4,387	4,200	3,800
	p-value	.	0.0008	0.1335	0.0184	<.0001	0.566
4인 가구	응답자(명)	1,309	1,720	3,968	998	1,076	1,411
	평균	5,449	5,186	5,619	5,834	5,682	5,235
	표준편차	2,903	3,176	3,823	3,691	3,052	3,504
	중위수	5,000	4,910	5,000	5,495	5,125	4,800
	p-value	.	0.0078	0.9226	0.6016	0.8689	0.0304
5인 가구 이상	응답자(명)	463	477	1,332	350	306	360
	평균	5,284	4,876	5,519	6,445	5,192	5,236
	표준편차	2,969	3,110	3,831	4,215	2,728	3,328
	중위수	4,800	4,609	4,800	5,851	4,800	4,740
	p-value	.	0.0051	0.9647	0.0003	0.539	0.8041

53

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(사업소득 1)



54

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(사업소득 2)

소득분위	통계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
0~20%	응답자(명)	470	881	1,425	609	302	453
	평균	365	31	719	-332	405	781
	표준편차	168	37	357	1,541	184	325
	중위수	360	13	720	38	415	800
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	0.0725	<.0001
20~40%	응답자(명)	478	794	901	583	302	370
	평균	1,290	568	1,797	526	1,131	2,060
	표준편차	301	254	239	180	245	332
	중위수	1,200	528	1,800	499	1,200	2,100
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
40~60%	응답자(명)	428	709	1,065	379	297	322
	평균	2,511	1,581	2,808	1,724	2,156	3,246
	표준편차	397	325	353	433	266	364
	중위수	2,400	1,560	3,000	1,688	2,198	3,360
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
60~80%	응답자(명)	284	769	1,032	289	291	260
	평균	3,828	2,932	4,355	3,483	3,438	4,677
	표준편차	342	472	572	673	432	608
	중위수	3,800	2,909	4,200	3,480	3,600	4,800
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
80~100%	응답자(명)	392	744	1,055	285	329	305
	평균	7,036	6,013	9,453	12,935	7,460	8,978
	표준편차	2,906	2,543	6,477	53,103	4,164	4,219
	중위수	6,000	5,233	7,800	6,626	6,000	7,300
	p-value	.	<.0001	<.0001	0.0001	0.6262	<.0001

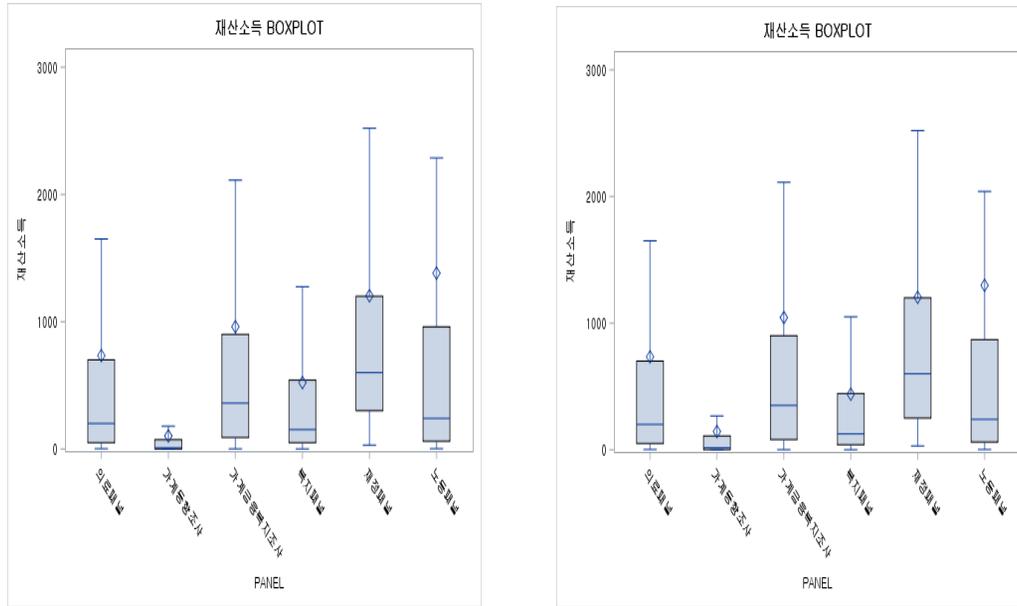
55

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(사업소득 3)

소득분위	통계량	의료패널	가계동향조사	가계금융복지조사	복지패널	재정패널	노동패널
1인 가구	응답자(명)	172	636	543	432	137	177
	평균	1,317	1,156	2,132	1,021	1,642	2,437
	표준편차	1,615	2,094	2,120	1,432	1,619	1,614
	중위수	960	407	1,600	240	1,000	2,300
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	0.0091	<.0001
2인 가구	응답자(명)	694	1,405	1,523	832	411	476
	평균	2,244	1,659	2,794	1,924	2,185	2,696
	표준편차	2,561	1,649	3,148	3,330	2,723	2,129
	중위수	1,500	1,186	2,000	1,030	1,670	2,040
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001	0.3056	<.0001
3인 가구	응답자(명)	410	864	1,153	354	367	379
	평균	2,931	2,381	3,806	3,007	3,144	3,907
	표준편차	2,349	2,249	4,136	3,328	3,501	3,774
	중위수	2,500	1,988	3,000	2,200	2,400	3,000
	p-value	.	<.0001	<.0001	0.0005	0.4601	<.0001
4인 가구	응답자(명)	551	746	1,592	378	454	509
	평균	4,034	3,327	4,516	3,975	3,577	4,482
	표준편차	2,296	2,946	4,762	3,804	2,894	3,538
	중위수	3,600	2,978	3,600	3,459	2,917	3,600
	p-value	.	<.0001	0.5625	<.0001	<.0001	0.235
5인 가구 이상	응답자(명)	225	246	667	149	152	169
	평균	3,857	3,198	4,841	16,999	4,480	5,314
	표준편차	2,769	3,006	5,309	73,380	3,332	4,390
	중위수	3,000	2,531	3,600	2,800	3,600	4,100
	p-value	.	0.0002	0.0029	0.7178	0.1814	<.0001

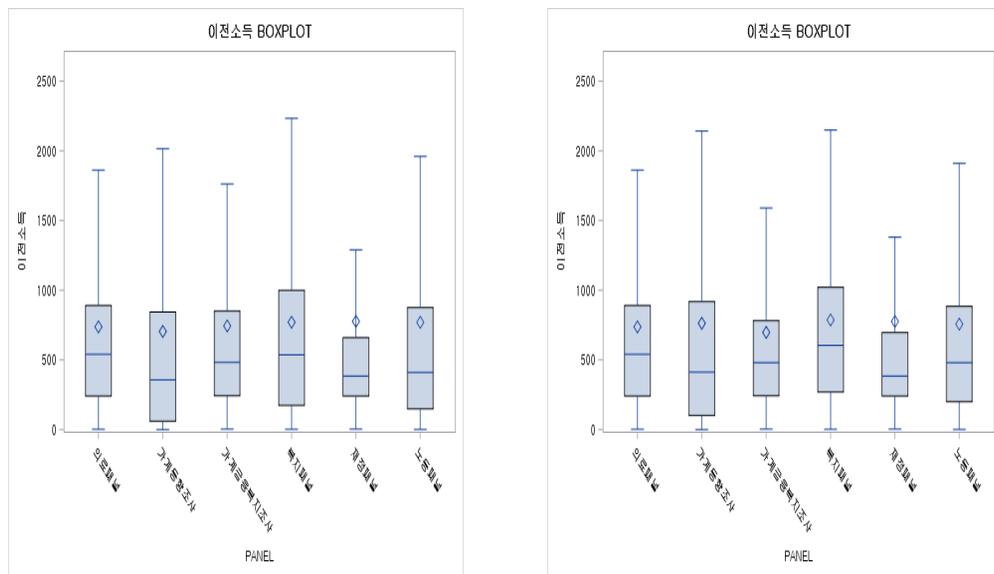
56

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(재산소득)



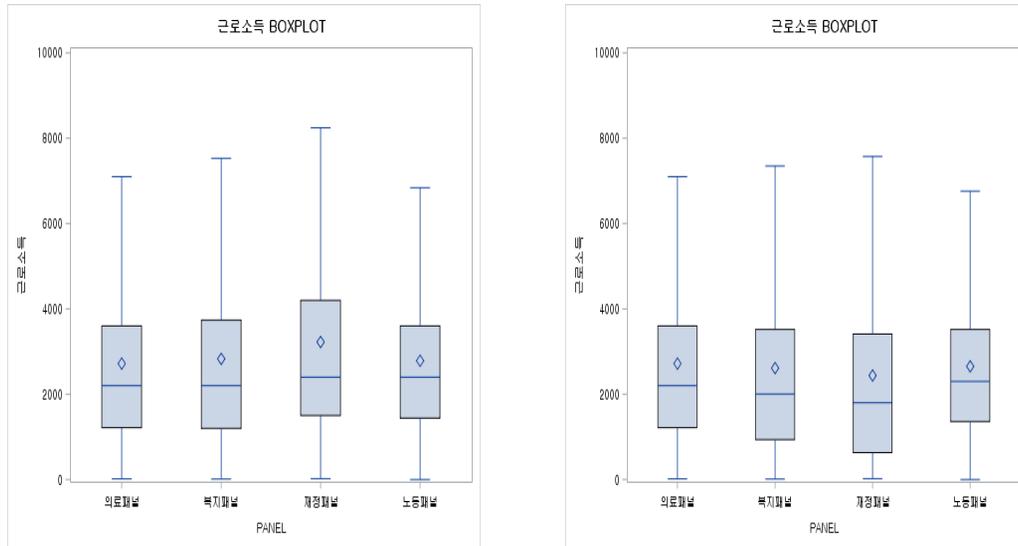
57

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(이전소득)



58

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(개인근로소득 1)



59

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(개인근로소득 2)

소득분위	통계량	의료패널	복지패널	재정패널	노동패널
0~20%	응답자(명)	1,515	1,655	920	1,235
	평균	563	459	756	731
	표준편차	294	241	348	367
	중위수	600	436	800	780
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001
20~40%	응답자(명)	1,346	1,303	921	1,148
	평균	1,514	1,394	1,692	1,675
	표준편차	246	282	219	208
	중위수	1,500	1,410	1,800	1,750
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001
40~60%	응답자(명)	1,066	1,111	896	1,174
	평균	2,231	2,224	2,546	2,422
	표준편차	238	286	311	234
	중위수	2,250	2,200	2,400	2,400
	p-value	.	0.2599	<.0001	<.0001
60~80%	응답자(명)	1,162	1,023	836	1,141
	평균	3,296	3,395	3,882	3,355
	표준편차	499	520	519	340
	중위수	3,200	3,320	3,782	3,360
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001
80~100%	응답자(명)	1,088	969	912	1,115
	평균	6,282	6,672	7,462	5,865
	표준편차	2,394	3,252	3,693	2,124
	중위수	6,000	6,000	6,617	5,340
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001

60

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(개인근로소득 3)

소득분위	통계량	의료패널	복지패널	재정패널	노동패널
남자	응답자(명)	3,319	3,122	2,587	3,339
	평균	3,432	3,576	4,043	3,393
	표준편차	2,637	3,173	2,838	2,224
	중위수	3,000	3,030	3,492	3,000
	p-value	.	0.3519	<.0001	0.025
여자	응답자(명)	2,858	2,939	1,898	2,474
	평균	1,815	1,891	2,174	1,954
	표준편차	1,408	1,673	2,587	1,383
	중위수	1,600	1,611	1,800	1,800
	p-value	.	0.2416	<.0001	<.0001

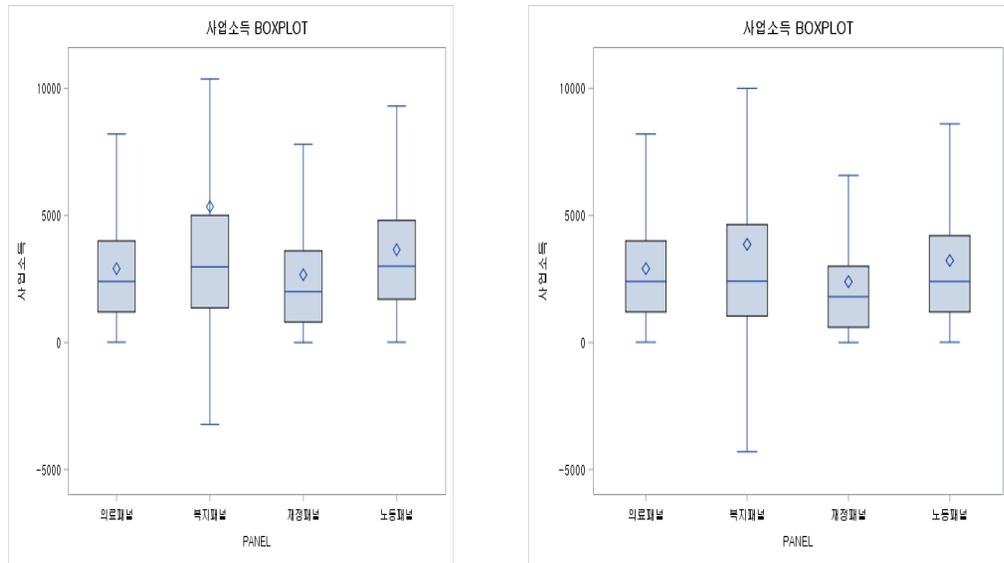
61

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(개인근로소득 4)

소득분위	통계량	의료패널	복지패널	재정패널	노동패널
20대 이하	응답자(명)	788	864	491	657
	평균	1,768	1,494	2,191	1,723
	표준편차	1,372	1,264	1,130	1,257
	중위수	1,800	1,440	2,000	1,780
	p-value	.	<.0001	<.0001	0.9601
30대	응답자(명)	1,148	1,121	1,003	1,496
	평균	2,851	3,037	3,252	2,981
	표준편차	2,038	2,370	2,179	1,536
	중위수	2,600	2,792	3,000	2,900
	p-value	.	0.3525	<.0001	0.0008
40대	응답자(명)	1,672	1,527	1,302	1,573
	평균	3,409	3,858	3,951	3,391
	표준편차	2,641	3,202	3,805	2,159
	중위수	2,800	3,215	3,000	3,000
	p-value	.	0.0003	<.0001	0.0274
50대	응답자(명)	1,356	1,192	1,114	1,210
	평균	3,083	3,204	3,466	3,096
	표준편차	2,758	3,283	2,708	2,661
	중위수	2,300	2,160	2,400	2,400
	p-value	.	0.734	0.002	0.0912
60대 이상	응답자(명)	1,213	1,357	575	877
	평균	1,506	1,542	1,735	1,708
	표준편차	1,202	1,395	2,099	1,220
	중위수	1,200	1,116	1,200	1,440
	p-value	.	0.1426	0.0504	<.0001

62

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(개인사업소득 1)



63

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(개인사업소득 2)

소득분위	총계량	의료패널	복지패널	가정패널	노동패널
0~20%	응답자(명)	610	340	334	492
	평균	451	361	368	789
	표준편차	200	843	169	314
	중위수	500	539	376	800
	p-value	.	0.1334	0.0002	<.0001
20~40%	응답자(명)	473	204	344	424
	평균	1,372	1,630	1,047	2,046
	표준편차	276	318	238	328
	중위수	1,300	1,560	1,000	2,040
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001
40~60%	응답자(명)	496	207	339	345
	평균	2,521	2,931	2,098	3,241
	표준편차	407	462	284	362
	중위수	2,400	3,000	2,033	3,360
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001
60~80%	응답자(명)	277	165	280	228
	평균	3,848	4,551	3,189	4,579
	표준편차	348	674	373	505
	중위수	3,800	4,538	3,000	4,800
	p-value	.	<.0001	<.0001	<.0001
80~100%	응답자(명)	360	164	365	312
	평균	6,927	17,297	6,814	8,514
	표준편차	2,972	70,651	3,899	3,970
	중위수	6,000	8,100	6,000	7,200
	p-value	.	<.0001	0.0066	<.0001

64

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(개인사업소득 3)

소득분위	통계량	의료패널	복지패널	재정패널	노동패널
남자	응답자(명)	1,572	692	1,104	1,277
	평균	3,285	4,498	3,172	4,131
	표준편차	2,617	4,367	3,164	3,272
	중위수	3,000	3,700	2,400	3,500
	p-value	.	<.0001	0.0193	<.0001
여자	응답자(명)	644	388	558	524
	평균	1,947	7,186	1,746	2,528
	표준편차	1,824	46,650	1,902	2,079
	중위수	1,600	1,520	1,200	2,000
	p-value	.	0.3212	0.0052	<.0001

65

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 조사 결과 비교(개인사업소득 4)

소득분위	통계량	의료패널	복지패널	재정패널	노동패널
20대 이하	응답자(명)	17	8	19	13
	평균	2,797	1,492	2,501	2,669
	표준편차	4,132	1,733	2,187	1,762
	중위수	1,800	1,190	1,800	3,500
	p-value	.	0.9145	0.6552	0.4599
30대	응답자(명)	168	120	149	199
	평균	3,160	14,077	3,107	3,685
	표준편차	2,780	83,322	3,519	3,341
	중위수	2,500	3,000	2,400	3,000
	p-value	.	0.0369	0.1769	0.0114
40대	응답자(명)	517	271	442	441
	평균	3,628	4,431	3,161	4,306
	표준편차	2,606	3,919	3,084	3,393
	중위수	3,000	3,647	2,400	3,600
	p-value	.	0.048	<.0001	0.0019
50대	응답자(명)	573	306	525	494
	평균	3,283	4,264	3,154	4,218
	표준편차	3,017	5,091	3,117	3,343
	중위수	3,000	3,197	2,400	3,600
	p-value	.	0.01	0.0072	<.0001
60대 이상	응답자(명)	941	375	527	654
	평균	1,755	2,127	1,634	2,429
	표준편차	1,526	2,442	1,855	2,110
	중위수	1,200	1,513	1,200	1,800
	p-value	.	0.0165	0.8583	<.0001

66

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 자료 비교 결과 함의

- 국내 주요 패널간 소득 평균값과 중위값의 차이 확인
 - 일부 개별 소득항목의 경우 유사성 확인
 - 소득 분위, 경제활동상태, 성별, 연령대별 층화 후 차이 확인
 - 1차 원인: 패널자료나 조사자료의 서로 상이한 표본의 구성

- Raking Ratio Method 적용 후에도 소득 분포의 차이 확인
- 2차 원인: 비표본 오차
- => 조사 자료에서의 비표본 오차
 - (1) 설문문항의 차이 등
 - (2) 표준화되지 않은 조사원의 교육(지침서 차이 등)
 - (3) 자료 집계, 정리 단계에서 발생
- => 지침서: 문항의 정의, 목적, 의도, 포함/배제기준, 유의사항

67

3. 한국의료패널과 기타 패널의 소득 자료 비교 - 패널 소득 자료 비교 결과 함의

- 개별 소득항목의 응답 범위가 작은 경우, 주요 패널간 차이
 - 총소득의 약 80%의 차지하는 근로소득이나 사업소득은 범위나 편차를 고려해 분위나 경제활동상태를 층화하여 비교할 경우 패널간 소득항목의 평균값이나 중위값의 차이가 크지 않지만,
 - 재산소득이나 기타소득은 패널간 차이가 큼
 - 또한 이전소득의 경우(총소득의 약 12%)도 패널간 차이

- 소득 분위별 패널간 비교 분석 결과
 - 하위분위나 상위분위에서 패널간 차이가 많음
 - 소득금액이 큰 상위분위에 속한 가구의 경우,
=> 평균소득과 중위소득의 차이 원인: 패널의 표본 차이

68

4. 정책 활용

- 소득 자료 분석 사례

- 한국의료패널 소득 조사 자료 분석 사례 내역
 - 검토 대상: 한국의료패널 학술대회 발표 논문, 학술지 게재 논문
- 분석에 활용한 소득 종류
 - 학술대회(총 173건): 연 가구소득(85.0%), 연 개인소득(8.7%)
 - 학술지 논문(총 122건): 연 가구소득(83.6%), 연 개인소득(1.6%)
- 소득 활용 방법
 - 학술대회: 소득 5분위(42.8%), 단순 범주(21.4%), 로그(13.3%), 만원(10.4%)
 - 학술지: 소득 5분위(40.2%), 단순 범주(22.1%), 로그(13.9%), 천원(13.1)

69

4. 정책 활용

- 소득 자료 분석 사례

- 논문에서 나타난 지표 사례
 - 재난적 의료비 지출 가구 비율 지표
 - 지니계수, 집중지수 등의 불평등 지표
 - 욕구 대비 소득비 지표(최저생계비 대비 소득 비율)
 - 소득 중 민간보험료, 생활비, 식료품비 등 비율
 - 빈곤율 지표(중위값 50% 기준)
- 함의
 - => 소득 변수를 활용한 다양한 지표 산출 가능
 - => 주요 지표 설정후 조사 차수별 모니터링
 - => 한국의료패널 자료 제공시 관련 지표값 제공
 - => 패널 가구의 시계열 변화량 변수 산출 및 제공

70

4. 정책 활용

- 소득 자료 분석 정보 제공

- 균등화 방법의 차이
 - 가구원수의 제곱근, 규모경제를 고려한 0.75승
 - 어른과 어린이 구분(어른=어린이*2)
- 과부담의료비
 - 용어의 혼용(재난적 의료비 등)
 - 가처분 소득 사용? 균등화소득 사용? 등
- 범주형
 - 소득 5분위, 10분위 사용시 추가구소득? 균등화여부?
- 로그 전환
 - 상용로그? 자연로그?

=> 소득 변수 사용을 위한 표준 변수 제공

71

4. 정책 활용

- 소득 자료 분석 정보 제공

- 소득 조사 결과를 이용한 연구 분석
 - 의료보장을 분석
 - * 가구단위의 소득분위별 의료보장을
 - 소득 정보를 활용한 표준화된 변수 산출
 - * 근등화 처분가능소득 등
 - * 소득 구간 표준 범주화(3분위, 4분위, 5분위, 10분위)
 - * 재난적(과부담) 의료비 변수
 - 소득 관련 중단 변수 산출
 - * 소득의 연도별 변화량 변수

72

4. 정책 활용

- 소득 자료 활용 지표 생산 및 모니터링

○ 소득 조사 결과를 이용한 지표 산출 및 모니터링

- 소득 대비 의료비 지출 비율(재난적(과부담) 의료비)
* 하위지표: 특정 인구(고령인구) 및 특정 의료비(암, 만성질환)
- 소득 대비 민간의료보험료 지출 비율
* 하위지표: 민간의료보험 유형별(실손형, 정액형 등)
- 소득 불평등 지표: 지니계수, 집중지수
* 보건의료서비스 이용 불평등 지표와 연계 분석
- 소득 수준 지표: 빈곤율
* 최저생계비 대비 비율, 균등화 처분가능소득 중위값 기준 50%

73

4. 정책 활용

- 소득 자료 활용 지표 생산 및 모니터링

○ 패널 조사 특성을 고려한 지표 산출

- 재난적 의료비 지출 가구의 연도별 변화(진입율, 탈출율 등)
- 소득의 연도별 변동량 지표
- 의료비 지출 규모의 연도별 변동량 지표

74

감사합니다.

한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책 활용

경상대학교
정 백 근

목차

- 한국의료패널 민간의료보험 설문 개요 및
개편 필요성
- 정책 활용 측면에서의 한국의료패널 민간
의료보험 설문 및 자료 평가
- 2기 한국의료패널 민간의료보험 자료의
정책활용 방향

목차

- **한국의료패널 민간의료보험 설문 개요 및 개편 필요성**
- **정책 활용 측면에서의 한국의료패널 민간 의료보험 설문 및 자료 평가**
- **2기 한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책활용 방향**

한국의료패널 구축 목적 (국민건강보험공단, 2018)

- **중단기적 목적**
 - **의료비 자원 분석**
 - **민간의료보험 가입 계약 추이**
 - **민간의료보험료 지출 및 보험금 수령 규모 분석**
 - **건강보험과 민간의료보험 간의 자원구성 분석**
- **중장기적 목적**
 - **국민의료비 산출 및 변화 양상 추적**
 - **의료비 지출 양상과 패턴에 관한 지속적인 모니터링**

한국의료패널 전체 설문구조 상의 민간의료보험 설문 의의 (정영호 외, 2007)



한국의료패널 민간의료보험 설문문항 설정 목적(정영호 외, 2007)

- 연구 활용
 - 국민건강보험의 보장성 수준과 민간의료보험 간의 관계
 - 민간의료보험과 의료이용 간의 관계
 - 민간의료보험 가입과 의료비 지출 간의 관계
- 민간의료보험 가입 규모 파악
- 재원조달수단으로서 민간의료보험의 역할 파악
- 민간의료보험의 가입 및 탈퇴동기 파악
- 가입 거절 및 보험료 지급 거절 실태 파악
- 민간의료보험가입으로 인한 의료이용량 변화 파악
- 가입한 민간의료보험 종류 파악
- 수령 민간의료보험금 규모
- 역선택 여부 파악

한국의료패널 민간의료보험 설문문항 정책적 함의 및 기대효과(정영호 외, 2007)

- 의료자원의 효율적 배분에 기여
 - 공보험과 민간의료보험의 관계 파악
 - 의료서비스별, 질병별 의료재원의 흐름 추계
- 보험시장의 효율성 향상을 위한 연구의 기초적 통계자료 제공
 - 민간의료보험으로 인한 도덕적 해이 정도와 역선택의 존재 여부 파악

1기 한국의료패널의 민간의료보험 설문 문항

- 계약 변경 사항
- 공동가입한 가구원
- 주계약 보험 내용
 - 일반질병보험, 암보험, 상해보험, 간병보험 등
- 계약연도
- 주계약 보험 형태
 - 정액형, 실손형, 정액+실손형
- 보장 내용
 - 정액, 입원(실손), 통원(실손), 기타(실손)
- 월 보험료
- 보험료 납부 유형
 - 납입 중, 연체/미납

1기 한국의료패널의 민간의료보험 설문 문항

- **종신/연금 등의 특약 월 보험료(주계약과 재해사망 제외)**
- **보험금 청구 유무**
- **보험금 수령 유무**
- **신규 가입이유**
- **해약 이유**
- **보험금 청구 거절사유**
- **보험금 수령자**
 - **진단명, 진단 코드, 병의원 이름, 요양기관 코드**
 - **의료이용형태, 의료이용 연도 및 월, 수령 사유**
 - **수령 보험금**

한국의료패널 민간의료보험 설문 개편의 필요성

- **문재인 케어의 민간의료보험에 대한 영향 파악 필요성 증가**
 - **상품 내용 변화 가능성 증가**
 - **실손형 민간의료보험의 손해율 변화 가능성 증가(보험료 인상 효과, 보험금 인하 효과)**
 - **국민건강보험과 민간의료보험 간 관계 재정립 필요성 증가**
 - **민간의료보험 가입자들의 의료이용행태 변화 파악 필요성 증가**

한국의료패널 민간의료보험 설문 개편의 필요성

- 제2기 한국의료패널구축에 따른 민간의료보험 관련 설문 개선 필요성 증가
 - 2019년까지 1기 한국의료패널조사 종료
 - 2020년부터 2기 한국의료패널조사 진행 예정
 - 2008년에 구축된 원패널 가구의 지속적 이탈과 고령화 등으로 인하여 원표본 가구 유지율이 지속적으로 하락
 - 2005년 기준 표본조사로는 의료이용에 대한 횡단면 대표성이 저하될 가능성이 높으므로 '2015년 인구센서스' 기준 표본가구 조사의 필요성이 높아진 상황
- 주요 검토 사항
 - 문항별 활용도 및 응답률
 - 설문의 내용 타당도
 - 설문 문항들의 논리적 구조
 - 정책활용 편의성, 정책변화의 수용성 등

목차

- 한국의료패널 민간의료보험 설문 개요 및 개편 필요성
- 정책 활용 측면에서의 한국의료패널 민간 의료보험 설문 및 자료 평가
- 2기 한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책활용 방향

건강보험 보장성에 대한 인식 파악 필요

- 건강보험 보장성에 대한 인식은 민간의료보험 가입에 영향을 미침(박정호, 2015; 박경돈, 2014).
- 현재 신규 가입이나 해약 의향 관련 설문문항에는 국민건강보험 보장성에 대한 보기 문항이 있음.
- 그러나 현재 가입하고 있거나 건강보험 상품이 없는 사람을 포함한 전체 응답자에 대해서도 국민건강보험의 보장성에 대한 설문을 시행할 필요가 있음.
 - 보장성에 대한 불만을 가진 사람들 중 실제로 민간의료보험에 가입하는 사람들의 특성 파악 필요
 - 보장성에 대해서 만족하는 사람들 중 실제로 민간의료보험 해약을 하는 사람들의 특성 파악 필요

민간의료보험 보장성에 대한 인식 파악 필요성

- 민간의료보험 가입, 유지, 해약은 국민건강보험의 보장성도 영향을 미치지만 민간의료보험 보장성에 대한 인식 역시 영향을 미침
 - 관련된 설문 추가 필요
 - 2기 민간의료보험 설문 문항에 추가 계획

국민건강보험 보장성 확대와 민간 의료보험 해약 간의 관계 파악

- 현재 해약이유에 대한 설문 중 '국민건강보험의 보장성 확대' 보기가 있음.
 - 하지만 국민건강 보장성 강화가 민간의료보험 시장에 미치는 영향을 직접적으로 파악하기 위한 설문 문항 추가 필요
 - '귀하께서는 향후에 국민건강보험의 보장성이 확대되어 본인이 부담하는 진료비가 인하된다면 가입 중인 민간 의료보험을 해약할 의향이 있으십니까?'
 - 해약할 의향이 있는 사람들 중에서 실제 국민건강보험 보장성 확대 때문에 해약한 사람들의 규모 및 추이 추정 근거 자료
 - 해약이 실현되는데 필요한 국민건강보험 보장성의 정도 추정 근거 자료

소득손실 때문에 민간의료보험에 가입하는 사람들의 규모 파악 필요

- 민간의료보험 가입의 주된 이유 중 '불의의 질병 및 사고로 인한 가계의 경제적 부담을 경감하기 위해'가 있음.
 - 치료와 관련된 본인부담금 증가와 경제활동 중단으로 인한 소득감소가 모두 반영되어 있음.
 - 또 다른 보기 중의 하나인 '국민건강보험의 서비스 보장이 부족하다고 판단해서'는 본인부담금 증가와 연관되어 있음.
 - '불의의 질병 및 사고로 인한 가계의 경제적 부담을 경감하기 위해'를 '불의의 질병 및 사고로 인한 소득손실에 대비하기 위해'로 수정할 필요가 있음.
 - 건강보험 보장성이 확대되어도 소득보전을 위한 상병수당의 부재로 인하여 정액보험시장에 대한 수요는 지속될 수 밖에 없음. 관련 모니터링이 필요함.

실손의료보험 보험료의 정확한 파악 필요

- 현재도 가입하고 있는 민간의료보험 상품의 월 보험료 또는 종신/연금/변액/저축보험의 의료 특약 보험료를 조사하고 있음.
 - 단독형 상품의 보험료의 경우 현재의 설문 방식으로도 파악할 수 있음.
 - 그러나 2018년 4월 이전까지 판매되어 왔던 특약형 실손형 상품의 보험료는 파악하기 힘들.
 - 종신/연금/변액/저축보험의 특약 보험료의 경우 2015년 조사 결과 전체 설문 항목 중 두 번째로 모름/무응답률이 높음(7.5%).
- 실손의료보험료를 직접 파악할 수 있는 설문 항목이 필요함.
 - 응답자에게 미리 특약 월 보험료를 파악하게 하거나 조사 시점에서 직접 응답자가 전화 등을 통하여 특약 월 보험료를 파악하도록 하는 노력 동반 필요
- 문재인 케어의 시행에 따른 실손보험금 감소 효과가 실손보험료 인하로 이어지는가를 파악할 수 있는 근거로 활용할 필요가 있음.

실손의료보험 보유 유무가 공급자 행태에 미치는 영향 파악

- 실손형 민간의료보험 유무에 따라서 의료서비스 공급자들의 의료서비스 제공 내용이 달라질 수 있음.
- 이와 관련된 현황 파악을 위한 설문항목 추가 필요성 증가
 - 의료기관을 방문하였을 때 담당 의사가 실손의료보험을 가지고 있는지 물어본 적이 있는지 여부
 - 실손의료보험 유무에 따라서 치료가 달라질 수 있다는 말을 의사가 한 적이 있는지 여부
 - 실손의료보험 유무에 따라서 실제로 의사의 치료계획이 달라졌는지 여부
 - 이에 따라 변경된 치료계획을 응답자가 따랐는지 여부

새로운 상품의 개발 및 시장 동향을 직접적으로 파악할 수 있는 도구 개발 필요

- 실제 구매한 민간의료보험 상품명 파악
 - 2기 한국의료패널 민간의료보험 설문 추가 계획
- 보험가입경로, 보험금 미청구 이유에 대한 파악
 - 보험가입경로에 대한 설문은 2기 한국의료패널 민간의료보험 설문 추가 계획
 - 보험금 미청구 이유
 - 보험소비자 설문조사 : 금액이 소액이어서, 진단서 발급비용 등 비용 지출, 절차의 번거로움, 시간 부족 등

새로운 상품의 개발 및 시장 동향을 직접적으로 파악할 수 있는 도구 개발 필요

- 조사 당시 보험증권 직접 확인 필요
 - 2015 한국의료패널 설문 상 계약연도 모름/무응답률 26.3%
 - 계약연도에 따라서 국민건강보험 보장성과 실손보험 자기부담률 등이 달라짐
 - 미리 조사대상자에게 보험증권을 확보할 수 있도록 공지함.
 - 주계약 보험형태(정액형, 실손형, 혼합형)도 보다 정확하게 파악할 수 있음.

새로운 상품의 개발 및 시장 동향을 직접적으로 파악할 수 있는 도구 개발 필요

• 민간의료보험 DB 구축

- 현재 및 과거 판매된 민간보험 상품의 유형화 및 DB구축
 - 민간보험 시장의 변화양상 파악을 위한 자료원 구축
- 공사 보험의 역할 정립 필요성이 증대됨에 따라 보장성 강화 정책에 따른 민간보험사의 반사이익 규모 파악 등 객관적 근거자료 산출의 기초자료 확보
- 의료패널 상의 민간의료보험 설문지의 정확도 향상 및 설문 부담 감소

새로운 상품의 개발 및 시장 동향을 직접적으로 파악할 수 있는 도구 개발 필요

• 민간의료보험 DB 구축 방법

- 약관 분석
 - 보험사가 출시한 상품 분석
 - 보험사가 설계한 상품의 구조와 내용 파악
- 보험증권 분석
 - 피보험자가 선택하여 가입한 상품 분석
 - 시장에 출시된 상품 중 어떤 상품이 주로 선택되는지를 파악할 수 있음.
 - 한국의료패널 설문조사와 병행할 수 있음.

새로운 상품의 개발 및 시장 동향을 직접적으로 파악할 수 있는 도구 개발 필요

- **민간의료보험 DB 주요 변수**
 - 공통변수
 - 분석일, 보험사명, 상품명, 판매시작일 및 종료일, 가입 대상, 보험료 갱신주기, 보장내용 변경주기
 - 보험형태(실손형, 정액형, 혼합형)
 - 치과, 한방, 요양병원 보장 여부
 - 실손형
 - 상품유형(일반형, 기본형, 특약형, 노후형, 유병자형), 보장내용, 본인부담률, 한도횟수, 한도금액
 - 정액형
 - 주계약 내용, 주계약 및 특약별 갱신형 여부

목차

- **한국의료패널 민간의료보험 설문 개요 및 개편 필요성**
- **정책 활용 측면에서의 한국의료패널 민간 의료보험 설문 및 자료 평가**
- **2기 한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책활용 방향**

2기 한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책활용 방향

- 국민건강보험과 민간의료보험 보장성에 대한 인식이 민간의료보험 시장에 미치는 효과 파악
- 민간의료보험 시장에 영향을 미칠 수 있는 국민건강보험의 적정 보장성 목표 파악
 - 본인부담금 수준 및 상병수당 도입 여부 등

2기 한국의료패널 민간의료보험 자료의 정책활용 방향

- 문재인 케어의 정책 효과를 파악할 수 있는 근거 자료 생산
 - 실손보험 보험료 인하 여부
 - 의료서비스 공급자의 진료 행태 변화
 - 가입자들의 의료이용행태 및 보험 가입 경로의 변화
 - 국민들의 의료비 지출 자원 변화
- 민간의료보험 DB 구축 및 연계를 통한 민간 의료보험 시장에 대한 모니터링 및 대응전략 구축

감사합니다.



자유발표 세션

세션 1

세션 1-1 의료이용행태

세션 1-2 상용치료원

세션 1-3 대학원생 세션

세션 2

세션 2-1 의료비 지출과 부담

세션 2-2 건강형평성

세션 2-3 자유 세션



세션 1-1 의료이용행태

좌장 | 사공진(한양대학교)

발표 1 미시 모의실험 모형을 이용한 의료 이용량 추정
김우현(한국조세재정연구원)

발표 2 장기요양서비스 이용자의 본인 부담금 변화궤적의 잠재계층
유형과 부양 스트레스와의 관계 검증
이희정(서울사회복지대학원대학교)

발표 3 노인 가구구조가 건강상태 및 의료이용에 미치는 영향
유창훈(연세대학교)

토론 박종연(한국보건의료연구원)
장선미(가천대학교)

미시 모의실험 모형을 이용한 의료 이용량 추정¹⁾

김우현(한국조세재정연구원)

요약

미시 모의실험 모형은 미국, 캐나다, 스웨덴 등 주요 국가에서 특정 질환군의 유병률 및 진료비 추계 및 조세·재정정책의 효과 분석 등 미시 단위부터 총 보건의료 재정 추계 및 사회복지재정 추계 등 거시 단위의 분석까지 폭넓게 활용되고 있는 모형이다. 이 연구에서는 스웨덴에서 구축해서 널리 활용하고 있는 SESIM모형의 의료 모듈을 한국의 환경에 적용하고 모형 구축을 통해 만 18세 이상 인구의 미래의 입원 일수와 외래 방문 횟수로 대변되는 의료 이용량을 추정했다. 그 결과, 한국의 내원일수는 약 2040년까지 꾸준히 상승하다가, 그 이후부터는 감소하는 것으로 추정되었다. 이에 대해 모형 내에서는 인구 감소의 효과와 더불어, 65세 이상 고령층의 대학 진학률 상승과 건강한 고령화 현상이 영향을 주는 것으로 관찰되었다. 또한 18세 이상 인구의 진료비/급여비 추정을 통해 2065년 기준 해당 인구의 입원/외래 진료비로 약 95.4조원, 건강보험 부담은 약 70.2조원 규모로 집계했다.

I. 서론

중장기에 걸친 의료비 지출 규모의 예측은 정책 입안자들의 오랜 관심사이다. 그러나, 미래의 다양한 불확실성을 통제하여 의미있는 중장기 추계치를 제시하는 일은 쉽지 않다. 적지 않은 제약조건에도 불구하고 중장기 의료비 추계에 관한 많은 선행연구들은 국가 GDP 성장률, 물가상승률 등 주요 거시

1) 이 연구는 2018년 한국조세재정연구원 연구보고서인 「건강보험 보장성 강화 정책의 효과 분석: 4대 중증질환을 중심으로」의 (김우현 외, 2018)의 V장의 내용을 기본으로 해서 미시 모의실험 모형의 변화 및 분석 자료의 확대(2008~2017년 한국의료패널)를 통해 발전되었다. 모든 오류는 저자에게 있다.

변수의 예측치(Getzen & Poullier, 1992), 과거의 의료비 실적치(박승준·강종윤, 2014), 인구변화·소득변화·잔차요인으로 주요 요인을 구분(조성법, 박형수·전병목, 2009)하는 등의 방식으로 소수의 의료비 영향요인을 식별하고 이들의 미래 변화를 가정·예측하여 의료비 추계에 반영하고자 노력했다.

한편 해외에서는 국가 자체적으로 미시 모의실험(micro-simulation) 모형을 구축하고 이를 의료비 추계에 활용하는 사례가 늘어나고 있다. 미국(Future Elderly Model; FEM), 캐나다(The Population Health Model; POHEM), 스웨덴(A Swedish Dynamic Micro-Simulation Model; SESIM) 등의 국가들이 개발한 모형의 일부 모듈에서 의료 관련 정보 및 주요 변수들의 미래 예측 정보들이 생성되고 정책개발에 활용되고 있다. 분석 단위를 개인 혹은 가구로 설정하고 개인별·가구별 주요 정보들이 미래 시점으로 업데이트되는 과정을 모형화하며, 업데이트된 정보들에 기반하여 의료비 지출 등 주요 관심변수들의 미래 예측 정보를 밝혀내는 것이 대강의 과정이다.

미시 모의실험이 연구자의 관심을 끄는 이유는 크게 두 가지이다. 첫째, 미시 모의실험 모형은 장기적인 시점으로 보건 의료 관련 개인의 행태, 역학적 변화, 동태적인 위험 요소 등을 모형에 반영하기에 적합하다. 이에 따라, 거시적인 접근에 비해 의료 관련 정보의 증장기 추계에 보다 적합한 것으로 알려져 있다(Astolfi et al., 2012a) 둘째, 미시 단위의 특성을 모형에 반영했기에, 세부 보건의료 정책이 전체 인구 집단 및 특정 집단의 행태 변화, 의료비 부담·지출 변화 등에 미치는 영향을 사전적으로 파악(what-if 시나리오)하는 정책 연구에 널리 활용될 수 있다. Astolfi et al. (2012b)는 신체비만지수(body weight mass index, BMI)개선에 영향을 미치는 효과를 분석하거나(미국 FEM), 유방암 외과 수술 이후 조기 퇴원·외래 진료 전략이 진료비 지출에 미치는 영향을 분석하는데(캐나다 POHEM) 활용되는 예를 소개했다. 이처럼 증장기적인 측면에서 기존의 거시적 접근과는 다른 정보를 전달할 수 있는 유연성이 있어, 여러 국가에서 의료분야 뿐 아니라, 사회복지, 노동, 연금 등 많은 환경 요인들을 아울러 모형화하고 있다.

반면, 미시적 접근에 따른 단점도 존재한다. 미시 모의실험 모형을 구성하고 있는 개인·가구의 행태 및 환경에 대한 많은 부분 모형(모듈)은 각각의 추정 오차를 가지고 있으며, 이와 같은 추정 오차들이 집결한 모형 전체의 오차는 경우에 따라 모형에서 산출된 추정 결과의 신뢰도에 심각한 위협이 될 수 있다(고제이 외, 2016). 따라서, 다수의 미시 모의실험 모형은 외부의 신뢰할 만한 자료원에서 확보된 집계값을 활용하여 모형의 추정 결과를 합리적으로 조정하는 방식(alignment method)을 택하고 있다(고제이 외, 2016).

명확하게 예상되는 단점을 가지고 있는 모형이지만, 한편으로 모형만이 가지고 있는 특성과 장기 추계의 적합성 등 여러 요인들이 연구자들에게 매력적으로 느껴지는 것이 사실이다. 이 연구에서는 미시 모의실험 모형을 통해 2065년까지의 한국의 입원 및 외래 서비스 이용량 추계를 시도해보고자 한다. 미시 모의실험 모형 추정의 기반이 되는 자료는 2010~2017년의 한국의료패널 자료를 활용했으며, 모형의 기본 구성 및 추정 등 방법론은 1997년 스웨덴 재무부에서 개발한 이래 많은 발전을 통해

모형의 정교함을 확보해 온 SESIM 모형의 기본 골자를 따르기로 한다(Klevmarken & Lindgren, 2008).

2장에서는 그동안의 선행연구에 따른 의료비 지출 추계 및 미시 모의실험 모형 관련 선행연구를 정리한다. 3장에서는 연구에서 활용한 모형의 기본 구성 및 자료·변수의 내용을 소개한다. 이어 4장에서는 모형의 주요 추정 결과를 제시하고, 5장에서는 주요 연구 결과에 대한 정책 시사점을 중심으로 마무리한다.

II. 선행연구

그동안의 의료비 장기 추계는 인구의 연령·국가 소득·기타 요인 등으로 구분하여 요인별 변화를 총 의료비 추계에 반영하는 조성모형을 기본으로 하며, 시계열을 통한 거시모형을 부분적으로 보완하는 방식으로 진행되어왔다(정형선 외 2015). 조성모형은 많은 선행연구(정형선 외 2015, 김우현 외 2018)에서 의료비 장기 추계를 위해 활용한 모형으로 생존자 및 사망자 예측 수와 평균 의료비를 반영한 인구 효과, 소득탄력성을 활용한 소득효과, 기타 요인에 의한 잔차효과 등을 합리적인 가정과 외부 집계 정보를 활용하여 장기 시점까지 추계한다. 한편, 박일수 외(2011)은 실질GDP 및 분기별 더미변수를 활용한 시계열 모형을 통해 건강보험공단 급여비 추계 모형을 구축했다.

한편 미국, 스웨덴, 캐나다 등 여러 국가에서 정책 효과 분석 등 목적에 맞게 자체 개발된 미시 모의실험이 유용하게 활용되었다. 정책 효과 및 재정 추계 등 거시적인 목적의 활용(예; SESIM) 뿐 아니라, 특수 질환을 대상으로 집단의 영향을 살펴보는 미시적인 접근에 활용되는 모형(예: POHEM, MILC(The Microsimulation Lung Cancer model)²⁾)까지 분석 대상과 범위, 사회 환경 등에 따라 다양한 형태의 모형이 개발, 응용되고 있다. 한국에서도 미시 모의실험 모형의 구축 및 정책 효과 분석의 반영에 관심을 갖기 시작하면서, 2010년대 중반부터 모형 구축 및 연구 결과들이 조금씩 소개되고 있다. 백미라·정기택(2016)은 Future Elderly Model의 방법론을 활용하여 45세 이상 인구의 주요 만성질환의 의료비를 추정하는 연구를 진행했다. 로지스틱 회귀분석을 통해 만성질환의 미래 건강전이확률을 추정하고 이를 반영한 만성질환 유병률을 예측했다. 또한, 만성질환 평균 의료비에 물가상승률을 반영하여 2040년까지의 의료비를 예측했다. 그 결과, 2040년 기준 65.2%의 고혈압 환자, 30.28%의 당뇨병 환자, 17.9%의 암 환자 발생을 추정했으며, 이에 따른 의료비는 고혈압 4조 7,608억원, 당뇨병 4조 2,327억원, 암 26조 7,767억원의 지출을 예상했다. Future Elderly Model을 한국 상황에 적용한 최초의 연구로 주목받고 있다.

고제이 외(2016)는 스웨덴 SESIM모형의 기본틀을 활용하여, 출산·사망·가구구성·교육·노동·자산·

2) Chrysanthopoulou (2017)

소득세 등 사회재정 평가를 위한 주요 정보들을 모형화하고 사회 재정 정책의 영향을 평가할 수 있는 미시 모의실험 모형(Dynamic micro-simulation Outlook model for Social policy Analysis, DOSA)을 구축했다. 65세 이상 빈곤율, 공적연금 및 조세부담의 소득재분배 효과, 조세 제도 개편을 통한 노령층 빈곤 완화 효과 등 조세재정정책의 정책 효과 추정에 미시 모의실험 모형이 활용될 수 있는 가능성을 제시했다. 단, DOSA모형에는 SESIM모형에서 고려하고 있는 개인의 건강 수준 및 입원 일수로 대표되는 의료서비스 이용의 추정을 위한 보건의료 모듈이 반영되어 있지 않다.

Ⅲ. 분석 모형 및 자료

1. 모형 소개

가. 미시 모의실험 개관

미시 모의실험의 구현은 분석의 기본 단위인 개인의 삶을 빠르게 미래 시점으로 진행시키며 연구의 관심이 되는 변수의 변화 과정을 추적하는 작업으로 생각할 수 있다. 예를 들어, 이 연구의 관심 정보인 개인의 입원 일수 및 외래 방문 일수를 빠르게 미래 시점으로 업데이트하며 미래의 의료 이용량을 추정한다.

개인의 내원일수는 모형 내 구현된 시스템에 따라 업데이트된다. 여러 국가에서 구현된 미시 모의실험 모형은 선행연구를 기반으로 연구의 목적이 되는 관심변수와 개인 관련 변수 간의 관계를 활용한다. 이 연구를 다시 예를 들면 개인의 내원일수를 결정하는 결정요인으로 선행연구에서 고려된 개인의 기본 정보(연령, 성별, 소득, 결혼 여부, 만성질환 여부 등)와 더불어 환자의 건강상태를 설명변수로 활용한다³⁾. 즉, 연구의 목적 변수인 내원일수는 미래 시점의 개인 정보에 의해 결정된다.

궁극적으로 모형의 운영은 해당 개인 정보들을 어떤 방식을 활용하여 미래 시점으로 업데이트하는가에 달려 있다. 연령, 성별 등 자명하게 업데이트될 수 있는 정보를 제외하고 개인의 교육 수준, 소득, 배우자 유무 등의 정보들은 고유의 행태 방정식(behavioral equation)을 추정하거나 시점 간 전이행렬(transition matrix)를 활용해서 미래 시점으로 업데이트할 수 있다.

미시 모의실험 모형 구축에 있어 고민이 되는 지점은 모형의 복잡성을 어느 수준까지 허용해야 하는가에 대한 의사결정이다. 많은 세부정보들을 다양한 행태방정식을 활용하여 설명하는 경우, 미시 모의실험 모형의 강점인 특정 집단 상대의 세부 정책 효과 분석에 용이하지만, 앞선 서론의 설명처럼 모형의 누적 오차가 증첩되어 오히려 합리적인 수준의 추계결과를 얻지 못할 수 있다. 또한 전 기간($t-1$ 년) 변수의 상태(status)와 당 기간(t 년)의 상태가 전이(transition)되는 관계를 표현하는 전이행렬 등

3) 자세한 선행연구 목록은 Klevmarken & Lindgren(2008), 10장의 Table 2. 참조

활용하여 보다 단순하게 모형화하는 경우, 모형의 복잡성에서 기인하는 오차는 줄일 수 있으나 세부 정보를 놓치지 않고 추적하는 미시 모의실험 모형의 장점이 희석되는 단점이 있다. 따라서, 연구자 입장에서는 연구의 목적과 분석 자료의 성격에 따라 합당한 수준의 복잡성을 고려하는 실증적인 선택의 문제에 직면한다. 이 연구에서는 변수의 성격 및 가용 정보 여부에 따라 행태방정식과 전이행렬을 혼합하여 활용했다.

미시 모의실험 모형의 분석은 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단에 2008년부터 제공하고 있는 한국의료패널 2008~2017년 자료를 이용한다. 표본에 속한 개인의 의료 이용 및 건강 행태와 관련된 자세한 정보를 수집하고 있어, 다양한 정보와 많은 양의 자료를 기반으로 추정되어야 하는(Astolfi et al. 2012b) 미시 모의실험 모형 구축에 적합하다고 판단했다.

나. 내원 일수 설명 모형

연구의 목적변수인 개인의 입원 일수(y_1) 및 외래 방문 일수(y_2)는 선행연구 및 의료패널 가용 변수 여부에 따라 △성별 △연령(19~34세, 35~44세, 45~54세, 55~64세, 65~74세, 75~84세, 85세 이상) △고등교육 진학 여부⁴⁾ △장애 여부⁵⁾ △의료급여 수급 여부⁶⁾ △배우자 여부⁷⁾ △경제활동 여부 △가구소득(5분위)의 개인 정보와 더불어, △개인의 건강상태를 설명변수로 활용한다.

입원 및 외래 방문은 사건 발생의 횟수를 모형화하는 포와송 분포(Poisson distribution)을 활용하는 것이 자연스러운 것으로 보인다. 다만 평균과 분산이 일치해야 한다는 포와송 분포의 강한 가정을 완화하고, 의료패널 표본에 속한 개인의 약 13~16% 정도가 1년 동안 한번도 병원에 방문하지 않는 것으로 집계된 점을 고려할 필요가 있다. Greene(2012)⁸⁾에서 소개된 방법론에 따라 개인의 이질성을 반영한 영과잉 음이항 모형(zero-inflated negative binomial model)을 선택하여 내원일수를 설명한다. 구체적으로 개인 i 의 내원 형태 j ⁹⁾에 따라 포와송 분포의 평균인 $\mu_{j,i}$ 를 $\lambda_{j,i}$ 와 오차항 $u_{j,i}$ 의 곱으로 표현하여 개인의 이질성을 반영한다. 또한 (식 2)에 따라 개인 기본 정보 및 건강상태 등 제반 변수 x_i 를 통해 포와송의 평균을 설명한다. 수학적 편이를 위해 오차항 $u_{j,i}$ 를 감마 분포를 따른다고 가정하고, 오차항의 평균을 1이라 가정하면 $y_{j,i}$ 는 음이항분포(negative binomial distribution)을 따르며, $y_{j,i}$ 가 0이 과잉 상태(zero_inflated)임을 반영하여 영과잉 음이항 모형을 추정한다¹⁰⁾.

4) 대학 재학, 휴학, 중퇴 등 현실의 다양한 경우가 있을 수 있고 이에 대한 일부 정보를 수집하고 있으나, 모형에서는 단순화를 위해 표본이 대학에 진학한 경험 여부를 기준으로 구분했음

5) 의료패널의 장애등급 수집 정보를 활용, 장애판정 1~6급, 혹은 비등록 장애로 응답한 표본을 대상으로 장애 여부를 구분했음

6) 의료보장 형태를 의료급여 1종 혹은 2종으로 응답한 표본을 의료급여 수급자로 구분했음

7) 배우자 유무는 현재 혼인 중으로 응답한 표본만 배우자가 있는 것으로 구분했음

8) Greene(2012), 제 7판, 18.4.4.절 참조

9) $j = 1$: 입원, $j = 2$: 외래 방문

10) Stata의 zinb 명령어를 활용하여 추정한다.

$$f(y_{j,i}|X_i) = \frac{e^{-\lambda_{j,i}u_i}}{y_{j,i}!}, \quad j = 1, 2 \quad (\text{식 1})$$

$$\ln \mu_{j,i} = x_i\beta + \epsilon_{j,i} = \ln \lambda_{j,i} + \ln u_{j,i} \quad (\text{식 2})$$

다. 건강 상태(Health Status) 모형¹¹⁾

한편 내원일수를 설명하는 설명변수 $x_{j,i}$ 에는 표본에 속한 개인의 건강상태를 나타내는 변수가 포함된다. 개인 i 의 건강상태(h_i)는 4단계(4=매우 좋음, 3=좋음, 2=나쁨, 1=매우 나쁨)로 구분하여 다음과 같은 순위 프로빗 모형(ordered probit model)으로 설명할 수 있다고 가정한다(식 3).

$$h_{i,t} = k \quad \text{if} \quad \tau_{k-1} < h_{i,t}^* < \tau_k, \quad k = 1, 2, 3, 4 \quad (\text{식 3})$$

즉, 개인 i 의 t 년도의 건강상태는 우리가 관찰할 수 없는 잠재적인 건강 상태 연속변수 $h_{i,t}^*$ 가 정해진 일정 구간(τ_{k-1}, τ_k)사이에 위치할 경우, k 라는 상태로 결정되는 구조이다¹²⁾. 따라서 미래 시점의 건강 상태 $h_{i,t}$ 는 미래 시점의 잠재 건강변수 $h_{i,t}^*$ 에 상태에 의해 결정되며 미래로 업데이트되는 정보는 잠재 건강변수 $h_{i,t}^*$ 이다.

잠재 건강변수의 업데이트를 위해 잠재 변수를 모형화해야 하며, t 년도의 잠재 건강상태는 $t-1$ 년도의 잠재 건강상태와 밀접한 관련이 있다고 가정하는 것이 자연스러우므로, $h_{i,t}^*$ 는 다음의 (식 4)를 따라 업데이트된다고 가정한다. 전기의 잠재 건강상태 외 개인의 기초 정보 $x_{i,t}$ 도 설명변수로 포함한다. 단, 자료가 시작되는 시점은 전기의 잠재 건강변수가 존재하지 않으므로 전기 잠재 건강변수 없이 설명변수 $x_{i,0}$ 만으로 별도의 회귀모형을 추정한다.

$$h_{i,t}^* = \rho h_{i,t-1}^* + x_{i,t}\beta + \epsilon_{i,t} \quad (\text{식 4})$$

미래 시점의 개인 건강 상태 $h_{i,t}$ 는 업데이트된 미래 시점의 잠재 건강변수 $h_{i,t}^*$ 와 순위 프로빗 모형 추정에 의해 얻어진 임계치(τ_{\cdot})에 의해 결정된다.

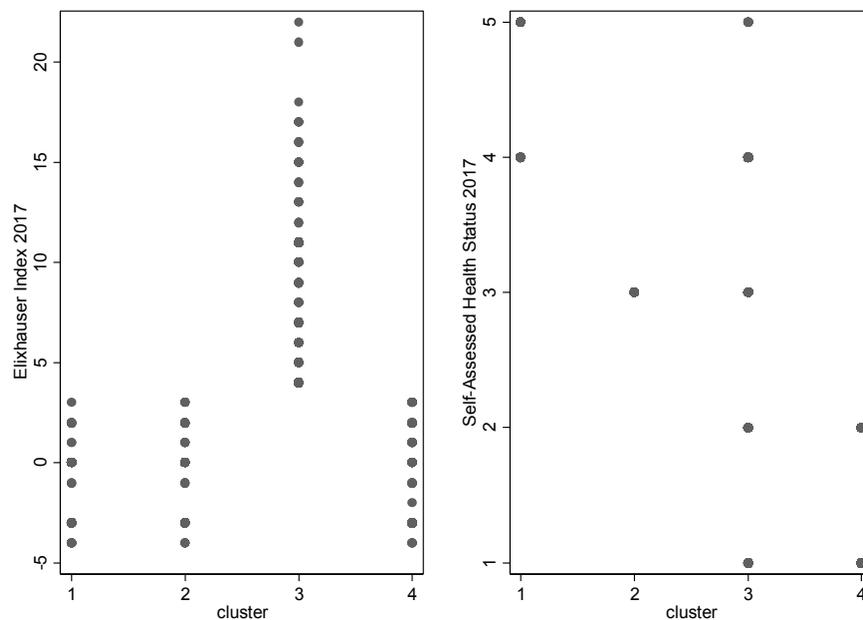
의료패널에서 순위 프로빗 모형을 추정하기 위한 건강상태 $h_{i,t}$ 의 정보를 수집해야 한다. 건강정보는 SESIM모형에서 건강상태 측정을 위해 이용하는 정보 중(Klevmarken & Lindgren, 2008), 의료패널에서 식별 가능한 정보를 취합했다. 구체적으로 △개인이 본인의 건강 상태에 대해 느끼는 주관적인 판단(주관적 건강상태, 5단계)과 △개인이 객관적으로 앓고 있는 상병 정보를 Elixhauser 동반상병지

11) Klevmarken & Lindgren(2008), 4장을 참조하여 모형을 구성한다.

12) 연속변수 전체를 포함하기 위해서 임계치 중, $\tau_0 = -\infty$, $\tau_4 = \infty$ 임을 쉽게 알 수 있다.

수13)를 구축하여 활용했다. 이와 같이 두 가지 성격이 다른 정보를 주관적/객관적 건강 정보를 합리적으로 조합하여 (식 3)에 제시된 4단계의 이산형 변수로 구성해야 한다. 이를 위해 다변량 자료 분석 방법 중 하나인 k-평균 군집화(k-means Clustering)기법을 통해 2가지의 정보 집합을 4개의 집단으로 구분했다. 그 결과 군집화 기법은 객관적인 건강 정보인 동반상병지수가 높은 집단을 하나의 집단으로 분류하고, 나머지 동반상병지수가 낮은 집단은 주관적 건강상태 정보를 활용하여 3개의 집단으로 구분하는 특징을 나타냈다(그림 1) 참조). 따라서, 객관적 건강정보인 Elixhauser 동반상병지수를 우선으로 하여 동반상병지수가 높은 집단을 건강상태가 가장 좋지 않은 집단($h_i = 1$)으로 규정짓고, 이후 주관적 건강상태 정보에 따라 그보다 건강상태가 좋은 집단을 차례로 규정($h_i = 2, 3, 4$)하는 방법을 이용했다.

[그림 1] 건강 상태(h_i)의 구성(K-평균 군집화) (2017년)



주: 2017년의 자료를 통해 k-평균 군집화 분석을 적용하면 이와 같이 집단이 구분지어진다. 이 때, Elixhauser 동반상병지수가 높은 cluster 3을 건강상태가 가장 좋지 않은 $h_i = 1$ 집단으로 규정한다. 이후, 주관적 건강상태의 구분에 따라 cluster 4를 $h_i = 2$, cluster 2를 $h_i = 3$, cluster 1을 $h_i = 4$ 로 구분한다. cluster 1, 2, 4는 Elixhauser 동반상병지수의 분포가 동일하므로, 주관적 건강상태에 따라 구분한다. 이와 같은 k-평균 군집화 결과는 2010~2017년의 모든 자료에 동일한 패턴으로 나타나는 특징이 있다.

마지막으로 의료패널의 주관적 건강상태 및 질병/손상 등으로 활동제한 여부는 의료패널 부가조사에서 수집할 수 있는데, 만 18세 이상 성인 가구원을 대상으로 하는 조사이므로 건강 상태 $h_{i,t}$ 는 만 18세 이상 표본만을 대상으로 측정된다. 따라서, 이 연구의 목적인 내원 일수의 추정도 만 18세 이상 인구에 한정되어 추정된다.

13) Elixhauser 동반상병지수는 개인의 사망률을 추정할 수 있는 주요한 31개의 질병군을 식별하는데 널리 활용되고 있는 지표로, van Walraven et al. (2009)가 입원 사망률과 각 질병군과의 상관관계를 통해 책정한 질병별 점수를 합산하여 동반상병지수를 산출했다. 지수는 정수 형태로 최소값 -19점, 최대값 +89점의 구간에 분포할 수 있다.

(식 4)는 관찰되지 않는 전기의 건강 잠재변수 h_{i-1}^* 및 이번기의 건강 잠재변수 h_i^* 를 종속변수와 설명변수로 활용한 식이다. 따라서, 일반적인 순위 프로빗 모형으로 추정하기가 어려우므로, Stegmuller(2013)에서 제안한 동태적 베이지안 순위 프로빗 모형(Bayesian dynamic latent ordered probit model)을 통해 추정했다. 베이지안 추정에는 영국의 Bugs Project에서 개발한 WinBUGS 프로그램을 활용했다.

2. 미시 모의실험 진행 과정

미래 시점으로 업데이트되어야 하는 개인 정보는 △연령 △성별 △대학 진학 여부 △배우자 유무 △의료급여 수급 여부 △장애 여부 △경제활동 여부 △개인 소득 수준(5분위)와 같다. 그 외 미래 시점의 인구 규모의 변화를 위해 표본 내에서 △출산 △사망의 사건들도 함께 시뮬레이션되어야 한다. 각각의 개인정보를 업데이트하는 과정은 사회 보장 체계의 효과를 증장기로 분석하고자 미시 모의실험 모형을 구축한 고제이 외(2016)에서 소개된 선행연구들과 고제이 외(2016)에서 구축한 DOSA 모형을 바탕으로 자료의 가용 여부와 모형의 복잡성 등을 고려하여 진행되었다.

가. 행태방정식 추정(출산, 경제활동 참여, 20~49세 여성 경제활동 참여, 대학진학 여부)

출산은 표본 내 새로운 인구 유입을 결정하는 요인이다. 출생한 개인은 만 18세부터 앞으로 소개될 각 모듈에 따라 개인 정보 및 건강상태를 부여받으며, 내원 일수 집계에 참여한다. 고제이 외(2016)에 따라 20~49세 여성으로 출산 가능 집단을 설정했으며, △연령 △연령 제곱 △경제활동 여부 △여성의 고등교육 진학 여부 △가구 내 자녀 수 △자녀 수 제곱 △배우자 유무 정보를 포함한 로지스틱 회귀모형으로 출산 확률을 추정한다. 추정된 확률 모형에 따라 매년 여성의 출산 확률이 부여되고, 확률에 따라 출산 사건이 시뮬레이션된다. 한편, 사망의 경우, 통계청에서 제공하는 2015년 기준 1세별 완전 생명표에 제시된 연령별 사망률을 기준으로 시뮬레이션되었다.

여성 경제활동 참여 행태는 출산에 영향을 미치는 주요한 변수로 20~49세 여성 대상으로 한정하여 모형화했다. 경제활동 참여 행태는 전기의 경제활동 참여 여부와 밀접한 관련이 있을 것으로 예상하여 모형에 포함했으며, 연령과 연령 제곱, 고등교육 진학 여부 또한 고려되었다.

표본에 속한 개인의 고등교육 진학 여부는 향후 개인의 다양한 활동을 결정짓는 주요 변수로 판단했다. 대학 진학 확률을 추정할 때 대학 진학에 대한 현실의 다양한 경우를 고려해야 하지만, 모형을 단순하게 구성하기 위해 대학 진학 기회를 갖는 집단을 18~19세 중 개인 중 고등학교에 진학중이라고 응답하지 않는 표본을 대상으로 대학 진학 확률을 추정했다. 역시 로지스틱 회귀모형을 추정했으며, 설명변수로 △가구 소득 5분위와 △부모의 학력(부모의 대학 진학 여부) 중 높은 학력을 기준으로 한 부모의 학력 수준이 사용되었다.

나. 전이 행렬 추정(가구 소득, 장애 발생, 배우자 유무)

일부 경로의존성이 높다고 판단되는 △가구 소득 5분위 △배우자 유무 △장애 발생 등의 정보는 행태방정식 추정이 아닌 전기 개인의 상태(status)에서 이번 기의 상태로 이전하는 확률을 추정¹⁴⁾해서 시뮬레이션에 활용했다. 비교적 쉽게 확률을 추정해서 모형에 적용할 수 있는 장점이 있다.

다. 자료

분석에는 한국의료패널 2010~2017년 자료를 활용했다. 개인의 건강상태를 구성하는 주관적 건강 상태 및 질병/손상으로 인한 활동제한 여부 정보가 2010년부터 수집되는 의료패널 부가조사에 포함되어 있기 때문이다. 모형안의 행태방정식 및 전이행렬은 2010~2017년 자료를 활용해서 모수를 추정했으며, 모의실험의 시작연도는 가장 최근 자료인 2017년을 기준으로 시작된다. 즉, 2017년 미시 자료가 모의실험의 초기 시작연도가 되어, 추정된 행태방정식 및 전이행렬의 정보에 의해 연단위로 분석 종료 시점인 2065년까지 업데이트된다.

의료 이용량 변수로 활용되는 입원 일수와 외래 방문 횟수는 미래 시점에 연단위로 집계되어, 의료패널에서 제공하는 2017년 가구원 가중치 횡단(통합표본)을 통해 전체 인구의 이용량으로 환산되었다. 또한 2010~2018년 「건강보험통계연보」에서 수집한 입원 1일당 평균 진료비/건강보험급여비와 외래 방문 1회당 평균 진료비/건강보험급여비와 한국은행에서 발표하는 소비자 물가 지수 중 외래환자서비스 및 병원서비스의 2010~2018년 물가지수의 변화의 관계를 회귀분석을 통해 추정한 후, 회귀모형 추정 결과와 8년간 연평균 물가지수 변동률(증가율)을 2065년까지 반영한 추정 물가지수를 활용해서 2065년까지의 매년 평균진료비/건강보험급여비를 추정한다. 추정된 입원 일수/외래 방문 횟수와 해당연도의 추정된 평균진료비/건강보험급여비를 곱해서 총 진료비/급여비 지출 규모를 추정한다.

IV. 분석 결과

(식 1)과 (식 2)의 영과잉 음이항 회귀모형을 통해 입원일수 및 외래방문횟수를 설명하는 모형을 추정한 결과는 <표 1>과 같다. 회귀모형 추정 결과는 대부분 합리적으로 예측 가능한 결과임을 알 수 있다. 전년도의 병원 이용은 당해연도의 의료이용량에도 양(+)의 상관관계를 나타냈으며, 의료패널의 건강 정보를 통해 추정한 건강지수($h_{i,t}$)는 병원 이용 횟수와 음(-)의 상관관계를 보이고 있음을 알 수 있다. 건강할수록 병원 방문 횟수가 줄어든다는 상식에 부합하는 결과이지만, 이 결과를 통해 앞서 복잡한 과정을 통해 측정한 개인의 건강지수가 합리적으로 구축되었음을 간접적으로 확인할 수 있다. 연령이 높아질수록 병원 방문 횟수가 높으며, 고등교육 진학 경험이 있는 경우 내원 일수가

14) stata의 xtttrans 명령어를 활용했다.

다소 낮음도 관찰되었다. 마지막으로 의료급여 수급 대상자의 입원 일수 및 외래방문횟수가 의료급여 미수급자에 비해 높음도 확인할 수 있다.

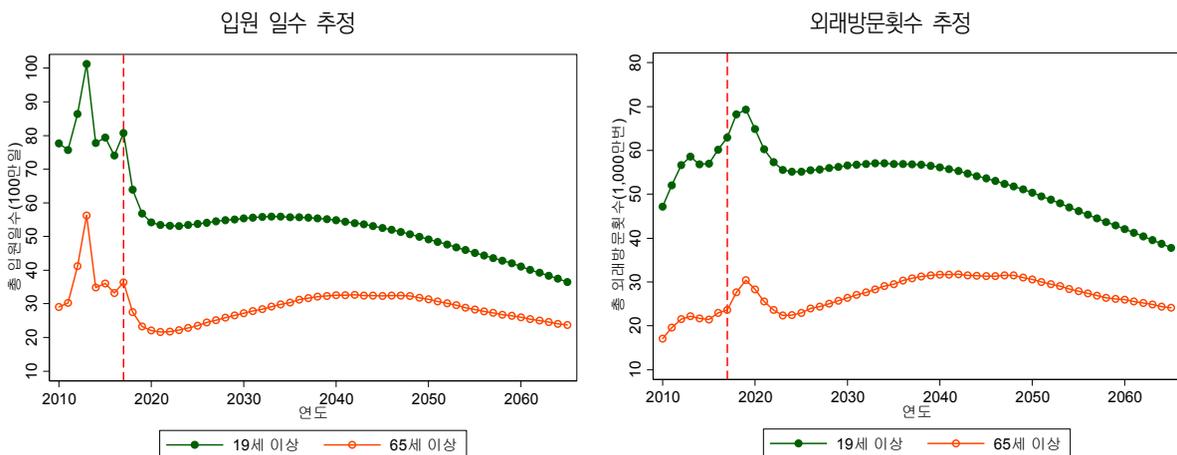
〈표 1〉 입원 일수 및 외래방문횟수 회귀 모형 추정 결과

	입원 일수		외래방문횟수	
	계수	p-value	계수	p-value
전기($t-1$) 입원일수	0.0160 (0.0011)	***		
전기($t-1$) 외래방문횟수			0.0205 (0.0002)	***
건강지수	-0.1191 (0.0174)	***	-0.0926 (0.0039)	***
성별(기준:남성)				
여성	0.0582 (0.0348)	*	0.1496 (0.0078)	***
연령(기준:19~34세)				
35~44세	0.1097 (0.0842)		-0.0008 (0.0178)	
45~54세	0.3626 (0.0830)	***	0.1808 (0.0177)	***
55~64세	0.4031 (0.0814)	***	0.4069 (0.0181)	***
65~74세	0.3939 (0.0830)	***	0.5799 (0.0186)	***
75~84세	0.5409 (0.0875)	***	0.5555 (0.0202)	***
85세 이상	0.5214 (0.1495)	***	0.4193 (0.0378)	***
대학 진학 경험 여부(기준: 고졸 이하)				
대학 진학 경험	-0.2350 (0.0493)	***	-0.1104 (0.0098)	***
배우자 유무(기준: 배우자 없음)				
배우자 있음	-0.1768 (0.0396)	***	0.0433 (0.0094)	***
의료급여 수급 여부(기준: 의료급여 미수급자)				
의료급여 수급자	0.1230 (0.0693)	*	0.1236 (0.0188)	***
경제활동 여부(기준: 경제활동 하지 않음)				
경제활동 참여	-0.0527 (0.0325)		-0.0019 (0.0072)	
장애 여부(기준: 장애 없음)				
장애 있음	0.0948 (0.0535)	*	0.0174 (0.0137)	
소득 (기준: 1분위)				
소득 2분위	0.0235 (0.0490)		0.0190 (0.0121)	
소득 3분위	0.0043 (0.0548)		0.0184 (0.0129)	
소득 4분위	-0.0973 (0.0584)	*	0.0131 (0.0134)	
소득 5분위	-0.2181 (0.0615)	***	0.0033 (0.0138)	
상수	2.3650 (0.1116)	***	2.2416 (0.0248)	***

이와 같은 회귀모형 추정 결과와 앞서 서술된 전이행렬 및 행태방정식의 추정 결과를 종합하여, 미시 모의실험 모형을 추정된 결과를 입원 일수 추정 및 내원 일수 추정을 중심으로 살펴본다(그림 2 참조). 미시 모의실험 모형을 통한 입원 일수 및 외래방문횟수 추정 결과, 의료 서비스 이용량이 약 2035~40년 시점까지 다소간의 증가세를 유지하다가 그 이후 감소하는 추세를 나타내는 것으로 추정되었다. 입원일수는 2031~2037년 동안 연 5,600만(일)로 정점에 다다른 이후, 감소 추세가 시작되어 2065년에는 3,652만(일), 약 35%가 감소한다. 65세 이상 고령층 역시 2042년 3,264만(일)의 최고점 이후, 감소 추세를 나타내고 있다. 한편 약 2040년경 시작되는 감소추세에도 불구하고 전체 입원 일수 대비 65세 이상 고령층의 입원 일수는 만 19세 이상 입원 일수 중 60%이상의 비중을 꾸준히 유지하고 있다. 고령층의 입원 이용 비중이 높음을 확인할 수 있다.

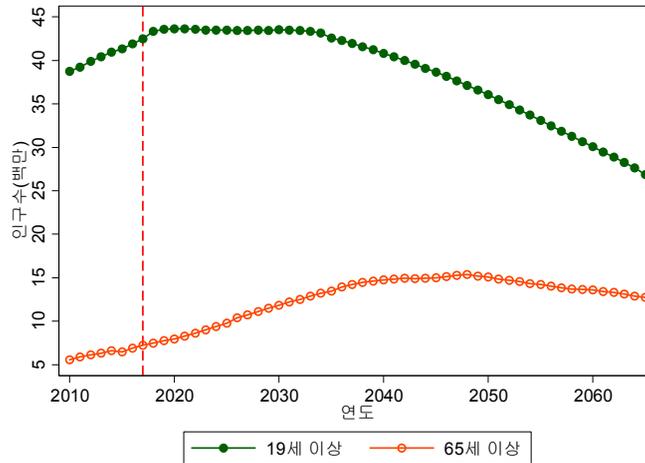
외래 방문횟수 역시 비슷한 추세를 보이고 있다. 2034년에 5억 7,090만(회)의 외래 방문 이후로 외래 방문횟수는 감소하기 시작하여, 2065년 3억 7,823만(회)까지 줄어든다. 고령층 역시 2047년 3억 1,487만(회) 이후 2065년에 2억 4,094만(회)까지 방문 횟수를 줄이지만, 고령층의 외래 방문 점유율은 2065년 기준 63.7%에 달하는 것으로 나타난다.

[그림 2] 입원 일수/외래방문횟수 추정



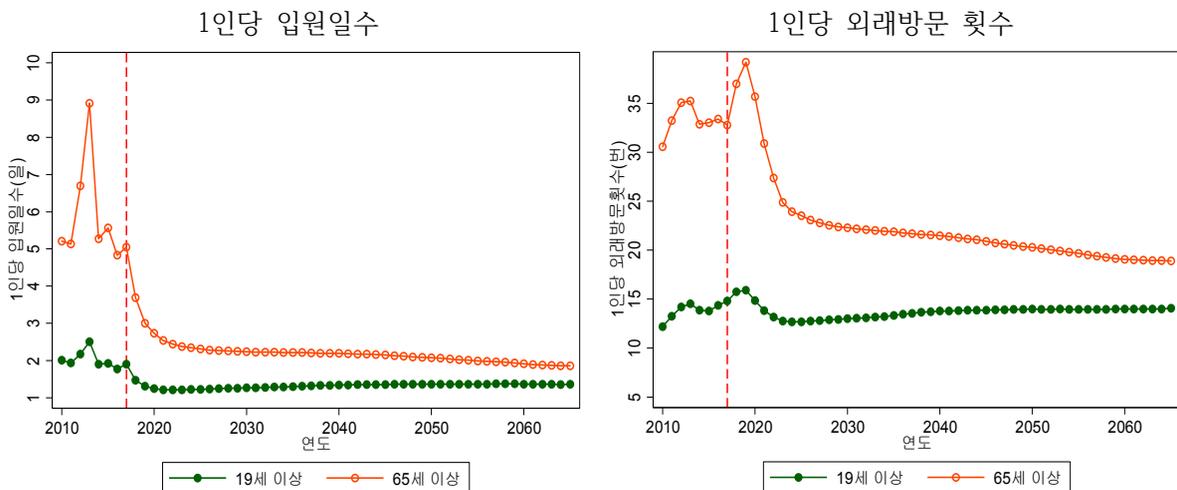
이러한 현상은 먼저 미래 시점의 인구 감소로 일부 설명될 수 있다. 출생과 사망의 모듈을 통해 만 19세 이상 인구수 변화를 추정하면 2030년대 중반부터 인구 감소가 시작되어 2065년에 약 2,688만명 수준까지 하락하는 것으로 집계되었다. 물론 이 추정치의 실효성에 대해서는 보다 정교한 검토가 필요하지만, 저출산 고령화 시대에 우리가 예상하는대로 한국의 인구수는 상당히 감소할 가능성을 보여주고 있다. 이와 같은 인구 감소가 [그림 3]에 나타나는 총 내원일수의 감소를 견인하는데 기여했다고 생각할 수 있다. 65세 이상 고령층은 2040년대 후반까지 1,500만명대로 꾸준히 상승추세를 보이다가 이후 약간의 감소세를 보이는 점을 확인할 수 있다. 1946~1964년 태생의 베이비붐세대의 퇴장이 마무리되어가는 시점부터 고령층의 절대 규모의 증가는 다소 완화된다.

[그림 3] 인구 추정(2018~2065년)



그러나 모든 입원일수/외래방문 횟수의 감소가 인구수의 감소 외 개인의 의료 이용 행태의 변화를 야기하는 요인에 의해 영향을 받을 수 있다. 이를 확인하기 위해 1인당 입원일수와 외래 방문 횟수의 추정치를 검토했다(그림 4 참조). 전반적으로 1인당 입원 일수 및 외래 방문 횟수는 큰 폭의 증감세가 나타나지 않는다. 특히 주목할 점은 65세 이상 고령층을 중심으로 평균 입내원일수가 다소 감소하는 추세를 보인다는 점이다. 즉, 의료 이용량의 상당 부분을 점유하고 있는 고령층에서 평균적으로 의료 서비스 이용이 다소 낮아지는 효과가 관찰된다.

[그림 4] 1인당 입원 일수/외래방문횟수 추정

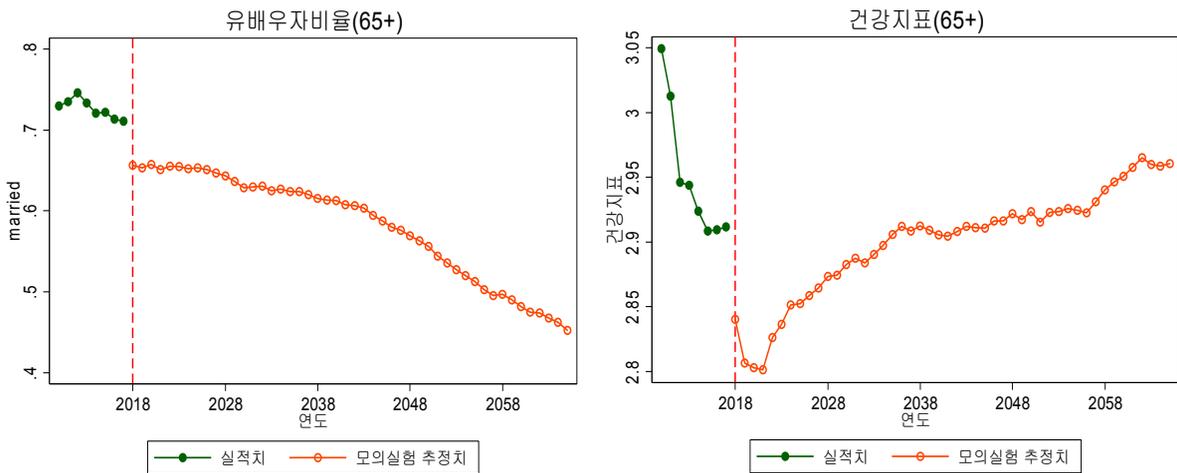


미시 모형을 구성하고 있는 요인들의 추정치 추이를 검토하면 두드러진 변화를 보이는 일부 변수를 관찰할 수 있다. [그림 5]에는 그 중 고령층의 고등교육 진학률과 건강지표의 변화를 제시했다. 한국교육개발원에서 발표한 「교육통계분석자료집」에 따르면 고등교육기관의 진학률은 지난 2015~2019년 동안 꾸준히 67.4~67.8%를 유지하고 있다. 이와 같은 높은 대학 진학률은 미래 65세 이상 고령층의

높은 고등교육 진학률로 이어지며 의료 이용에 영향을 줄 수 있다. <표 2>에 제시된 회귀분석의 결과처럼 고등교육의 진학은 입원 일수 및 외래 방문 횟수에 모두 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. 따라서, 미래 고등교육의 경험이 있는 고령층의 비중이 높아지며, 이는 의료 서비스 이용의 행태에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 보인다. 이는 교육연수가 높아질수록 흡연 및 음주 등 건강위험행위를 하지 않으며 운동 등 건강에 도움이 되는 행동을 늘리는 행태 변화를 규명한 선행 연구와도 연결될 수 있는 결과이다(Cutler & Lleras-Muney, 2010).

또한 고령층의 건강 상태가 개선되는 가능성도 확인할 수 있다. 4점 만점의 건강 지표는 의료패널 실적치(2010~2017년)에서는 대략 평균 2점대 후반으로 파악되는데, 시뮬레이션 초기값이 실적치에 비해 낮게 형성되기는 하지만 미래 시점으로 시뮬레이션되면서 지속적인 상승 추세를 보이는 것을 알 수 있다. 조성법 등 건강보험 장기 추계 모형에서 가정을 통해 반영하고 있는 건강한 고령화(healthy ageing)의 효과를 미시 모의실험 모형에서는 모형 내에 내생화시켜 정량적으로 추세를 확인할 수 있다. 고령층의 건강한 고령화가 미래 의료 이용량을 효율적으로 통제하는데 영향을 줄 수 있는 요인임을 자연스럽게 식별할 수 있다.

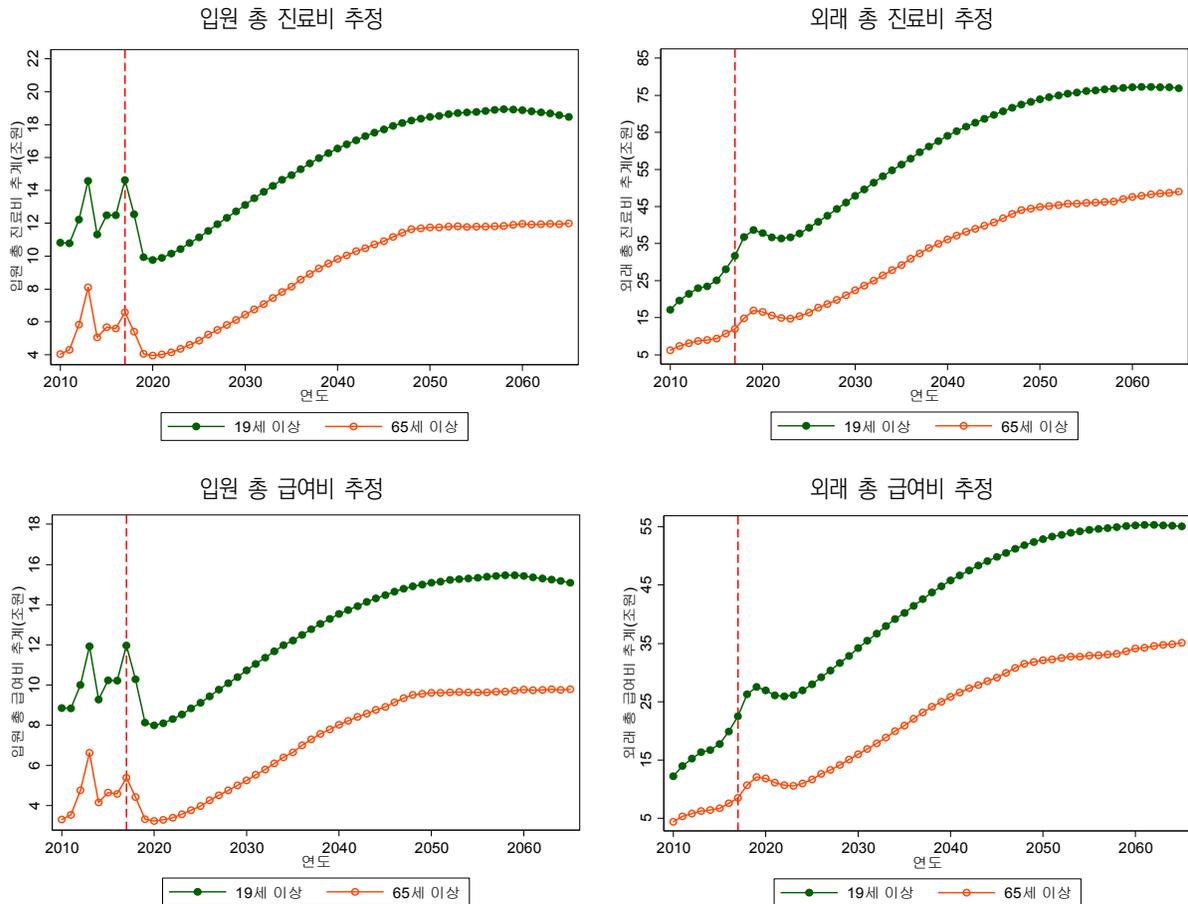
[그림 5] 65세 이상 고령층의 고등교육진학률 및 건강지표 추정



마지막으로 입원 1일/외래 1회 방문 당 평균 진료비 및 건강보험 급여비의 과거 실적치와 미래 추정치를 반영하여 만 18세 이상/65세 이상의 의료비 지출 추이를 시뮬레이션했다([그림 6] 참조). 18세 이상 인구 대상의 입원 진료비로 2065년 기준 약 18.5조원, 외래 진료비로 약 76.9조원 정도가 소요되는 것으로 추정되었으며, 이 중 건강보험에서 부담하는 급여비는 각각 15.1조, 55.1조로 집계되었다. 18세 이상의 일부 집단을 대상으로 입원 및 외래 방문 서비스의 재정 소요만을 추정했으므로 직접 비교가 어렵지만, <표 3>의 기존 의료비 장기 추계의 일부 OECD 방식의 조성법 추정에서 나타나는 400~800조원 대의 의료비 지출 추계치보다 낮게 추정됨을 확인할 수 있다. 장기 추계 모형에 따른 추계 결과의 극명한 차이는 지속적인 추계 모형의 발전 및 추정 비교를 통해 검증해나가야 할

연구과제로 생각된다. 한편 미시 모형을 통한 추정의 결과가 미래 보건의료 재정의 상대적 건전성을 의미하는 것으로 해석될 수 없다. [그림 3]에서 확인한 인구의 감소는 건강보험 및 보건의료 지출의 재원 조달에 대한 진지한 고민이 필요함을 확인하는 결과이다.

[그림 6] 진료비/급여비 추정



주: 진료비는 건강보험 급여 서비스에 속하는 입원, 외래 서비스의 총 진료비를 의미하며, 급여비는 그 중 건강보험에서 부담하는 지출로, 진료비에서 본인부담금을 제외한 지출을 의미한다.

〈표 3〉 장기추계 관련 선행연구 결과 요약

구분	시계열방식		OECD 방식							
	박일수 외 (2011)		기획재정부 (2015)		원종욱 외 (2011)		사보위(2016)	OECD (2013)	김우현·이은경 외(2018)	
	수준	GDP 대비	수준	GDP 대비	수준	GDP 대비	GDP대비 공공의료비	GDP대비 공공의료비	수준	GDP 대비
2020	74.4	4.68	81.5	4.3	109.3	5.0	-	-	72	3.6
2030	126.4	-	191.0	6.3	239.2	6.9	7.5(5.6)	-	150	5.2
2040	173.8	-	367.4	8.4	406.2	8.1	9.9(7.4)	-	275	7.1
2050	205.0	7.29	611.2	10.2	572.4	8.3	13.0(9.8)	-	446	8.8
2060	-	-	884.8	11.1	-	-	-	7.0~10.9 (5.3~8.2)	887	10.4

자료: 김우현 외(2018)

V. 결론

미시 모의실험 모형은 미국, 캐나다, 스웨덴 등 주요국에서 보건의료 정책 및 재정 소요 추계를 위해 폭넓게 활용되고 있다. 특정 상병의 치료법이 해당 상병 집단의 건강 및 의료비 지출에 미치는 영향을 추계하는 미시적인 정책 효과 분석부터 국가 전체 인구의 의료비 지출에 영향을 미치는 개별 요인들의 상호 작용 및 인구의 건강 요인과 관련된 요인들의 변화를 반영해서 전체 서비스 이용 및 의료비 지출 규모를 동태적으로 추정해낼 수 있는 장점을 가지고 있다.

이 연구에서는 스웨덴의 SESIM모형과 고제이 외 (2016)에서 고안한 DOSA모형을 참고하여, 입원 일수 및 외래 방문일수 등 미래 의료 서비스 이용량을 추정할 수 있는 미시 모의실험 모형을 구축했다. 그 결과 2035~2040년을 정점으로 18세 이상 인구의 총 입원일수와 외래방문 횟수가 감소함을 관찰했다. 이에 대한 18세 이상 인구의 감소가 주요한 원인이 될 수 있으며, 미시 모형의 세부 변수 변화를 통해 미래 인구의 고등교육 진학률 증가, 건강한 고령화 현상 등이 정량적으로 식별되었다. 마지막으로 입원 및 외래 서비스에 대한 진료비/급여비 지출 추계를 통해 미래의 보건의료 재정 소요를 부분적으로 검토하고자 했다.

이 연구는 자료의 한계로 18세 이상 인구를 대상으로 의료 서비스 이용량을 추계했다는 한계가 있다. 또한, DOSA모형만큼 정교하고 세부적인 모형 구성을 통해 세부 보건의료 정책의 효과를 유연하게 분석할 수 있는 방식으로 발전시켜야 한다. 단, 모형의 복잡성과 안정성을 동시에 추구하는 미시 모형 연구자는 어느 수준까지 세부 모형을 복잡하고 정교하게 구축해야 하는지 결정하는 과정에서 이를 뒷받침할만한 풍부한 자료가 확보될 수 있는가에 대한 현실적인 문제에 직면하게 된다. 미시 모의실험을 구축하는 연구자들은 모형의 복잡성과 안정성을 균형있게 조정하며 불안정한 모형 속에서 유의미한 연구 결과를 얻기 위해 노력하고 있다. 향후 보건 의료 관련 행정 자료 및 세부 진료 자료가 모형을 중심으로 적극적으로 활용되어 강건한 보건의료 관련 정보들이 생성되기를 기대해본다.

참고문헌

- 김우현, 이은경, 김대환, 김 윤. (2018). 건강보험 보장성 강화 정책의 효과 분석: 4대 중증질환을 중심으로. 한국조세재정연구원.
- 고제이, 권혁진, 신우진, 류재린, 하솔잎, & 조남운. (2016). 미시모의실험 기반 중장기 사회 재정 영향 평가 모형 개발-노후 소득 보장 정책을 중심으로.
- 박승준 & 강종윤 (2014). 건강보험 중·장기 재정추계 모형연구. 국회예산정책처.
- 박형수 & 전병목 (2009). 사회복지 재정분석을 위한 중장기 재정추계모형 개발에 관한 연구. 한국조세연구원.
- 백미라, & 정기택. (2016). Future Elderly Model 을 활용한 중· 고령자의 연령집단별 3 대 만성질환 의료비 변화 예측. 보건행정학회지, 26(3), 185-194.
- 정형선, 신정우, 이준협, 정완교, 하솔잎, 이슬기, 장준. (2015). 국민의료비 미래추계 구축방안. 보건복지부, 연세대학교 원주산학협력단, 한국보건사회연구원.
- Astolfi, R., Lorenzoni, L., & Oderkirk, J. (2012a). A comparative analysis of health forecasting methods.
- Astolfi, R., Lorenzoni, L., & Oderkirk, J. (2012b). Informing policy makers about future health spending: a comparative analysis of forecasting methods in OECD countries. *Health Policy*, 107(1), 1-10.
- Chrysanthopoulou, S. A. (2017). MILC: A Microsimulation Model of the Natural History of Lung Cancer. *International Journal of Microsimulation*, 10(3), 5-26.
- Cutler, D. M., & Lleras-Muney, A. (2010). Understanding differences in health behaviors by education. *Journal of health economics*, 29(1), 1-28.
- Getzen, T. E., & Poullier, J. P. (1992). International health spending forecasts: concepts and evaluation. *Social Science & Medicine*, 34(9), 1057-1068.
- Klevmarken, A., & Lindgren, B. (Eds.). (2008). *Simulating an ageing population: a microsimulation approach applied to Sweden*. Emerald Group Publishing Limited.
- Stegmueller, D. (2013). Modeling dynamic preferences: A Bayesian robust dynamic latent ordered probit model. *Political Analysis*, 21(3), 314-333.

장기요양서비스 이용자의 본인 부담금 변화궤적의 잠재계층 유형과 부양 스트레스와의 관계 검증

이희정(서울사회복지대학원대학교 사회복지학과)

요약

본 연구는 한국의료패널(Korea Health Panel:KHP)의 2015(9차)년부터 2017년(11차) 자료를 사용하여 노인장기요양서비스 이용자의 본인 부담금 변화 궤적에 따른 잠재계층을 탐색하고 잠재계층을 예측하는 변인과 본인 부담금 잠재계층이 스트레스에 미치는 영향을 살펴보았다. 이를 위해 노인장기요양서비스 이용자들이 3개년에 걸쳐 지출한 요양비 변화궤적이 서로 다른 하위 집단을 구분하기 위해 성장혼합모형 분석을 수행하였다. 분석결과 첫째, 노인장기요양서비스 이용자의 본인 부담 요양비 종단적 변화궤적은 2개의 하위 집단으로 분류되는 것으로 나타났으며, 이를 상집단과 하집단으로 명명하였다. 둘째, 구분된 2가지 잠재집단에 영향을 주는 변인들을 검증한 결과, 배우자 유무, 교육수준, 요양등급, 의료보장, 주 간병인 돌봄시간과 지각된 부담감 변인이 의미있는 것으로 나타났다. 즉 본인 부담금이 적은 집단은 본인 부담금이 많은 집단에 비해 배우자가 없고, 교육수준이 낮고, 일상생활 의존이 덜 심하고, 의료보장 수준이 열악하며, 주 간병인의 돌봄시간이 적고 부담감을 덜 지각할 가능성이 높은 것으로 나타났다. 셋째, 노인장기요양서비스 이용자의 본인부담 요양비가 많을수록 그들이 지각하는 부양 스트레스는 더 높은 것으로 나타났다. 본 연구는 노인장기요양서비스 이용자의 본인 부담금의 종단적 변화궤적에 대하여 성장혼합모형을 적용하여 노인장기요양보험 이용자의 본인부담금, 이를 설명하는 변인과 부양 스트레스와의 관련성을 검증하고 이에 따른 함의에 대해 논의하였다.

I. 서론

노인장기요양보험제도가 운영되기 위한 재원은 보험료, 국가지원, 본인일부부담으로 구성된다(진영란, 백성희, 백일훈, 원선임, 조진희, 최인덕, 최태자, 2019). 즉 건강보험료를 내는 사람(직장가입자, 지역가입자)은 장기요양보험료를 내야 하며, 장기요양보험료는 건강보험료액에 장기요양보험료율을 곱하여 산정한다. 국가는 보험료 예상 수입액의 20%를 국고에서 부담한다. 국가와 지방자치단체는 의료급여수급권자의 장기요양급여비용, 의사소견서 발급비용, 방문간호지시서 발급비용 중 공단이 부담하여야 할 비용 및 관리운영비의 전액을 부담한다. 본인일부부담금은 첫째, 급여 대상자가 시설급여를 이용하면 20%, 재가급여를 이용하면 15%를 본인이 부담한다. 저소득층, 의료급여수급권자 등은 법정 본인부담금의 100분의 40~60%를 경감하여 준다. 단, 국민기초생활수급권자는 본인부담금이 없다. 단, 비급여 항목은 전액을 본인이 부담한다.

2018년 8월 1일부터 국민건강보험공단은 장기요양급여를 이용하는 수급자의 본인부담 완화를 위해 본인부담 감경대상자를 확대하고, 소득수준에 따라 본인부담 감경률을 달리 적용하고 있다. 즉 40% 감경대상자는 가입자 종류 및 가구원수별 보험료 순위 25%를 초과하고 50%미만인 자이며, 60% 감경 대상자는 가입자 종류 및 가구원수별 보험료 순위 0%초과 25%이하인 자와 국민건강보험법 시행규칙 제 15조에 따라 건강보험 본인부담액 경감 인정받은 자이다(보건복지부, 국민건강보험공단, 2019). 재가급여는 월 한도액이 장기요양등급 별로 한 달(매월 1일부터 말일까지)동안 재가급여를 이용할 수 있는 한도 금액으로 방문요양, 방문목욕, 방문간호, 주·야간 보호, 단기보호를 이용하는 경우 적용된다. 단, 복지용구, 의사소견서와 방문간호지시서 발급 비용은 월 한도액에 포함되지 않는다. 월 한도액을 초과하여 장기요양급여를 이용할 경우 초과금액은 전액 수급자 본인이 부담한다. 2019년 1월 1일 기준으로 1등급 월 한도액은 1,456,400원, 2등급 월 한도액은 1,294,600원, 3등급 월 한도액은 1,240,700원, 4등급 월 한도액은 1,142,400원, 5등급 월 한도액은 980,800원, 인지기원등급 월 한도액은 551,800원이다(보건복지부, 국민건강보험공단, 2019).

노인장기요양보험제도를 통하여 이용자와 가족에게는 가족의 부양부담 감소와 가족관계의 만족 향상, 제도 이용자 가족의 경제활동과 사회활동 증가에 대한 효과가 있음을 보고하고 있다(양난주, 2013). 그러나 제도 이용자 가구의 본인 부담 요양비에 대한 연구는 거의 없는 실정이다.

박현숙과 한지영(2017)은 공단 제공 장기요양 서비스 본인부담금은 1-3등급 수급자는 '100,000-299,999원'이 0원 다음으로 많았고, 등급 간 차이가 있다고 하였다. 노인장기요양보험제도는 제도 이용자 가구의 보건의료비에 통계적으로 유의한 영향을 주어 보건의료비가 증가($\beta=3.06$)하는 효과가 나타났다. 그러나 총생활비, 기본비, 교육비, 교양오락비에서는 통계적으로 유의한 효과가 나타나지 않았다. 따라서 전반적인 제도의 효과를 나타내기 위해 본인부담금을 낮추고, 제도의 서비스의 내용과 질 향상을 높이도록 노력해야 할 것이라고 제안하고 있다(이현주, 김지현, 2019). 노인장기

요양보험제도의 소비·지출효과를 분석한 Iwamoto 등(2010)은 일본의 장기요양보험 이 수급 가구의 복지손실을 감소시키고 가구 내 장기적 요양(LTC)이 필요한 가구의 요양에 사용되는 소비를 감소시켰다고 하였다. 그러나, Hideki(2008)는 자산조사에 근거한 Long Term Care(LTC)제도와 건강상태에 근거한 LTC제도를 실증 분석하여 LTC프로그램이 소득계층에 따라 다른 소비·지출형태가 나타난다는 것을 보여 주었다. 저소득층 및 건강상태가 낮은 계층에서는 LTC 제도가 의료비 지출을 감소시키고, 중간소득의 건강상태가 낮은 계층에서는 의료소비·지출이 증가하였으며, 고소득층에는 LTC제도가 적합하지 않다는 결과를 나타냈다. 따라서 가구의 소비·지출은 노인장기요양보험제도가 제도 이용자와 그 가족에게 미친 다양한 효과들이 반영된다고 할 수 있다.

장기요양제도에서 서비스 가격은 수가를 통해 결정된다. 서비스 제공자에게 보상되는 서비스에 대한 대가로 공급자에게 지불되는 가격이 수가이다(임정기, 2019). 그런데, 노인장기요양보험 이용자의 본인 부담금이 의미하는 것은 무엇일까? 장기요양서비스 신청자는 서비스 이용의 잠재적 욕구를 반영하는 것일 수 있다. 장기요양신청자 수는 2008년 356천명에서 2016년 849천명으로 약 2.4배 증가하였으며, 이 중 경감대상자의 수가 높게 나타났다(임정기, 2019). 장기요양신청자 중 요양등급 판정을 받은 대상자는 2010년 270만명에서 2016년 약 52만명으로 증가하였다. 등급별로 살펴보면, 경증대상자의 비율이 높은 편이며 특히 2013년 3등급 대상자의 등급판정 비율이 매우 높아졌다(임정기, 2019). 2014년부터는 치매노인을 대상으로 하는 4, 5등급이 신설되어 3등급 비율의 가속화가 급속히 떨어졌다. 2016년에는 4등급이 3등급보다 인정자 수가 높게 나타나고 있어 치매노인의 욕구가 증가되고 있다.

노인장기요양보험 서비스의 본인 부담금의 변화궤적에 관한 선행연구는 많지 않으므로, 본 절에서는 노인장기요양보험 서비스 이용률, 노인장기요양서비스 이용자들의 스트레스 관련 개관에 대해 고찰하도록 하겠다. 정우철(2016)은 앤더슨 모형을 활용하여, 국민기초생활 대상자의 서비스 이용률은 소인성 요인, 가능요인과 욕구 요인의 영향을 받는데, 보험의 방식이나 지불 방식은 소규모 변인 중 한가지이며, 이같은 소규모 변인은 의료이용에 영향을 미치는 것으로 보았다. 또한 인구구성(나이, 인종, 교육수준, 소득, 보험 유무 및 보험자 등) 비율 중 교육수준, 소득, 보험 유무와 보험자는 영향을 미치는 변인이라고 보았다. 유승흠 외(1986)는 이환율, 외래이용률, 입원이용률을 종속변인으로 하여 시와 읍면을 구분하여 요인분석한 결과, 의료보험을 적용받은 집단과 적용받지 않은 집단과의 차이가 존재한다고 보고하고 있다.

의료보장 형태도 의료급여 이용에 영향을 줄 수 있는데, 이용재(2007)는 의료급여 1종 환자의 경우 농어촌 지역일수록, 노인 인구가 적은 지역일수록, 보건기관과 입원 병상수가 많은 지역일수록 1명당 진료일수 및 진료비가 증가하는 것으로 나타났고, 의료급여 2종 환자의 경우 재정자립도가 높을수록, 보건기관이 많을수록 1명당 진료일수 및 진료비가 증가하는 것으로 밝히고 있다.

배우자 유무는 장기요양 서비스 이용자와 가족의 삶의 질에 영향을 주는데, 돌봄이 필요한 노인에게

배우자가 있는 경우 자녀들의 돌봄부담이 경감되어 가족관계 만족도가 높아지는 반면, 공적 노인돌봄 제도 수혜자인 노인은 서비스 만족도가 높지 않다고 보고하였다(김미연, 2019). 송미숙과 송현종(2018)도 배우자가 없는 기초생활수급자가 노인장기요양보험 시설급여 이용을 선호하는 것으로 보고하고 있다.

본 연구대상에서의 주 간병인은 배우자, 며느리, 아들의 순으로 보고되고 있는데, 박창제와 이성진(2011)은 재가서비스 이용 노인의 주 부양자는 시설이용 노인의 주부양자에 비하여 여성, 고연령, 저학력의 비율이 높게 나타나며, 건강상태가 나쁘고 소득이 낮은 편이라고 하였다. 또한 장기요양서비스 이용 유형별로 부양자의 스트레스 경로 형태는 달리 나타나는데, 부양 스트레스는 노인의 신체적 의존도와 문제행동 또는 인지력 부족으로 인해 부양자들이 부양과업 수행에 어려움이 야기되는 경우 부양자들이 겪는 부정적 경험이고, 신경과민 수준을 반영하는 주관적 부담(subjective burden)인데, Aneshensel 외(1995)는 노인부양 스트레스원은 1차적 스트레스와 2차적 스트레스로 구분된다고 하였다. 즉 1차적 스트레스는 노인의 인지상태, 문제행동, 일상생활동작 의존성과 노인의 저항 등을 들고 있고, 2차적 스트레스는 부양자가 되는 가족원은 노인의 질환이나 기능장애가 심화됨에 따라 책임과 활동량이 변화하고 그만큼 생활에 영향을 크게 미치는 일련의 경험을 겪게 된다고 보았고, 근로 갈등, 가족갈등, 그리고 자아상실 등을 2차 스트레스로 정의하였다. 이 중 방문요양 이용 부양자는 자아상실이 우울에 크게 영향을 미치며, 노인요양시설 이용 부양자는 근로갈등과 가족갈등이 우울에 직접적 영향을 미친다고 하였다.

이상의 선행연구에 따라 본 연구에서는 한국의료패널의 9차년도부터 11차년도 자료를 통해 얻어진 장기요양서비스 이용자의 본인부담 요양비 변화궤적에 따른 잠재집단의 분류는 어떻게 나타나며, 장기요양서비스 이용자의 본인부담 요양비에 영향을 미치는 이용자의 사회인구학적 변인, 이용자의 특성과 돌봄 시간과 부담감 정도 변인의 영향력은 어떠한가, 장기요양서비스 이용자의 종단적 변화 유형은 스트레스와 관련성이 있는지 실증적으로 탐색하고자 한다. 이러한 목적을 달성하기 위해 설정한 연구문제는 다음과 같다.

연구문제 1. 장기요양 서비스 이용자의 본인부담 요양비의 변화에 따라 분류되는 집단은 몇 개이며, 그 형태는 어떠한 양상을 보이는가?

연구문제 2. 장기요양 서비스 이용자의 본인부담 요양비 변화에 있어서 잠재집단을 결정짓는 변인들, 즉 이용자의 사회인구학적 변인, 이용자의 특성, 돌봄 시간과 부담감 정도 중 유의한 변인은 무엇인가?

연구문제 3. 장기요양 서비스 이용자의 본인 부담 요양비 변화에 따라 분류된 잠재집단은 이용자가족이 지각한 부양 스트레스의 차이가 존재하는가?

II. 연구방법

1. 조사대상

본 연구는 한국의료패널(Korea Health Panel: KHP)의 2015년(9차)부터 2017년(11차)까지 수집된 자료를 활용하였다. 한국의료패널은 보건의료와 건강보험 정책의 근거가 되는 연구 수행을 위하여 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 매년 수집하는 자료이다. 한국의료패널의 표본은 2005년 인구주택조사를 모집단으로 한 확률비례 층화집락 방식으로 추출되었으며, 2008년 자료 기준 전국 7,866가구, 21,283명으로 구성되었다. 자료 수집 시간 경과에 따른 표본 탈락 문제를 보완하기 위해 8차(2013년)에 2,222가구 규모의 신규 표본이 추가되었다. 한국의료패널은 건강가계부와 의료영수증을 근거로 의료서비스 이용 행태를 구체적으로 조사하고 있을 뿐 아니라, 장기요양(LTC) 설문은 2009년부터 매년 1회 조사(2009년, 2010년 하반기, 2011년, 2012년, 2013년, 2014년, 2015년, 2016년, 2017년) 실시로, 차수별 데이터를 연간데이터로 생성되어있다.

[표 1] 2015년 기준 연구 대상자 특성

변인	특성	빈도(퍼센트)
성별	남성	8728(48.1)
	여성	9402(51.9)
배우자 유무	유: 혼인 중(사실혼 포함)	9736(13.0)
	무: 사별 또는 실종 + 이혼	65219(87.0)
교육수준	무학(문자해독불가+문자해독가능)	1438(7.9)
	초등학교 1학년 ~ 6학년	3445(19.0)
	중학교 1학년 ~ 3학년	2257(12.4)
	고등학교 1학년 ~ 3학년	5206(28.7)
	대학교1학년 ~ 6학년	5365(29.6)
	대학원 석사	304(1.7)
	대학원 박사	115(0.6)
의료보장	공무원, 교직원 건강보험	1117(6.2)
	직장 건강보험	11343(62.6)
	지역 건강보험	4845(26.7)
	의료급여 1종	391(2.2)
	의료급여 2종	220(1.2)
	건강보험가입 + 특례자	111(0.6)
	국가유공자 특례(건강보험 가입하지 않음)	16(0.1)
	미가입(외국국적)	3(0.1)
	건강보험체납 - 급여정지	5(0.1)
	건강보험 + 차상위 경감 대상자	79(0.4)

[표 1]의 연구대상자 특성은 ind 코딩북에 근거한 2015년 기준의 특성이며, 배우자 유무에서 배우자가 있는 경우에 사실혼이 포함되어 있고, 교육수준은 대학교, 고등학교의 순으로 나타나고 있으며, 의료보장 형태 중 직장 건강보험, 지역건강보험의 순으로 분포되어 있다.

[표 2-1] 2015년 연구 대상자의 장기요양서비스 관련 특성

변인	범주	빈도(퍼센트)
노인장기요양등급의 최종 판정 여부	예	157(84.4)
	아니오	29(15.6)
요양등급	1등급	19(10.2)
	2등급	23(12.4)
	3등급	72(38.7)
	등급판정절차진행중 또는 신청철회 등	29(15.6)
	등급외(A)	7(3.8)
	등급외(B)	2(1.1)
	2015년 조사부터 해당하는 보기문항 (1-4등급, A,B,C등급 총 7개의 답가지)	34(18.3)
생활하는 장소	집	103(65.6)
	노인요양시설	20(12.7)
	노인요양공동생활가정	1(0.6)
	요양병원	28(17.8)
	요양원등 노인복지시설	3(1.9)
	기타	2(1.3)
재가 서비스 제공	예	87(84.5)
	아니오	16(15.5)
제공받고 있는 공식적 서비스	방문요양(가시간병도우미)	79(0.55)
	방문목욕	6(0.04)
	주,야간보호	1(0.01)
	기타	1(0.01)

[표 2-1], [표 2-2]와 [표 2-3]은 2015년부터 2017년 시점의 연구 대상자의 장기요양서비스 관련 특성을 나타내고 있는데, 2015년 연구대상의 84.4%는 노인장기요양등급을 받았고, 요양등급은 3등급이 38.7%로 가장 빈번한 것으로 나타났다. 연구 대상자는 집에서 생활하는 경우(65.6%), 요양병원에서 생활하는 경우(17.8%), 노인요양시설에서 생활하는 경우(12.7%)의 순으로 장소가 달랐으며, 연구대상자의 84.5%는 재가 서비스를 받고 있었고, 방문요양 서비스를 가장 빈번하게 이용하는 것으로 나타나고 있다. [표 2-2]에서 보는 바와 같이 본 연구의 2016년 연구대상은 87.2%는 노인장기요양등급을 받았고, 요양등급 중 3등급이 44.5%, 4등급이 26.2%의 순으로 나타났다. 연구 대상자의 생활장소는 집(59.8%), 요양병원(19.5%)과 노인요양시설(17.1%)의 순으로 나타났다. 또한 2016년도 연구

대상자의 87.8%는 재가 서비스를 받고 있었고, 방문요양 서비스를 88.4% 이용하는 것으로 나타나고 있다. 또한 [표 2-3]에서 보는 바와 같이 2017년 연구대상의 85.5%는 노인장기요양등급을 받았고, 요양등급은 3등급이 38.3%이고 4등급이 36.6%의 순으로 나타났다. 연구 대상자의 생활하는 장소는 집인 경우가 70.5%로 가장 높게 나타났다. 연구대상자의 85.3%는 재가 서비스를 받고 있었고, 제공받고 있는 공식적 서비스 1순위는 방문요양이 89.1%로 가장 빈번한 것으로 나타났다.

[표 2-2] 2016년 연구 대상자의 장기요양서비스 관련 특성

변인	범주	빈도(퍼센트)
장기요양등급의 최종 판정 여부	예	164(87.2)
	아니오	24(12.8)
요양등급	1등급	8(4.9)
	2등급	31(18.9)
	3등급	73(44.5)
	등급판정절차진행중 또는 신청철회 등	0(0.0)
	등급외(A)	7(4.3)
	등급외(B)	1(0.6)
	등급외(C)	1(0.6)
생활하는 장소	4등급(2015년 조사부터 해당하는 보기문항) (1-4등급, A,B,C등급 총 7개의 답가지)	43(26.2)
	집	98(59.8)
	노인요양시설	28(17.1)
	노인요양공동생활가정	1(0.6)
	요양병원	32(19.5)
	요양원등 노인복지시설	4(2.4)
재가 서비스 제공	기타	1(0.6)
	예	86(87.8)
제공받고 있는 공식적 서비스	아니오	12(12.2)
	방문요양(가사간병도우미)	76(88.4)
	방문목욕	4(4.7)
	주,야간보호	2(2.3)
	복지용구 대여	1(1.2)
	복지용구 구매	1(1.2)
	기타	2(2.3)

[표 2-3] 2017년 연구 대상자의 장기요양서비스 관련 특성

변인	범주	빈도(퍼센트)
최종 판정 여부	예	183(85.5)
	아니오	31(14.5)
요양등급	1등급	9(4.9)
	2등급	26(14.2)
	3등급	70(38.3)
	등급판정절차진행중 또는 신청철회 등	0(0.0)
	등급외(A)	11(6.0)
	등급외(B)	0(0.0)
	등급외(C)	0(0.0)
	4등급(2015년 조사부터 해당하는 보기문항) (1-4등급, A,B,C등급 총 7개의 답가지)	67(36.6)
생활하는 장소	집	129(70.5)
	노인요양시설	21(11.5)
	노인요양공동생활가정	0(0.0)
	요양병원	26(14.2)
	요양원등 노인복지시설	6(3.3)
	기타	1(0.5)
재가 서비스 제공	예	110(85.3)
	아니오	19(14.7)
제공받고 있는 공식적 서비스	방문요양(가시간병도우미)	98(89.1)
	방문목욕	6(5.5)
	주,야간보호	3(2.7)
	복지용구 대여	2(1.8)
	복지용구 구매	0(0.0)
	기타	1(0.9)

2. 측정도구

가. 노인장기요양보험 수급자의 본인 부담금 9-11차년도 변인

본 연구의 종속변인인 노인장기요양보험 수급자의 본인 부담금은 한국의료패널 요양관련 설문 중 공단제공 장기요양서비스 본인부담금은 '지난 1년 동안, 000을 모시기 위해 지출한 비용은 한 달 평균 얼마입니까?' 문항에 대한 응답(I7)을 통해 조사되었다. 단위는 원이며, 9차년도부터 11차년도까지의 금액에 로그값을 환산하여 모형에 투입하였다.

나. 응답 및 대상자의 사회인구학적 변인: 성별, 배우자 유무, 교육수준

본 연구에서는 성별 변인에 대하여 남성은 1, 여성은 0으로 재코딩하여 사용하였다. 사실혼을 포함

한 배우자가 있는 경우 1로, 그밖의 경우는 0으로 재코딩하였으며, 교육수준은 [표1]을 기준으로 연속 변인으로 재코딩하여 모형에 투입하였다.

다. 수급자의 요양등급 변인

본 연구에서는 한국의료패널조사의 장기요양보험관련 설문 중 “장기요양등급을 최종 판정받으셨다면 몇 등급입니까?” 문항을 통해 조사된 자료를 역코딩하여 모형에 투입하였다. 즉 1등급은 9점, 2등급은 8점, 3등급은 7점, 등급외는 6점, 등급판정절차진행중 또는 신청철회 등은 5점, 등급외(A)는 4점, 등급외(B)는 3점, 등급외(C)는 2점, 2015년 조사부터 해당하는 보기문항 (1-4등급, A,B,C등급 총 7개의 답) 응답자는 1점으로 코딩하였다. 따라서, 요양등급이 높을수록 일상생활 의존이 심하다는 것을 뜻한다.

라. 수급자의 의료보장 변인

본 연구에서는 의료보장 변인은 한국의료패널조사 문항 중 “OOO(가구원 이름)님은 의료급여 1종 또는 의료급여 2종을 받고 계십니까?”, “OOO(가구원 이름)님은 어떤 유형의 건강보험에 가입되어 있으십니까?(2010-2016)”에 대한 답변에 대하여 역코딩하여 사용하였다. 즉 공무원, 교직원 건강보험 가입자는 10점, 직장 건강보험 가입자는 9점, 국가유공자 특례(건강보험 가입하지 않음) 8점, 지역 건강보험 가입자는 7점, 건강보험 가입 특례자는 6점, 건강보험과 차상위 경감 대상자 5점, 의료급여 2종 가입자는 4점, 의료급여 1종 가입자는 3점, 미가입(외국국적) 2점과 건강보험체납-급여정지 1점으로 코딩하였다. 그러므로, 의료보장 점수가 높을수록 더 안정적인 의료보장 혜택을 누리고 있다는 것을 의미한다.

마. 수급자 보호자 측 주 간병인 돌봄시간과 부담감 정도 변인

주 간병인 돌봄시간 문항은 “주간병인이 이 분을 돌보는데 하루 평균 몇 시간을 사용하고 있습니까?”에 대한 질문에 대하여 하루 평균 돌봄 시간에 대한 응답을 활용하였으며, 부담감 정도 변인은 “주간병인이 이 분을 돌보는 것으로 인해 부양 부담감을 느끼고 있습니까?” 문항에 대하여 “매우 그렇다”는 5점, “그렇다”는 4점, “보통”은 3점, “그렇지 않다”는 2점, “전혀 그렇지 않다”는 1점으로 재코딩하였다. 따라서, 돌봄 부담감 변인 점수가 높을수록 부담을 많이 느끼고 있음을 뜻한다.

바. 부양 스트레스 변인

본 연구에서의 부양 스트레스 변인은 정신적 신체적 스트레스 변인(“지난 한 달 동안, 살아가는데 정신적·신체적으로 감당하기 힘들다고 느낀 적이 있습니까?”), 좌절경험 변인(“지난 한 달 동안, 자신

의 생활 신념에 따라 살려고 애쓰다가 좌절을 느낀 적이 있습니까?”), 미래에 대한 불안 변인(“지난 한 달 동안, 미래에 대해 불확실하게 느끼거나 불안해 한 적이 있습니까?”)과 과업에 따른 스트레스(“지난 한 달 동안, 할 일이 너무 많아 정말 중요한 일들을 잊은 적이 있습니까?”) 변인 4문항을 합산한 후, 문항수로 나눈 점수를 사용하였다. 본 연구에서는 10차년도~11차년도까지의 평균값으로 측정하였다. 각각의 시기는 5점의 Likert 척도값으로 평정되어있으며 신뢰도 계수인 Cronbach α 는 .74~.75로 나타났다.

3. 분석방법

본 연구에서는 한국의료패널 9차년도에서 11차년도까지 노인장기요양보험 수급자의 본인 부담금의 변화에 따른 집단을 범주화하기 위해 성장혼합모형(Growth Mixture Model:GMM)을 사용하였다. 성장혼합모형은 잠재계층분석(Latent Class Analysis)이라고도 불린다. 이 같은 성장혼합모형이란, 각 집단의 변화를 설명하기 위해 변화궤적의 함수와 집단 구성원의 개인차를 검증하는 잠재성장모형의 일종이다.

잠재집단의 수는 정보지수, 분류의 질과 모형비교검증을 기준으로 결정되나, 이 같은 통계적 특성 이외에 해석 가능성도 고려하여 집단의 수를 결정하게 된다. 즉, 잠재집단의 수는 탐색적 절차를 통해 이루어지므로, 최종모형 선택을 위해 우선적으로는 통계적 측면에서 모형 정보지수, 비교 검증, 분류의 질적 특성을 파악하게 되며, 해석가능성을 감안하여 최종모형을 선정하게 된다.

모형의 정보지수는 AIC(Akaike Information Criterion), BIC(Baysian Information Criterion), SABIC(Sample-size Adjusted BIC)를 통해 각각의 집단이 비교된다. $AIC = -2\ln(L)+2p$, $BIC = -2\ln(L)+p[\ln(n)]$ 로 계산하게 되는데, $\ln(L)$ 은 log likelihood, p 는 추정모수의 수, n 은 표본의 크기를 의미한다. SABIC는 BIC공식에서 n 대신 $n=(n+2)/24$ 를 대입하여 계산하며, 3개의 정보지수 모두 값이 작을수록 좋은 적합도를 의미한다고 본다.

그 후 분류의 질은 Entropy 값을 통해 확인하였다. 이는 하나의 잠재계층에 속할 확률이 1에 가깝고 다른 잠재계층에 속할 확률이 0에 가까울수록 값이 증가한다. Entropy의 범위는 0~1 사이이고, 집단의 분류가 정확할수록 1에 가까워지는 값으로 나타난다.

잠재집단의 수를 결정한 후, 영양비의 변화를 설명할 수 있는 공변인(covariate)의 영향력을 검증하였다. 설명변인과 잠재집단간의 관련성은 다항로지스틱 회귀분석(multinomial logistic regression)으로 추정하고, 설명변인의 영향에 따라 어떤 잠재집단으로 분류되는지 파악하였다. 또한 잠재집단간의 결과변인(distal outcome)차이를 검증함으로써 영양비의 변화에 따른 잠재집단과 결과변인의 관련성을 살펴보았다. 결과변인에 대한 집단 간 차이가 유의한지 알아보기 위해 평균을 동일하게 제약하여 카이제곱 검증을 실시하였다. 혼합모형(mixture model)분석에서 공변인과 결과변인이 투입되

면 잠재집단 분류에 영향을 주게 되며, 이 같은 분석에서 3단계 접근법을 활용하였다(Asparouhov & Muthén, 2014).

주로 노인장기요양보험 수급자의 보호자에 의한 다년간의 종단자료이므로, 결측치가 발생하게 되는데, 잠재집단 수 결정을 위한 분석과 집단 간 결과변인 차이를 알아보기 위한 분석에서는 완전정보 최대우도법(Full Information Maximum Likelihood: FIML)으로 결측치(missing value)를 처리하였다. 한편, 공변인을 포함한 분석에서 공변인에 결측치가 존재하면 분석대상에서 제외되기 때문에(Wickrama, Lee, O’Neal, & Lorenz, 2016) 표본수가 줄어들게 되며, 설명변인의 영향을 분석할 때에는 다중대체법(Multiple Imputation: MI)을 사용하였다. 이 같은 분석에는 Mplus 8.3을 사용하였다.

III. 연구결과

1. 노인장기요양서비스 이용자의 본인 부담금 변화 궤적에 따른 하위집단 : 성장혼합모형 분석

본 연구에서의 독립변인, 종속변인과 결과변인에 해당되는 9차~11차년도 본인 부담금, 성별, 배우자 유무, 교육수준, 요양등급, 의료보장형태, 주 간병인 돌봄 시간, 부담감 정도와 10차년도와 11차년도 스트레스 총합 변인들에 대한 기술통계치는 [표 3]에 제시하였다. 본인 부담금의 왜도가 2.00을 넘는 경우가 존재하여, 모형 투입 시 로그값으로 전환하였고, [표 4]에 의하면 관련 변인들이 높은 상관을 나타냈다. 즉 장기요양서비스 본인부담금, 요양등급, 의료보장, 돌봄시간, 부담감과 부양 스트레스간의 관련성이 존재하였다.

[표 3] 변인의 기술통계

	9차년도 본인 부담	10차년도 본인 부담	11차년도 본인 부담	성별	배우자 유무	교육수준	요양등급	의료보장	주 간병인 돌봄 시간	부담감 정도	스트레스 총합
N	314	162	183	18130	74955	18130	186	18130	749	633	12824
평균	126602.032	162058.05	128183.31	.48	.13	3.61	5.76	8.65	4.41	2.66	1.53
표준편차	187334.35	209062.60	184679.79	.50	.34	1.37	2.60	.90	5.96	1.08	0.59
왜도	2.64	1.57	1.97	.07	2.20	-.36	-.85	-3.59	2.43	.45	1.52
첨도	9.59	1.91	3.20	-2.00	2.85	-.85	-.54	24.05	5.00	-.47	2.91
최소값	.00	.00	.00	.00	.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
최대값	1284392.00	1000000.00	800000.00	1.00	1.00	7.00	9.00	10.00	24.00	5.00	5.00

[표 4] 변인의 상관관계

	9차년도 본인 부담금	10차년 도 본인 부담금	11차년 도 본인 부담금	성별	배우자 유무	교육수준	요양등급	의료보장	주 간병인 돌봄 시간	부담감 정도
10차 요양비	.46**									
11차 요양비	.44**	.54**								
성별	.02	.03	.01							
배우자 유무	.10*	.03	.03	.01						
교육수준	.16*	.02	.01	.02	.01					
요양등급	.26**	.14*	.11**	.01	.02	.05				
의료보장	.13**	.15***	.12***	.17***	.18**	17**	18**			
돌봄시간	.09	.04**	.01	.11	.10	.01	.02	.01*		
부담감	.06***	.14***	.03	-.02	-.01	-.01	.01	.02	.22*	
부양 스트레스	.23***	.22***	.21***	.22***	-.02	-.01	.01	.04	-.01	-.02

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

2. 잠재계층 수 결정

장기요양서비스 본인부담금의 변화에 따른 잠재집단의 수를 결정하기 위해 성장혼합모형(GMM)을 실시하였다. 잠재집단의 수를 증가시키면서 모형 비교를 하여 비교 검증, 정보지수, 분류의 질이 어떻게 변화하는지 살펴보았다. 분석 결과는 다음 [표 5]와 같다.

[표 5] 잠재집단 분류 기준

분류기준	잠재계층 수			
	1	2	3	
정보지수	AIC	834.441	844.641	849.698
	BIC	825.567	885.884	902.190
	SABIC	835.896	850.996	857.786
모형비교검증	LMR LRT		$p < .2288$	$p < .0179$
	BLRT		$p < .0204$	$p < .943$
분류의 질	Entropy		.956	.925
	1		97.91	2.27
분류율(%)	2		2.09	0.89
	3			96.84
	4			

* LMR, LRT와 BLRT는 p 값을 제시하였음

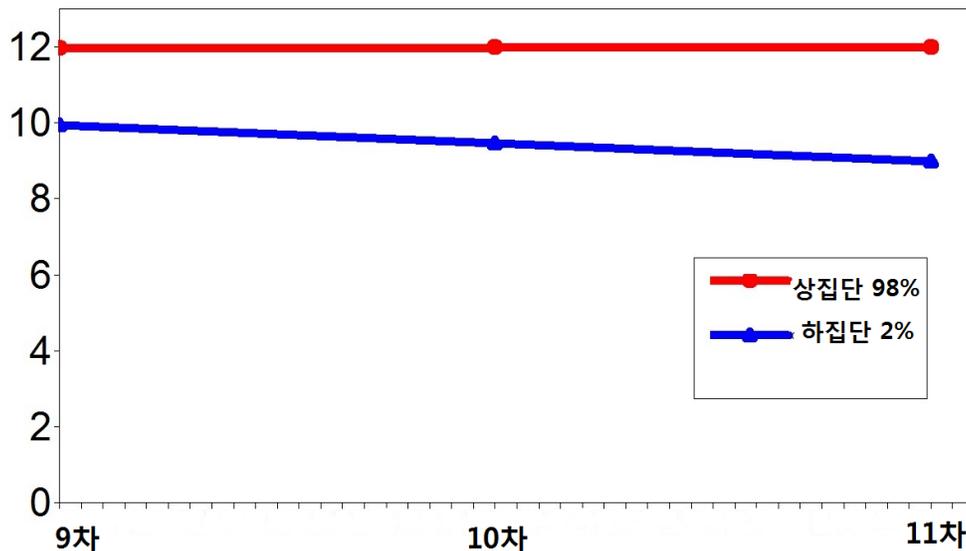
집단의 수를 증가시킬수록 AIC는 감소하는 경향을 보였으며, BLRT검증은 3집단에서 유의하지 않았고, 분류의 질을 나타내는 Entropy는 점차 높아졌으나, 해석 가능성을 고려하여, 최종모형은 잠재집단 2개인 모형으로 결정하였다.

2개로 분류된 각 잠재계층의 변화함수를 살펴보면, [표 6] 계층별 함수를 적용한 그래프는 [그림 1]과 같다. [표 6]에서와 같이 9차년도부터 11차년도까지의 장기요양서비스 본인부담금의 종단적 변화 하위 잠재계층은 9차년도부터 11차년도까지 상 수준이 유지되는 집단이 약 98% 정도였고, 하 수준을 유지하는 집단이 약 2% 존재함을 알 수 있었다.

[표 6] 잠재계층 명칭 및 함수, 비율

잠재계층	함수	계수	표준오차	t	비율
1 상집단	절편	11.97	0.09	139.30***	97.91
	선형	0.01	0.06	0.07	
2 하집단	절편	9.94	2.94	3.38***	2.09
	선형	-0.48	1.39	-0.34	

[그림 1] 본인 부담 요양비 변화에 따른 잠재계층 형태



2. 노인장기요양서비스 이용자의 본인부담금을 설명하는 변인

노인장기요양서비스 본인 부담금의 2가지 잠재집단 분류에 영향을 미치는 유의한 변인은 배우자 유무, 교육수준, 요양등급, 의료보장 수준, 주 간병인 돌봄 시간과 부담감 정도인 것으로 나타났다. 즉, 장기요양서비스 본인 부담금이 높은 집단을 기준으로 낮은 집단에 속할 확률은 배우자가 없고, 교육수준이 낮고, 일상생활 의존이 덜 심하고, 의료보장 수준이 불안정적이고, 주 간병인의 돌봄 시간

과 부담감이 덜한 경우인 것으로 나타났다.

[표 7] 잠재계층 분류 관련 변인들의 영향력

변수	하집단 VS 상집단		
	estimate	S.E.	OR
성별	-0.058	0.088	0.943
배우자 유무	-0.386	0.103	0.680***
교육수준	-0.445	0.106	0.641***
요양등급	-0.188	0.093	0.829*
의료보장	-0.242	0.108	0.785*
주 간병인 돌봄 시간	-0.292	0.089	0.747***
부양 부담감 정도	-0.244	0.074	0.783***

3. 노인장기요양서비스 이용자의 본인부담금과 부양 스트레스와의 관련성

잠재집단별로 부양 스트레스 점수는 [표 8]과 같다. 요양비저 집단에 비해 고집단의 스트레스는 더 높은 것으로 나타났고, 확인된 잠재집단별 차이를 검증한 결과, 통계적으로 유의하였다($\chi^2 = 20.78$, $p < .001$). 즉 노인장기요양보험 수급자의 본인 부담 요양비가 높은 집단의 경우, 스트레스도 심한 것으로 나타났다.

[표 8] 잠재집단별 부양 스트레스 수준 차이

변수	상집단	하집단	Overall Chi-Square
부양 스트레스	1.87(0.19)	0.94(0.06)	20.78***

*** $p < .001$

IV. 결론 및 제언

본 연구에서는 성장혼합모형을 이용하여 노인장기요양서비스 본인부담금의 종단적 변화에 따라 잠재집단을 분류하고, 집단구분에 영향을 주는 변인을 밝힘과 동시에 각 잠재집단의 부양 스트레스 수준을 살펴봄으로써 장기요양서비스 본인 부담금에 대한 논의를 확장시키고자 하였다.

구체적 분석 결과와 이에 따른 시사점을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 장기요양서비스 본인부담금 변화 유형에 따른 잠재집단은 상집단과 하집단의 2집단으로 구분되었다. 그런데, 장기요양서비스 이용자의 본인 부담금 상집단이 98%이고, 하집단은 2%이며, 9차년도부터 11차년도까지의 변화율이 통계적으로 유의하지 않은 점을 통해 볼 때, 상당히 다양할 것으로 추론되는 노인장기요양서비스 이용자의

본인 부담금은 고정적으로 유지되는 것임을 알 수 있었다. 또한 하집단은 비록 높지 않으나, 노인장기요양보험의 본인부담금의 궤적은 시간에 따라 변화하는 양상이 이질적임을 반영하는 것으로 볼 수 있다.

둘째, 각 잠재집단에 영향을 주는 변인을 검증한 결과, 배우자 유무, 교육수준, 요양등급, 의료보장, 주 간병인 돌봄 시간과 부담감 정도가 하집단에 비해 상집단에 속할 확률이 높음을 나타내는 유의미한 변인임이 밝혀졌다. 즉, 본 연구에서는 장기요양서비스 이용자의 본인 부담금이 높은 집단은 배우자가 존재하며, 교육수준이 높고, 일상생활 의존도가 심하고, 의료보장 수준이 안정적이고 주 간병인의 돌봄 시간이 많고 부양 부담감 역시 높게 지각하는 것으로 나타났다. 그러나 성별은 본인 부담금 상 집단과 하 집단을 설명하는 변인이 아닌 것으로 밝혀졌다. 정우철(2016)은 국민기초생활 대상자의 노인장기요양서비스 이용율은 시군구 간 큰 차이를 보이고 있으며, 장기요양인정자 1명당 장기요양정원수, 요양보호사 1명당 장기요양 인정자 수가 서비스 이용률에 영향을 미치기 때문에, 요양시설 확충과 요양보호사 인력보충 등 지역사회 자원 확보가 중요하다고 하였다.

셋째, 장기요양서비스 이용자의 본인 부담금이 높은 집단의 경우, 부양 스트레스도 높은 것으로 나타났다. 본 연구에서의 부양자는 배우자인 경우가 가장 많았고, 노인장기요양서비스에서 주 간병인이 돌보는 시간이 많아지고 부양 부담감이 높을수록 장기요양서비스 이용자와 그들의 가족이 지각하는 부양 스트레스는 높아지는 것으로 밝혀졌기 때문에, 이용자와 가족의 스트레스를 완화시킬 수 있는 정책과 지역사회 커뮤니티 케어 프로그램의 개발이 요구된다고 볼 수 있다. 요양시설 이용경험이 있는 노인에게 있어서 ADL이 직접적으로 건강만족도에 영향을 주기보다는 우울증이 수반될 경우 건강만족도에 유의한 영향을 나타낸다는 결과(손용진, 2018)에서도 강조하듯이, 부양 스트레스의 관리는 노인장기요양서비스 이용자와 이용자를 돌보는 가족들과 관련자의 삶의 질에 직접적인 영향을 미치기 때문에, 다양한 수준에서의 정책과 프로그램의 개발이 요구된다고 볼 수 있다.

마지막으로, 본 연구의 한계점을 살펴보고자 한다. 한국의료패널은 노인장기요양서비스 이용자의 종단적 특성을 조사하고 있으나, 전체 표본 중 노인장기요양서비스 이용자의 빈도는 미비한 수준이기 때문에, 인구학적 특성에 있어서 결측치가 상당하기 때문에, 통계적 수준에서의 보정이 이루어진다고 해도 이같은 특성을 감안하여 해석해야 하는 부분이 존재한다. 또한 한국의료패널에서의 거주지는 집, 노인요양시설, 요양병원 등 그 범위가 매우 다양하기 때문에 이같은 특성도 고려되어야 할 것이다.

이 같은 제한점에도 불구하고 본 연구는 전국 규모의 패널자료인 한국의료패널을 통해 성장혼합모형을 통해서 노인장기요양서비스 이용자의 본인부담금 하위 잠재집단을 확인하고, 이 같은 장기요양서비스 이용자의 본인부담금의 잠재집단과 부양 스트레스를 연결하였다는 점을 확인하였다는 의의를 찾을 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김미연(2019). 공적 노인돌봄제도가 가족관계 만족도에 미치는 영향. 복지상담교육연구, 8(1), 93-114.
- 김진훈 (2019). 노인가구 노인의 삶의 만족도 변화에 미치는 영향 요인. 한국콘텐츠학회논문지, 19(1), 339-349.
- 문용필, 정창률(2019). 한국 노인장기요양보험의 정책변화에 대한 분석(2008-2018). 사회과학연구, 30(1), 45-66.
- 박영미, 광민주(2019). 노인장기요양보험제도에 대한 인식 및 이용 증대 방안 고찰. 소비자정책교육연구, 15(1), 237-261.
- 박현숙, 한지영(2017). 한국의료패널 자료를 이용한 노인장기요양보험 이용실태 연구. *Asia-pacific Journal of Multimedia Services Convergent with Art, Humanities, and Sociology*, 7(10), 607-620.
- 손용진 (2018). 일상생활능력이 건강만족도에 미치는 영향과 우울증의 매개역할에 관한 연구. 한국정책연구, 18(4), 29-42.
- 송미숙, 송현종 (2018). 노인장기요양보험 시설급여 이용 선호에 영향을 미치는 요인. 노인복지연구, 73(4), 281-301.
- 양난주(2013). 가족요양보호사의 발생에 대한 탐색적 연구: 한국의 노인장기요양보험제도에서 가족은 왜 요양보호사가 되었나? 한국사회정책, 20(2), 97-129.
- 이옥진, 박현식(2017). 공공성 강화에 따른 노인장기요양보험법 개정에 관한 비판적 고찰-요양보호사 관련 규정을 중심으로. 법학연구, 17(4), 383 - 401.
- 이용재(2007). 의료급여환자 의료이용의 지역간 차이에 관한 연구. 사회복지정책, 28, 233-251.
- 이윤경(2018). 노인장기요양보험의 재가보호 현황과 저해요인 분석. 보건복지포럼, 5, 77-89.
- 이환범, 백선아, 김태희 (2016). 재가노인에 대한 가족부양자가 인지하는 스트레스에 관한 연구. 한국사회와 행정연구, 26(4), 331-354.
- 이현주, 김지영(2019). 노인장기요양보험제도가 제도 이용자 가구의 소비·지출에 관한 연구. 한국융합학회논문지, 10(9), 343-349.
- 정우철(2016). 노인장기요양보험 서비스 이용률의 지역 간 차이와 그 요인: 국민기초생활 대상자를 중심으로. GRI 연구논총. 18(2), 47-76.
- 조미경(2018). 노인장기요양보험에서의 치매노인과 가족수발자 지원정책에 관한 연구. 한국케어매니지먼트연구, 29, 159-180.

- 진영란, 백성희, 백일훈, 원선임, 조진희, 최인덕, 최태자(2019). 2019년 개정 요양보호사 양성 표준 교재. 보건복지부.
- 허은(2019). 사회서비스 정책결정의 트릴레마와 노인돌봄노동의 저임금. *산업노동연구*, 25(3), 195-238.
- Iwamoto, Y., Kohara, M., & Saito, M. (2010). On the consumption Insurance of long-term care insurance in Japan: Evidence from micro-level household data. *Journal of the Japanese and International Economies*, 24(1), 99-115.
- Hideki, A. (2008). Effect of public long-term care insurance on consumption, medical care demand, and welfare. *Journal of health economics*, 27(6), 1423-1435.

노인 가구구조가 건강상태 및 의료이용에 미치는 영향*

A Study on Factors Influencing Subjective Health Status and Healthcare Expenditure of Elderly Single and Elderly Couple Households

유창훈(연세대학교 보건대학원)

Chang Hoon You(Graduate School of Public Health, Yonsei University, Seoul, Korea)

I. 서론

우리나라는 저출산과 평균 수명의 증가로 급속한 고령화가 진행되고 있으며, 인구구조의 변화로 많은 노인문제가 부각되고 있다. 고령화로 인한 가장 부각되는 문제는 노인들의 건강 관련 문제이다. 노인들은 일반적으로 신체적 기능의 퇴화와 더불어 질병에 대한 면역 기능 등이 저하되어 폐렴과 같은 급성기 질환 뿐만 아니라 고혈압이나 당뇨 등과 같은 만성질환 등으로 인해 치료와 요양이 필요할 것으로 예상된다. 국민건강보험공단에 의하면 2000년도의 우리나라 65세 이상 인구의 전체 건강보험 진료비는 2.3조원으로 전체 건강보험 진료비의 17.5% 수준이었으나 2018년에는 24.4조원으로 전체 건강보험 진료비의 41.5%를 차지하였다[건강보험통계연보, 2018]. 고령화로 인한 노인인구의 증가 및 만성질환의 유병률 증가에 따라서 향후 노인 의료비는 지속적으로 증가할 것으로 판단된다.

고령화로 인해 인구구조의 변화 뿐만 아니라 가구의 구성형태도 급격하게 변화하고 있다. 과거에는 주로 가구의 구성이 부모, 자녀로 구성된 2세대이거나 조부모, 부모, 자녀 등으로 구성된 3세대가 일반적인 가구의 구성형태였지만 최근에는 1인 가구의 비율이 급격하게 증가하고 있다. 통계청에 따르면 2017년 1인 가구의 비중은 28.6%를 조사되었고, 2035년에는 34.3%로 꾸준히 증가될 것으로

*본 논문은 연구가 진행중이오니 가급적 인용을 삼가주시기 바랍니다.

예상하고 있다(통계청, 2018; 통계청 KOSIS 2017). 통계청 사회조사에서도 65세 이상의 가구주 기준으로 1인가구는 33.7%이고, 부부가구는 33.4%로 2015년에 비해서 증가 추세이다. 1인가구는 주로 2-30대의 청년들의 경제활동 등이 주된 증가요인으로 알려져 있으나, 여성의 1인 가구의 비율이 높은 연령은 23세(16.0%)와 83세(34.4%)가 조사된 것을 볼 때 65세 이상의 인구의 영향도 상당 부분 기여할 것으로 판단된다.

65세 이상의 노인 위주의 1인 가구와 부부 가구의 증가는 생활양식의 변화 뿐만 아니라 건강상태 및 의료이용에도 영향을 미칠 것으로 판단된다(심영, 1999; 탁영진 외 2013, 이원식 2018). 상당수의 선행연구에서 노인가구에 대한 만성질환의 치료로 인한 외래의료이용과 중증 질환으로 인한 입원 의료이용 등에 미치는 영향에 관해서 주로 연구가 수행되었다. 65세 이상의 노인가구의 가구구성이 의료비에 미치는 영향에 대한 연구는 한국의료패널을 대상으로 분석한 연구에서 노인가구들은 다른 연령집단에 비해서 의료이용이 높은 것으로 분석되었고, 특히 의료이용을 한 노인 중에서 노인부부 가구의 의료이용이 높은 것으로 분석되었으나 노인가구의 특성을 적절히 반영하지 못했다는 한계가 있다(황연희 2011). 또한, 고령화패널을 대상으로 분석한 연구에서는 여성인 경우나 자녀와 동거하지 않은 경우에 외래 의료이용이 높았고, 배우자가 있는 경우에는 입원 의료이용을 높은 것으로 분석되었으나 가구 구성을 변수로 고려하지 않고 분석했다는 한계가 있다(이원식, 2018).

노인가구는 가구의 구성형태에 따라서 의료이용에 미치는 영향이 있는 것으로 판단되나 상당수는 연구들은 노인가구의 의료비 지출에 미치는 영향을 주로 분석하고 있다. 일부 연구에서는 의료이용에 미치는 영향에서 노인들의 건강상태에 대한 적절한 통계가 이루어지지 않거나 노인가구의 정의나 노인가구의 특성 등 구분하지 않고 분석하고 있어서 연구결과가 혼재되어 있다. 따라서 본 연구에서는 65세 이상 노인가구를 노인부부, 노인단독가구(남성, 여성) 등으로 구분하여 노인가구의 구성형태가 주관적 건강상태나 의료이용에 미치는 영향을 분석하고자 한다.

II. 연구방법

1. 분석자료

본 연구에서는 한국보건사회연구원과 건강보험공단이 2008년부터 공동으로 매년 조사를 진행하는 한국의료패널(Korea Health Panel) 자료를 활용하였다. 한국의료패널은 정부의 지정통계조사로서 전국의 약 7,000가구, 2만여 명의 가구원을 대상으로 가구 및 가구원의 인구사회적, 경제적 특성 뿐만 아니라 입원, 외래, 응급 등으로 구분하여 연간 의료이용과 의료비 등에 관한 자료를 조사하고 있다. 또한, 민간의료보험, 의약품 이용, 만성질환 뿐만 아니라 건강행태 등도 부가조사로 수집하고 있다.

본 연구에서는 2010년도 조사자료를 기준으로 만 65세 이상으로 구성된 1,960명의 노인가구를

분석대상으로 선정하였다. 분석기간은 2010년을 기준으로 추출된 분석대상자들의 2010년부터 2017년이다. 한국의료패널은 현재 2008년부터 2017년까지의 자료를 제공하고 있는데, 본 연구에서는 주관적 건강상태와 건강행태 등에 대한 조사 여부 등을 고려하여 2010-2017년 자료를 이용하여 분석하였다. 이 연구에서는 인구사회적 특성, 입원 및 외래의료이용, 만성질환, 장애 등 건강상태, 실손 및 정액형 민간의료보험가입 여부 등에 대한 항목별 조사자료를 취합하여 각 연도별 분석자료로 구축한 후 이를 병합하여 2010년부터 2017년까지 총 8개 연도의 패널분석 자료를 구축하였다.

2. 분석변수

이 연구의 종속변수는 주관적 건강상태와 외래 및 입원의료비이다. 주관적 건강상태는 한국의료패널에서는 5점 척도로 조사되었으나 본 연구에서는 노인계층의 주관적 건강상태에는 대한 분포를 고려하여 좋음(매우 좋음과 좋음)과 나쁨(보통, 나쁨, 매우 나쁨)으로 정의하였다. 또한, 의료이용은 외래와 입원으로 구분하여 1년간 외래 및 입원 진료비 총액으로 분석하였으며, 의료비용에서 흔히 발생하는 왜곡현상을 보정하고자 총진료비에 대한 자연로그로 변환하여 종속변수로 활용하였다.

설명변수는 65세 이상의 노인가구의 가구형태이다. 노인가구의 구성형태는 크게 노인부부가구와 노인단독가구로 구분하였는데 이중 노인단독가구는 1인가구로서 남성으로 구성된 경우와 여성으로 구성된 경우가 의료이용에 미치는 영향이나 의료이용 특성에서 차이가 있을 것으로 간주되어 이를 구분하여 분석하였다. 따라서 본 연구에서 노인가구의 가구형태는 크게 노인부부가구, 노인남성단독가구, 노인여성단독가구 등으로 구성된다. 일반적으로 노인에 대한 연령은 연구마다 상당한 차이가 있으나 본 연구에서는 UN에서 노인으로 규정한 65세 기준의 연령을 구분 기준으로 선정하였다.

노인가구의 건강상태 및 의료비에 미치는 영향에 대한 통제변수는 노인가구 구성원들의 인구사회적 특성, 건강상태, 건강행태 뿐만 아니라 가구특성 등 다양한 요인을 고려 하였다. 이 연구의 분석변수나 변수형태는 기존의 노인가구의 건강상태나 의료이용과 관련한 선행연구를 참조하여 선정하였다. 이 연구의 통제변수는 노인가구의 인구사회적 특성, 경제적 수준, 건강상태, 건강행태 등 4개 범주로 구분할 수 있다. 인구사회적 특성은 연령, 교육 수준, 거주지역을 포함하였고, 경제적 수준은 의료보장 유형, 민간의료보험 가입여부, 국민연금 수급 여부, 1인당 가구소득, 경제활동 참여 여부를 포함하였다. 건강상태는 만성질환 수와 장애 여부, 암질환 여부, 심혈관질환여부 등이고, 건강행태는 흡연, 음주 및 정기적 운동 여부를 포함하였다.

통제 변수에서 성별과 결혼상태는 고려하지 않았는데 이는 노인가구의 구성형태와 밀접한 관련이 있어서 이를 고려하지 않았다. 교육 수준은 초졸이하, 중졸, 고졸, 대졸이상으로 구분하였고, 거주지역은 서울특별시, 경기도와 인천광역시에 거주하는 경우를 수도권 거주자로 간주하고, 그 외 지역에 거주하는 경우는 비수도권 거주자로 간주하였다. 경제적 수준에서 의료보장 유형은 국민건강보험과

의료급여로 구분하였다. 민간의료보험 가입여부는 보상형태로 구분하여 정액형 민간의료보험가입여부와 실손형 민간의료보험 가입여부로 구분하였다. 국민연금은 노인계층의 대표적인 소득원으로서 수급 여부를 고려하였고, 1인당 가구소득은 연간 가구가 벌어들인 전체 소득을 가구원 수로 나누어서 산출하였는데 노인가구의 경우에는 연금소득과 부동산소득, 공적부조 등이 이에 포함된다. 경제활동 참여 여부는 조사 대상 기간(즉, 조사일 바로 전 1주일간) 동안 상품이나 서비스를 생산하기 위한 실제 수입이 있는 노동의 제공 여부이다. 건강상태에서 만성질환 수는 의사의 진단을 받은 만성질환의 수를 산출하였고, 장애 여부는 선천적 및 후천적 장애를 모두 고려했다. 건강행태는 현재 흡연, 음주, 정기적 운동 여부를 조사하였다. 흡연은 현재 흡연을 하는 경우와 아닌 경우로 구분하였고, 음주는 주1회 이상 음주하는 경우를 음주를 하는 것으로 간주하였다. 정기적 운동은 주 3회 이상, 1회에 30분 이상 운동하는 경우를 말한다.

3. 분석방법

본 연구의 분석은 노인가구의 구성형태에 따라 대상자의 특성을 파악하고자 가구구성을 노인부부가구, 노인여성단독가구, 노인남성단독가구로 구분하여 인구사회적 특성, 경제적 특성, 건강상태, 건강행태에 대한 기술적 분석을 수행하였다. 노인가구의 가구형태 간의 통계적인 특성 차이를 검정하기 위해 카이제곱검정, ANOVA검정의 단변량 분석을 수행하였다. 노인가구의 가구형태가 주관적 건강상태와 외래 및 입원의료비용에 미치는 영향을 분석하기 위해서 패널자료를 활용하여 다변량분석을 실시하였다. 다변량분석에서 주관적 건강상태는 패널로지모형을 활용하였다. 입원 및 외래의료비용은 고정효과 패널회귀모형을 적용하였다. 통계적 분석도구로는 계량분석모형에서 많이 활용되는 STATA 14(StataCorp LLC, College Station TX, USA)를 이용하였다.

III. 연구결과

1. 분석대상자의 일반적 특성

본 연구에서 분석대상자 1,960명의 인구사회적, 경제적, 건강수준 등에 관한 일반적 특성은 다음의 <표 1>과 같다. 노인가구의 구성형태에 따른 분석결과, 전체 1,960명 중에 남성은 46.5%이고, 여성은 53.5%였고, 평균 연령은 71.6세이며, 연령에서 모두 가구 구성형태별로 통계적으로 유의한 차이가 있었다.

노인부부가구군에서는 고졸이상의 학력이 29.0%였지만, 단독여성가구군에서는 고졸이상이 7.1%로 세군 중 가장 낮았고, 단독남성가구군은 33.9%로 가장 높아서 통계적으로 유의한 차이가 있었다.

전체에서 의료급여를 받은 사람들은 평균 10.4%였는데, 노인부부가구군에서는 7.2%, 단독여성가구군에서는 19.6%, 단독남성가구군에서는 26.8%으로 분석되었다.

경제적 특성은 경제활동여부, 가구총소득, 국민연금수혜여부 등을 조사하였는데, 경제활동을 하는 사람의 비율이 노인부부가구군이 45.0%고, 단독여성가구군은 28.1%, 단독남성가구군은 30.5%로 분석되었다. 국민연금보유여부에 대해서는 세군간에 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 분석대상자 1인당 가구총소득은 평균 900.3만원이었는데, 노인부부가구군에서는 987.6만원이고, 단독여성가입군은 598.1만원이고, 단독남성가입군은 478.7만원으로 통계적으로 유의한 차이가 있는 것으로 분석되었다.

건강관련 항목들 중 건강상태에서 노인부부가구군은 안좋음으로 응답한 비율이 60.1%였고, 단독여성가구군에서는 64.9%로 높았지만, 단독남성가구군에서는 42.4%로 낮은 비율로 나타났다. 노인부부가구군에서 미충족의료가 있는 비율은 17.6%였고, 단독여성가구군은 26.9%, 단독남성가구군은 19.1%로 분석되었다. 흡연과 음주의 비율은 단독여성가구군이 가장 낮았고, 단독남성가구군에서 가장 높은 것으로 분석되었다. 심혈관질환을 가진 비율은 단독여성가구군이 30.1%로 가장 높았고, 단독남성가구군이 23.7%, 노인부부가구군이 21.6%로 통계적으로 유의한 차이가 있었고, 만성질환을 갖고 있는 비율 단독여성가구군이 가장 낮은 4.0%, 단독남성가구군이 6.8%, 노인부부가구군이 6.9%로 분석되었다.

〈Table 1〉 연구대상자의 일반적 특성 (n=1,960)

	Couple		Female single		Male single		Total		chi/F	p
	N	%	N	%	N	%	N	%		
Age										
Mean±S.D.	71.1±4.9		73.4±5.4		73.1±7.0		71.6±5.3		37.7	<.0001
Education									159.24	<.0001
Elementary school	777	52.6	364	86.1	28	47.5	1,169	59.6		
Middle school	272	18.4	29	6.8	11	18.6	312	15.9		
High school	281	19.0	24	5.7	14	23.7	319	16.3		
College/Univ.	148	10.0	6	1.4	6	10.2	160	8.2		
Health security									69.83	<.0001
Medical aid	105	7.2	82	19.6	15	26.2	202	10.4		
NHI	1,355	92.8	337	80.4	41	73.2	1,733	89.6		
Residence									6.06	0.0484
Metropolitan area	465	31.5	107	25.3	19	32.2	591	30.2		
Others	1,013	68.5	316	74.7	40	67.8	1,369	69.8		
Household income per capita (unit:10K won)										
Mean±S.D.	987.6±956.8		598.1±560.3		478.7±1,081.6		900.3±904.2		31.4	<.0001

	Couple		Female single		Male single		Total		chi/F	p
	N	%	N	%	N	%	N	%		
Economic activity									41.40	<.0001
No	813	55.0	304	71.9	41	69.5	1,158	59.1		
Yes	665	45.0	119	28.1	18	30.5	802	40.9		
Beneficiary of national pension									1.21	0.5458
No	1,469	99.4	422	99.8	59	100	1,950	99.5		
Yes	9	0.6	1	0.2	0	0	10	0.5		
Medical unmet need									16.44	0.0003
No	1,089	82.4	283	73.1	34	80.9	1,406	80.3		
Yes	232	17.6	104	26.9	8	19.1	344	19.7		
Subjective health status									6.33	0.0421
No Good	522	60.8	157	64.9	14	42.4	693	61.1		
Good	337	39.2	85	35.1	19	57.6	441	38.9		
Smoking									35.48	<.0001
No	1,117	84.6	367	94.8	30	71.4	1,514	86.5		
Yes	204	15.4	20	5.2	12	28.6	236	13.5		
Drinking									47.39	<.0001
No	683	51.7	271	70.0	15	35.7	969	55.4		
Yes	638	48.3	116	30.0	27	64.3	781	44.6		
Regular excersice									30.51	<.0001
No	1,037	78.5	351	90.7	31	73.8	1,419	81.1		
Yes	284	21.5	36	9.3	11	26.3	331	18.9		
Cardiovascular disease									15.78	0.0004
No	1,158	78.5	292	69.0	45	76.3	1,495	76.3		
Yes	320	21.5	131	31.0	14	23.7	465	23.7		
Cancer disease									4.67	0.0967
No	1,376	93.1	406	96.0	55	93.2	1,837	93.7		
Yes	102	6.9	17	4.0	4	6.8	123	6.3		
No. of chronic disease										
Mean±S.D.	2.88±1.76		3.72±2.10		2.95±1.88		3.08±1.88		30.90	<.0001
Disability									7.63	0.022
No	1,240	83.9	370	87.5	44	74.6	1,654	84.4		
Yes	238	16.1	53	12.5	15	25.4	306	15.6		
Total	1,478	75.4	423	21.6	59	3.0	1,960	100.0		

S.D: standard deviation; NHI National Health Insurance

2. 주관적 건강상태 분석

〈Table 2〉는 노인가구 구성형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 패널로짓모형을 적용하여 노인가구 구성형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향을 분석한 결과, 노인가구의 구성형태는 주관적 건강상태에 미치는 영향은 거의 없었다. 통제 변수에서는 교육수준에서 초등학교 졸업 대비 고등학교 졸업이나 초대졸이상인 경우, 건강보험 가입한 경우 주관적 건강상태를 증가시키는 것으로 분석되었으나, 의학적 미충족 의료서비스 경험이 있거나, 만성질환질환수가 증가하거나, 장애가 있거나, 암이나 심혈관질환이 있거나, 음주, 주관적 운동을 하는 경우에는 주관적 건강상태를 감소시키는 것으로 분석되었다.

〈Table 2〉 노인가구 구성형태가 주관적 건강상태에 미친 영향

	Coefficient	S.E.	t	ρ
Family structure(ref.=couple)				
Female single	-0.4134	0.2789	-1.48	0.138
Male single	-0.3100	0.3081	-1.01	0.314
Age	-0.0056	0.1156	-0.05	0.961
Age ²	0.0001	0.0007	0.20	0.845
Education(ref.=elementary school)				
Middle school	0.0215	0.0932	0.23	0.817
High school	0.3487	0.0946	3.69	0.000
Col./Univ.	0.6553	0.1277	5.13	0.000
Health security(ref.=medical aid)				
National health insurance	0.3717	0.1437	2.59	0.010
Fixed-benefit(Yes)	0.1075	0.0741	1.45	0.147
Indemnity(Yes)	0.0702	0.1216	0.58	0.564
Residence(ref.=Other)				
Metropolitan area	0.0520	0.0745	0.70	0.485
Household income per capita(log)	0.1430	0.0539	2.65	0.008
Economic activity(Yes)	0.1184	0.0654	1.81	0.070
Beneficiary of national pension(Yes)	0.1763	0.0700	2.52	0.012
Medical unmet need	-0.5802	0.0813	-7.13	0.000
No. of chronic dz.	-0.2015	0.0165	-12.16	0.000
Disability(Yes)	-0.2618	0.0992	-2.64	0.008
Cancer disease(Yes)	-0.3615	0.1158	-3.12	0.002
Cardiovascular disease(Yes)	-0.1646	0.0618	-2.66	0.008
Smoking(Yes)	-0.1495	0.0981	-1.52	0.128
Drinking(Yes)	0.1572	0.0618	2.54	0.011
Regular exercise(Yes)	0.2417	0.0655	3.69	0.000
Intercept	-1.3747	4.3175	-0.32	0.750

3. 입원 및 외래의료비 분석

〈Table 3〉은 노인가구 구성형태가 입원의료비에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 패널회귀모형을 적용하여 노인가구 구성형태가 입원의료비에 미치는 영향을 분석한 결과, 노인부부 가구 대비 노인여성가구인 경우에 입원의료비가 감소하는 것으로 분석되었다. 그러나 노인남성가구는 입원진료비에 미치는 유의한 영향은 거의 없었다. 통제 변수에서는 교육수준에서 초등학교 졸업대비 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 초대졸이상인 경우에 모두 감소하는 것으로 분석되었고, 정액형 민간의료보험에 가입한 경우에는 입원의료비가 증가하는 것으로 분석되었다. 거주지역이 대도시 지역인 경우에는 비수도권 지역에 비해서 감소하는 것으로 분석되었다. 의학적 미충족 의료가 있거나 주관적 건강상태가 좋은 경우에는 입원의료비가 감소했으나 만성질환수가 증가하거나 장애가 있거나 암 또는 심혈관질환이 있는 경우, 정기적으로 운동을 하는 경우에는 입원진료비를 증가시키는 것으로 분석되었다.

〈Table 3〉 노인가구 구성형태가 입원진료비에 미친 영향

	Coefficient	S.E.	t	p-value
Family structure(ref.=couple)				
Female single	-0.6681	0.2668	-2.50	0.012
Male single	-0.3943	0.2827	-1.39	0.163
Age	0.0312	0.0931	0.34	0.737
Age ²	-0.0000	0.0006	-0.06	0.956
Education(ref.=elementary school)				
Middle school	-0.2086	0.0766	-2.72	0.006
High school	-0.03161	0.0801	-3.94	0.000
Col./Univ.	-0.3040	0.1098	-2.77	0.006
Health security(ref.=medical aid)				
National health insurance	-0.1307	0.0998	-1.31	0.190
Fixed-benefit(Yes)	0.1184	0.0621	1.91	0.057
Indemnity(Yes)	0.1044	0.1099	0.95	0.342
Residence(ref.=Other)				
Metropolitan area	-0.1666	0.0619	-2.69	0.007
Household income per capita(log)	0.0773	0.0482	1.60	0.109
Economic activity(Yes)	-0.0649	0.0574	-1.13	0.259
Beneficiary of national pension(Yes)	0.1064	0.0587	1.81	0.070
Medical unmet need	0.1564	0.0645	2.42	0.015
Subjective health(ref.=Not good)				
Good	-0.3255	0.0564	-5.77	0.000
No. of chronic dz.	0.0838	0.0119	7.02	0.000
Disability(Yes)	0.1667	0.0731	2.28	0.023
Cancer disease(Yes)	0.9613	0.0754	12.74	0.000
Cardiovascular disease(Yes)	0.1822	0.0556	3.27	0.001
Smoking(Yes)	0.0694	0.0824	0.84	0.400
Drinking(Yes)	-0.0925	0.0538	-1.72	0.085
Regular exercise(Yes)	-0.1967	0.0661	-2.98	0.003
Intercept	-2.7970	3.5243	-0.79	0.427

〈Table 4〉는 노인가구 구성형태가 외래의료비에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 패널회귀모형을 적용하여 노인가구 구성형태가 외래의료비에 미치는 영향을 분석한 결과, 노인부부 가구 대비 노인여성가구와 노인남성가구는 외래의료비에 미치는 유의한 영향은 없는 것으로 분석되었다. 통제 변수에서는 연령이 커짐에 따라 외래진료비가 커지는 것으로 분석되었으나, 초등학교 졸업에 비해서 교육수준이 초대졸이상인 경우에는 외래진료비가 감소하였고, 교육수준에서 초등학교 졸업대비 중학교 졸업, 고등학교 졸업, 초대졸이상인 경우에 모두 감소하는 것으로 분석되었다. 국민건강보험에 가입자이거나 정액형 민간의료보험에 가입한 경우, 1인당 가구소득이 증가하는 경우에 외래의료비를 증가시키는 것으로 분석되었다. 주관적 건강상태가 좋은 경우에는 외래 진료비가 감소했고, 만성질환수가 증가하거나, 암 또는 심혈관질환이 있는 경우, 흡연하는 경우에 외래 진료비가 증가하는 것으로 분석되었다.

〈Table 4〉 노인가구 구성형태가 외래의료비에 미친 영향

	Coefficient	S.E.	t	p-value
Family structure(ref.=couple)				
Female single	0.1922	0.2265	0.85	0.396
Male single	-0.0400	0.2599	-0.15	0.878
Age	0.6362	0.1056	6.02	0.000
Age ²	-0.0044	0.0007	-6.23	0.000
Education(ref.=elementary school)				
Middle school	0.0447	0.0945	0.47	0.636
High school	-0.1100	0.0971	-1.13	0.257
Col./Univ.	-0.4272	0.1328	-3.22	0.001
Health security(ref.=medical aid)				
National health insurance	1.0414	0.1288	8.08	0.000
Fixed-benefit(Yes)	0.1468	0.0717	2.05	0.041
Indemnity(Yes)	0.1317	0.1134	1.16	0.245
Residence(ref.=Other)				
Metropolitan area	-0.0802	0.0766	-1.05	0.295
Household income per capita(log)	0.1248	0.0470	2.65	0.008
Economic activity(Yes)	-0.0039	0.0581	-0.07	0.946
Beneficiary of national pension(Yes)	0.0587	0.0671	0.88	0.381
Medical unmet need	-0.0865	0.0614	-1.41	0.159
Subjective health(ref.=Not good)				
Good	-0.2425	0.0464	-5.22	0.000
No. of chronic dz.	0.1773	0.0142	12.45	0.000
Disability(Yes)	-0.0358	0.0934	-0.38	0.701
Cancer disease(Yes)	0.9337	0.0966	9.66	0.000
Cardiovascular disease(Yes)	0.4486	0.0542	8.27	0.000
Smoking(Yes)	-0.1874	0.0907	-2.07	0.039
Drinking(Yes)	0.0024	0.0549	0.04	0.965
Regular exercise(Yes)	-0.0496	0.0547	-0.91	0.365
Intercept	-12.6793	3.9310	-3.23	0.001

IV. 고찰 및 결론

이 연구는 2010년부터 2017년까지 한국의료패널 베타버전 자료를 활용하여 노인가구 가구형태가 건강상태 및 의료비에 미치는 요인을 분석하였다. 전체 분석대상자 1,960명 중에서 노인부부가구는 75.4%였고, 여성단독가구는 21.6%, 남성단독가구는 3.0%로 분석되었는데 구성비율은 기존 연구와 유사했다(오지연 외, 2010). 이러한 이유는 우리나라의 평균수명과 상당한 연관이 있는 것으로 판단되는데 우리나라 남성의 평균 수명은 78.3세지만 여성은 83.5세로 노인 연령이 증가함에 따라 남성배우자 사망 등으로 인해서 이러한 차이가 발생한 것으로 판단된다. 향후 고령화 속도의 가속화 및 혼인률의 감소 등으로 인해 65세 이상의 노인부부가구와 노인단독가구는 지속적으로 상승할 것으로 예상된다.

한국의료패널 2010-2017년 8개년 자료를 활용하여 패널로짓모형으로 노인가구 구성형태가 주관적 건강상태에 미치는 영향을 분석한 결과 노인부부가구에 비해서 단독여성가구 뿐만 아니라 단독남성가구에서도 주관적 건강상태에 미치는 영향은 유의하지 않은 것으로 분석되었는데 이는 향후 추가적인 분석이 필요하다. 기존의 노인부부가구와 노인단독가구에서 건강상태나 건강행태에서 노인부부가구에 비해 나쁘다는 분석과 다소 차이가 있다(정경희 2005, 정선숙 외, 2014). 노인가구의 구성형태는 노인들의 정신건강 등에 상당한 영향을 미칠 것으로 판단된다. 건강보험심사평가원 자료에 따르면, 우울증으로 치료받은 환자의 증가율은 전체적으로 5% 수준이지만 60세 이상에서 증가율은 9%인 것으로 조사되었다(건강보험심사평가원, 2014). 또한, 우리나라의 65세 이상 노인자살률은 58.6명으로 OECD 평균 18.8명에 비해 3배 이상 높은 수준이며, OECD 국가중에서 가장 가장 높다(OECD, 2018).

그러나 패널회귀모형을 활용하여 노인가구 구성형태가 입원의료비에 미치는 영향을 분석한 결과에서는 노인부부가구에 비해서 단독여성가구는 유의하게 입원진료비는 감소시키는 것으로 분석되었다. 그러나 외래의료비는 단독여성가구 또는 단독남성가구에서 유의한 영향이 없었다. 이는 기존 연구에서도 노인부부가구가 의료비 지출이 상대적으로 단독노인가구에 비해서 높다는 일부 연구결과와 유사하다(이원식 2018; 오지현 2010). 그러나 본 연구결과에서 만성질환의 수를 볼 때 상대적으로 노인부부가구의 건강상태가 다른 노인단독가구에 비해서 양호하고, 연령도 노인부부가구보다 낮은 것을 고려할 때 의료비 지출이 높은 것은 추가적인 검토가 필요할 것으로 판단된다. 특히, 소득수준은 노인남성단독가구와 비교할 때 상당부분 차이가 있는 것으로 분석되어 향후 노인부부가구의 의료비에 대한 추가적인 검토가 필요할 것으로 판단된다.

본 연구는 분석방법에서 다른 연구와 다소 상이하다. 상당수의 연구는 노인가구의 구성형태가 건강상태나 의료비에 미치는 영향을 분석하는 경우에는 노인가구의 구성형태별로 표본을 분류한 후에 각각의 표본에 대해서 영향요인을 분석하여 상호비교하는 방식으로 연구를 수행하였다. 그러나 본 연구에

서는 노인가구 구성형태가 미치는 영향을 패널자료를 활용하여 건강상태나 의료비에 미치는 영향을 분석하고자 하였다. 따라서 일부 연구와는 직접적인 비교에는 한계가 있다. 또한 기존 연구에서는 주로 노인가구의 구성형태를 고려하여 가구단위로 보건의료지출 관점에서 분석되고 있다(오지연 외 2010, 심영 1999). 그러나 본 연구에서는 개인의 의료이용 관점에서 개인단위로 분석하여 분석의 정밀도를 높이고자 노력하였다.

노인가구는 상당수 의료이용 과정에서 경제적인 문제로 인해 의료이용에서 접근성에 제약이 발생한다. 본 연구에서는 이를 고려하고자 1인당 가구소득을 활용하여 분석하였으나 노인가구의 1인당 가구소득은 상당부분 기존 자급에 대한 이자소득이나 연금소득, 사적이전이 주를 이룰 가능성이 있다. 연금소득 등을 구분하고 국민연금 수혜대상 여부를 조사하여 포함하였으나 2010년 기준으로 국민연금수혜 대상자가 본 자료에서는 많지 않아서 국민연금이 미치는 영향을 분석하기에는 한계가 있다.

이 연구에는 몇 가지 제한점이 있다. 본 연구에는 패널회귀모형을 사용하여 노인가구 구성형태가 건강상태 및 의료비에 미치는 영향을 분석하였으나 건강상태는 의료비에 가장 큰 영향을 미치는 요소 중에 하나이다. 따라서 이러한 요인을 고려하여 통계모형을 구축하여 추가적인 검증이 필요할 것으로 판단된다. 두 번째는 본 연구는 노인가구의 구성형태를 고려하고자 2010년 기준으로 가구주를 기준으로 분석대상을 선정하였으나 노인부부가구의 경우에는 가구주의 특성 뿐만 아니라 건강상태나 의료이용 분석과정에서 부부의 공통된 특성보다는 개인의 특성이 영향을 미친다. 그러나 노인부부의 경우에는 연령대 등의 차이에 의해서 일부 가구는 누락될 경우가 발생할 가능성이 존재한다. 마지막으로 노인단독가구는 본 연구에서 여성단독가구와 남성단독가구로 구분하여 분석하고 있는데 남성단독가구는 전체적인 표본이 매우 적은 수준으로 표본수의 문제가 발생할 가능성이 존재한다. 따라서 향후 연구에서는 이를 적절히 고려하거나 분석단위를 가구로 변경하여 분석할 필요가 있다.

이 연구는 한국의료패널 자료를 바탕으로 노인가구의 구성형태가 건강상태 및 의료비에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과 노인가구의 여성단독가구인 경우에는 노인부부가구에 비해서 입원진료비를 감소되는 것으로 분석되었다. 향후 고령화와 1인가구의 지속적인 성장에 따라, 의료비는 지속적으로 증가할 가능성이 존재하는 상황에서 시사점이 크다고 할 수 있다. 향후 노인가구의 의료비 부담을 줄이기 위해서 민간의료보험의 가입 연령 확대, 보험료의 적정 수준 조정 등의 제도 개선은 물론이고, 공보험의 보장성 강화를 통해 노인의 의료비 부담 감소와 형평성 제고를 위한 노력이 지속되어야 할 필요가 있다.

참고문헌

1. 통계청 KOSIS 자료
2. 국민건강보험공단, 건강보험심사평가원, 건강보험통계연보, 2018
3. 이원식 (2018). 의료서비스 이용에 대한 중단연구. 사회복지정책, 45(2):5-37
4. 오지연, 성영애 (2010). 노인 가계의 보건의료비 지출에 영향을 미치는 요인의 분석: 노인독신가계와 노인부부가계를 중심으로. 한국가정관리학회지., 28(1):159-174
5. 황연희 (2011). 한국의료패널로 본 한국 노인들의 의료이요 및 의료비 지출. 보건복지포럼. 2011.12. 한국보건사회연구원
6. 김제선, 한연주 (2017). 초고령 사회 진입 지방자치단체 노인의 의료비부담과 가구 유형의 영향. 한국컨텐츠학회논문지 17(7):610-621
7. 심영 (1999). 노인의 건강: 의료비 지출과 식료품비 지출의 영향. 소비문화연구, 2(2):179-199
8. OECD 통계자료
9. 최영 (2005). 가구형태에 따른 노인의 건강상태 결정요인에 관한 연구. 노인복지연구. 29, 123-149
10. Liu, L. F., Tian, W. H. and Yao, H. P. 2012. Utilization of health care services by elderly people with national health insurance in taiwan: The heterogeneous health profile approach. Health Policy 108: 246-255.
11. Liu, L. F. 2014. "The health heterogeneity of and health care utilization by the elderly in Taiwan." Int. J. Environ. Res. Public Health 11: 1384-1397.



세션 1-2 상용치료원

좌장 | 이경용(연세대학교)

- 발표 1** 주치의가 미충족 의료 경험에 미치는 효과
임형석(조선대학교병원), 김솔잎(인제대학교), 이해진(서울대학교)
박혜경(인제대학교), 박용순, 최용준(한림대학교), 성낙진(동국대학교)
이재호(가톨릭대학교)
- 발표 2** 주치의 보유가 입원에 미치는 효과
이재호(가톨릭대학교), 임형석(조선대학교병원), 성낙진(동국대학교)
김솔잎, 김경우(인제대학교)
- 발표 3** 상용치료원 보유 현황과 그 추이, 보유에 미치는 영향요인
김경우(인제대학교), 최용준(한림대학교), 성낙진(동국대학교)
이재호(가톨릭대학교)
- 토론** 송현종(상지대학교)
전보영(국립재활원)

주치의가 미충족 의료 경험에 미치는 효과

임형석(조선대학교병원 가정의학과) 김솔잎(인제대학교 일산백병원 진단검사의학과)
이혜진(서울대학교 분당서울대병원 가정의학과) 박혜경(인제대학교 일산백병원 호흡기내과)
박용순(한림대학교 춘천성심병원 가정의학과) 최용준(한림대학교 의과대학 사회의학과)
성낙진(동국대학교 일산병원 가정의학과) 이재호(가톨릭대학교 가정의학과)

요약

연구배경 및 목적

미충족 의료는 보건의료서비스에 대한 접근성이 적절하고 형평성이 있는 지 평가하는 주요한 지표이다. 국내에서는 낮은 공적 건강보험 보장성과 낮은 상용치료원 보유율로 인해 미충족 의료 경험률이 여전히 높다. 본 연구에서는 상용치료원인 주치의가 미충족의료 경험에 미치는 효과를 분석하고 건강보험이 미충족 의료에 미치는 영향과 어떻게 상호작용을 하는 지 조사하였다.

연구방법

한국의료패널 2012년, 2013년, 2016년, 그리고 2017년 조사 자료 중에서 만 18세 이상 성인가구를 대상으로 분석을 수행하였다(n=17,240). 관측되지 않은 개인의 이질성(unobserved heterogeneity)에 의한 누락변수 편이(omitted variable bias)를 통제하기 위해 하이브리드 모형을 사용하여 로지스틱 회귀분석을 수행하고 미충족 의료에 대한 주치의의 한계효과를 추정하였다.

연구결과

상용치료원인 주치의가 있는 경우에 미충족 의료 경험률이 21% 감소하였다(adjusted odds ratio [aOR] 0.79; 95% confidence interval[CI] 0.68-0.91). 건강보험은 지불능력 단계에서 미충족 의료를 감소시키고, 주치의는 인식하는 단계 및 추구하고 도달하는 단계에서 미충족 의료를 감소시키는

등 주치의와 건강보험이 서로 다른 단계에서 미충족 의료를 감소시켰다. 또 포괄성이 좋은 주치의가 미충족 의료를 감소시키는 반면(aOR 0.70; 95% CI 0.59-0.82), 포괄성이 좋지 않은 주치의는 미충족 의료를 감소시키지 못했다(aOR 1.18; 95% CI 0.90-1.56).

결론

미충족 의료를 감소시키고 의료접근성을 향상시키기 위해서는 건강보험 보장성 강화와 함께 포괄적 진료 능력을 갖춘 주치의를 보유하는 비율을 높이기 위한 제도적 노력이 필요하다.

키워드: 상용치료원, 주치의, 미충족 의료, 하이브리드 모형, 누락 변수 편이, 한계 효과

I. 서론

의료이용자의 의해 주관적으로 인식되거나 의료전문가에 의해 객관적으로 판단된 의료적 필요가 적절하게 충족되지 못할 때 미충족 의료(unmet medical needs)가 발생한다(Donabedian, 1973). 미충족 의료가 발생하면 적절한 시기에 치료를 받지 못하게 됨으로써 질병의 중증도를 높이고 합병증의 가능성을 높일 수 있다(Diamant et al., 2004). 또, 미충족 의료는 사회경제적으로 취약한 계층에 더 많이 발생하기 때문에 의료형평성을 저해하기도 한다(Baggett et al., 2010; Kim, 2008).

Levesque는 환자중심 의료접근성 모델을 통해 미충족 의료가 발생하는 원인을 인식할 수 있는 능력(ability to perceive), 추구할 수 있는 능력(ability to seek), 도달할 수 있는 능력(Ability to reach), 지불 능력(ability to pay), 그리고 참여 능력(ability to engage)의 5단계로 나누어 제시하였다(Levesque et al., 2013). 최근 국내의 미충족 의료 경험률이 꾸준히 감소하는 추세에 있는데, 이는 건강보험의 보장성이 강화됨에 따라 Levesque의 5단계 중 지불 능력의 단계에서 발생하는 미충족 의료가 감소한 것이 주요한 원인으로 보인다(Kim et al., 2019). 그러나 유럽연합에 속한 여러 국가와 비교해 볼 때 국내의 미충족 의료 경험률은 여전히 높은 수준에 머물러 있고, 건강보험 보장성 또한 OECD 평균에 한참 미치지 못한다(OECD, 2018; Eurostat, 2017). 미충족 의료를 감소시키기 위해서는 건강보험 보장성이 더욱 강화될 필요가 있다. 또 다른 한편으로, 미충족 의료를 감소시키기 위해서는 Levesque가 제시한 5단계 중 지불 능력의 단계 이외의 나머지 4단계에서도 접근성이 강화될 필요가 있다. 의료체계에 국한해서 보자면 상용치료원 보유가 이들 단계의 의료접근성을 향상시킨다는 다양한 연구결과가 보고된 바 있다(Xu, 2002; Blewett et al., 2008) 상용치료원은 아프거나 의료상답이 필요할 때 주로 가는 보건의료제공자 또는 장소를 의미하며, 일차의료의 핵심 역할과 관련이

깊다. DeVoe 등은 건강보험이라는 재정적 차원의 잠재적 접근성이 실제 실현되기 위해서는 상용치료원의 공급이라는 구조적 차원의 잠재적 접근성이 함께 작용해야 함을 보인 바 있다(DeVoe et al., 2011). 그러나 선행연구에 따르면 국내의 경우 상용치료원인 주치의의 비율이 20%에도 미치지 못하고, 주치의 제도에 대한 사회적 논의도 아직 미약한 수준이다(송유진 외, 2018). 유럽 국가들의 경우 주치의 관련 제도를 가지고 있는 나라가 다수이고, 최근까지도 프랑스를 비롯한 여러 국가에서 주치의 제도를 새롭게 도입한 바 있다(국민건강보험공단, 2014). 미국의 경우도 연구에 따라서는 80% 이상이 상용치료원을 보유하고 있는 현실을 생각하면 상용치료원 확대가 국내에서 중요한 도전 과제임에 틀림없다(DeVoe et al., 2011).

본 연구에서는 상용치료원인 주치의 보유가 실제 미충족 의료 경험에 미치는 효과를 분석하고, 주치의가 접근성의 어느 단계에서 미충족 의료를 감소시키는 지 파악하고자 하였다. 또, 주치의의 포괄성, 조정기능, 지속성이 미충족 의료에 미치는 영향을 분석함으로써 주치의 제도를 도입할 때 주치의의 어떤 특성에 유념해야 하는 지 근거를 제시하고자 하였다.

II. 연구 방법

1. 연구 자료 및 연구 대상

본 연구의 목적인 주치의가 미충족 의료에 미치는 효과를 분석하기 위해 한국의료패널조사 자료를 활용하였다. 한국의료패널조사에서는 2012년, 2013년, 2016년, 그리고 2017년 조사에서 상용치료원을 묻는 설문을 부가조사에 포함하였으며, 특히 2012년부터는 상용치료원을 주 의리기관과 주 의사¹⁾로 구분하여 분석할 수 있게 되었다. 본 연구에서는 2012년, 2013년, 2016년, 그리고 2017년 한국의료패널조사 자료에 포함된 만 18세 이상 성인가구원 17,247명 중 결측치를 가진 7명을 제외한 17,240명을 최종 분석 대상으로 하였다.

2. 연구 변수

가. 결과 변수

주치의 보유가 미충족 의료 경험에 미치는 효과에 대한 분석에서 지난 1년간의 미충족 의료(unmet medical need)²⁾ 경험 유무를 결과 변수로 하였다. 또, 주치의가 접근성의 어느 단계에서 미충족

1) 논의의 편의를 위해 한국의료패널 설문지 중, 주 의사로서 상용치료원을 묻는 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?”라는 설문 내용에 ‘주로 방문하는 의사 선생님’을 이하 주치의(Regular doctor)로 단순화하여 명명하였다.

2) 치과 치료나 검사는 제외

의료를 발생시키는지에 관한 분석에서는 미충족 의료 발생 단계에 따른 미충족 의료 경험 유무를 결과 변수로 하였다. 미충족 의료의 발생 단계는 Levesque의 환자중심 의료접근성 모델에 따라 미충족 의료의 이유를 묻는 설문에 ‘정보가 부족해서’, ‘주치의가 없어서’, ‘증세가 경미해서’라고 응답한 경우를 ‘인식할 수 있는 능력(ability to perceive)’의 단계로, ‘아이를 봐줄 사람이 없어서’, ‘방문 시간이 없어서’, ‘의료기관이 멀어서’, ‘거동이 불편해서’, ‘빨리 예약이 되지 않아서’라고 응답한 경우를 ‘추구하고 도달할 수 있는 능력(ability to seek & reach)’의 단계로, 그리고 ‘비용이 부담스러워서’라고 응답한 경우 ‘지불 능력(ability to pay)’의 단계로 구분하였다.

나. 관심 변수

주치의 및 건강보험 보장성 관련 변수를 관심 변수로 분석을 하였다. 주치의 관련 변수로는 주치의 보유 여부, 주치의 지속성, 주치의 포괄성 및 주치의 조정기능을, 건강보험 보장성 관련 변수로는 건강보험 보장률 및 4대 중증질환 산정특례대상자 건강보험 보장률(이하 4대 중증질환 보장률)을 관심 변수로 하였다. 주치의 지속성의 경우에 주치의 보유 기간이 5년 이상이면 지속성이 좋은 주치의로, 5년 미만이면 지속성이 좋지 않은 주치의로 조작적 구분을 하였다. 또, 주치의 포괄성³⁾과 조정기능⁴⁾을 묻는 설문에서 ‘거의 그렇다’ 또는 ‘대체로 그렇다’라고 답한 경우를 포괄성과 조정기능이 좋은 주치의로, ‘그저 그렇다’, ‘대체로 그렇지 않다’ 또는 ‘거의 그렇지 않다’라고 답한 경우 포괄성과 조정기능이 좋지 않은 주치의로 구분하였다.

다. 통제 변수

Andersen의 의료이용 행동 모델을 토대로 인구사회학적 요인과 경제적 요인, 건강 요인을 미충족 의료의 영향 요인으로 통제하였다(Andersen, 1995). 인구사회학적 요인으로 연령(18~44세, 45~64세, 65세 이상), 성별, 배우자 유무, 학력(고등학교 졸업 여부)을, 경제적 요인으로 가구소득(빈곤층: 하위 20% 이하, 저소득층: 하위 20%~중위소득, 중산층: 중위소득~상위 20%, 고소득층: 상위 20% 이상)과 민영의료보험 보유 여부를, 건강 요인으로 만성질환 보유 여부, Charlson 동반상병지수(Charlson's comorbidity index)를 통제 변수로 포함하였다. 그리고, 한국의료패널 설문에서 제시된 미충족 의료의 이유와 관련된 변수들을 통제 변수에 추가하였다. 미충족 의료의 이유 중 ‘아이 봐줄 사람 없음’에 대한 대리 변수(proxy variable)로 12세 미만 자녀수와 가구원 총수를 포함하였고, ‘방문 시간 없음’에 대한 대리 변수로 경제활동 유무를 포함하였다. ‘의료기관이 멀어서’에 대한 대리 변수로 외래 평균 교통시간을 3분위로 나누어 통제 변수에 포함하였고, ‘거동 불편’에 의한 미충족 의료 발생을 통제하기 위해 중증 장애(장애등급 3급 이상) 유무를 통제 변수로 포함하였다.

3) “그 의사 선생님은 귀하에게 발생하는 일상적인 건강문제의 대부분을 해결해 주니까?”

4) “그 의사 선생님은 건강관리에 필요한 보건의로 관련 시설이나 인력들을 적절하게 소개해 주니까?”

3. 분석 방법

가. 분석 모형

패널 자료를 이용한 회귀분석에서 관측되지 않은 개인의 이질성(unobserved heterogeneity)을 고정효과(fixed effects; FE) 또는 확률효과(random effects; RE)로 간주하는 FE 모형과 RE 모형을 사용할 수 있다. 하지만, 관측되지 않은 개인의 이질성(unobserved heterogeneity)이 설명변수와 상관성이 존재하는 경우 내생성 문제로 인해 RE 추정량은 일치 추정량이 되지 못하고 누락변수에 의한 편이(omitted variable bias)를 발생시킨다. FE 추정량의 경우에는 within 변환을 통해 누락변수 편이를 통제하여 일치 추정량을 얻을 수 있지만, 시간 불변 변수에 대한 추정계수를 얻을 수 없는 단점이 있다. 게다가 선행연구에서 보듯이 주치의 보유 여부나 미충족 의료 경험 여부는 시간에 따라 변하지 않는 경우가 대부분이어서 FE 추정량을 이용해 분석을 하는 경우 유효샘플 수가 현저히 떨어져 추정의 효율성에 문제가 발생할 수 있는 한계가 있다.

하이브리드 모형으로 알려져 있는 Within-between random effects(이하 REWB) 모형(Allison, 2009)과 Mundlak 모형으로도 알려져 있는 상관임의효과(Correlated random effects, 이하 CRE) 모형(Wooldridge, 2010)은 RE 모형과 FE 모형의 이러한 단점에 대해 유연한 대처를 할 수 있는 모형으로 소개되었다. REWB 모형과 CRE 모형은 within 효과와 between 효과를 분리해 추정함으로써 FE 모형과 RE 모형의 장점을 결합하는 전략을 채택한다.⁵⁾ 또한 REWB 모형에서는 관측되지 않은 개인의 이질성(unobserved heterogeneity)이 설명변수와 갖는 상관관계 때문에 발생하는 누락 변수 편이를 between 효과에 흡수시키고, 의료에 대한 문해력, 의료제공자나 의료시스템에 대한 태도, 개인의 성격과 같이 미충족 의료 경험에 영향을 줄 수 있으면서 시간에 따라 변하지 않는 측정되지 않은 개인의 특성에 의한 편이를 within 효과로부터 통제시킨다. CRE 모형은 between 효과 대신에 상황(contextual) 효과를 추정한다는 점에서 REWB 모형과 차이가 있지만, 상황(contextual) 효과가 between 효과와 within 효과의 차이라는 점을 고려하면, CRE 모형과 REWB 모형은 수학적으로 동일하다.⁶⁾ 다만, 상황(contextual) 효과는 해석의 측면에서 개념적으로 다수준 횡단면 자료(multilevel cross sectional data)에 좀 더 적합한 면이 있고, panel data와 같은 종단면 자료(longitudinal data)에서는 REWB 모형이 더 적절한 측면이 있다. 다만, REWB 모형의 경우 한계 효과(marginal effects)를 추정할 수 없는 제한점이 있다.

본 연구에서는 주치의 여부 및 주치의 특성별로 미충족 의료에 미치는 효과를 분석하기 위해 REWB

5) REWB 모형: $Y_{it} = \beta_0 + \beta_{1W}(X_{it} - \bar{X}_i) + \beta_{2B}X_i + \beta_4Z_i + (v_i + \epsilon_{it})$.

CRE 모형: $Y_{it} = \beta_0 + \beta_{1W}X_{it} + \beta_{2C}X_i + \beta_4Z_i + (v_i + \epsilon_{it})$.

(β_{1W} , within effect; β_{2B} , between effect; β_{2C} , contextual effect; Y_{it} , dependent variable; X_{it} , time-varying independent variable; X_i , individual-specific mean; Z_i , time-invariant independent variable; v_i , random effects for individuals i ; ϵ_{it} , level 1 residuals)

6) $Y_{it} = \beta_0 + \beta_{1W}X_{it} + (\beta_{2B} - \beta_{1W})X_i + \beta_4Z_i + (v_i + \epsilon_{it})$. $\beta_{2B} - \beta_{1W} = \beta_{2C}$.

모형을 사용하여 이항 로지스틱 분석을 수행하였다. 주치의 여부가 미충족 의료 발생 단계에 따른 미충족 의료 경험 유무에 미치는 영향을 분석할 때는 마찬가지로 REWB 모형을 이용하여 다항 로지스틱 분석을 수행하였다. 그리고 두 경우 모두에서 within effect와 between effect를 각각 추정하였다. 또, 주치의 보유가 미충족 의료 경험에 미치는 한계 효과를 추정할 때는 CRE 모형을 사용하여 로지스틱 회귀분석을 수행한 뒤 한계 효과를 사후 추정하였다.

나. 한계 효과 Marginal effects 분석

한계 효과는 다른 공변인이 일정하다고 가정한 상태에서 특정한 설명 변수가 변화할 때 결과 변수가 변화하는 '크기'를 말해주는 통계량이다. 선형 회귀분석에서는 추정계수(coefficients)가 한계 효과와 동일하지만, 로지스틱 회귀분석과 같은 비선형 모형에서는 추정 계수가 바로 한계 효과로 해석될 수 없고, 앞서 추정한 비선형 모형의 예측치(predictions)로부터 계산되어야 한다. 한계 효과가 '크기'의 정보를 제공하기 때문에, 로지스틱 회귀분석에서 흔히 기준점에 대한 '비율'의 형태로 제시되는 Odds ratio에 비해 분석 목적에 따라서는 한계 효과가 더 유용할 수 있다. 본 연구에서는 로지스틱 분석을 통해 Odds ratio를 제시하였고, 더불어 한계 효과 분석을 통해 한계 평균(marginal means)과 평균 한계 효과(average marginal effects, AME)를 함께 제시하였다.

본 연구는 통계 분석 시 강건 표준오차(robust standard error)를 사용하여 신뢰구간을 추정하였으며, 통계 분석 소프트웨어로 Stata/MP version 16.0을 이용하였다.

III. 연구결과

1. 기술 통계 분석 (Descriptive statistics analysis)

연구 대상자의 인구사회학적 특성은 경제활동 여부를 제외하고 미충족 의료 경험군과 미경험군 사이에 차이가 있었다[표 1]. 미충족 의료 경험률은 2012년 15.4%에서 2013년에 약간 증가했다가 2017년 10.6%까지 전반적으로 감소하는 추세를 보였다. 같은 기간 주치의 보유율은 16.0%에서 21.0%로 증가했다. 건강보험 보장률과 4대 중증질환 보장률은 2012년 각각 62.5%, 77.7%에서 2103년 약간 감소했다가 다시 2017년 각각 62.7%, 81.7%까지 전반적으로 증가하는 추세를 보였다 [표 2].

[표 1] 연구 대상자의 인구사회학적 특성

Characteristics	Totala		with unmet needs		Without unmet needs		p ^b
	N	%	N	%	N	%	
연령							
18-44세	18,017	35.9	1,957	29.4	16,060	36.9	0.000
45-64세	18,253	36.4	2,538	38.2	15,715	36.1	
65세 이상	13,875	27.7	2,152	32.4	11,723	27.0	
성별							
남성	23,215	46.3	2,698	40.6	20,517	47.1	0.000
여성	26,930	53.7	3,949	59.4	22,981	52.8	
배우자							
없음	15,988	31.9	2,226	33.5	13,772	31.7	0.003
있음	34,147	68.1	4,421	66.5	29,726	68.3	
교육 수준							
고등학교 졸업 미만	16,456	32.8	2,860	43.0	13,596	31.3	0.000
고등학교 졸업 이상	33,689	67.2	3,787	57.0	29,902	68.7	
소득 수준							
빈곤층	7,647	15.2	1,610	24.2	6,037	13.9	0.000
저소득층	15,433	30.8	2,152	32.4	13,281	30.5	
중산층	16,382	32.7	1,871	28.1	14,511	33.4	
고소득층	10,683	21.3	1,014	15.3	9,669	22.2	
민영의료보험 보유							
없음	14,736	29.4	2,335	35.1	12,401	28.5	0.000
있음	35,409	70.6	4,312	64.9	30,907	71.5	
만성 질환							
없음	18,451	36.8	1,896	28.5	16,555	38.1	0.000
있음	31,694	63.2	4,751	71.5	26,943	61.9	
Charlson 동반상병지수							
0점	13,542	27.0	1,373	20.7	12,169	28.0	0.000
1점	9,473	18.9	1,265	19.0	8,208	18.9	
2점	7,733	15.4	1,075	16.2	6,658	15.3	
3점 이상	19,397	38.7	2,934	44.1	16,463	37.8	
중증 장애 유무							
없음	48,796	97.3	6,355	95.6	42,441	97.6	0.000
있음	1,349	2.7	292	4.4	1,057	2.4	
경제활동							
안함	20,220	40.3	2,679	40.3	17,541	40.3	0.973
함	29,925	59.7	3,968	59.7	25,957	59.7	
가구원 총수^c	3.18	(0.01)	3.03	(0.02)	3.21	(0.01)	0.000 ^d
12세 미만 자녀 수^c	0.30	(0.00)	0.30	(0.00)	0.29	(0.01)	0.031 ^d
외래 평균 교통시간							
외래 방문 안함	6,795	13.5	716	10.8	6,079	12.5	0.000
하위	15,475	30.9	2,012	30.3	13,463	31.0	
중위	15,308	30.5	2,110	31.7	13,198	31.0	
상위	12,567	25.1	1,809	27.2	10,758	25.5	

^aTotal observation N of 4-year pooled sample(2012, 2013, 2016, 2017)=50,145 and total population N of sample=17,240; ^b χ^2 test except ^d; ^cMean(SE); ^dT-test

[표 2] 연도별 미충족 의료 경험률, 주치의 보유율, 건강보험 보장률 추이 (단위: %)

연도	미충족 의료 경험률		주치의 보유율		건강보험 보장률 ^a	4대 중증질환 건강보험 보장률 ^a
	mean	se	mean	se		
2012년	15.4	(0.3)	16.0	(0.3)	62.5	77.7
2013년	16.8	(0.4)	18.3	(0.4)	62.0	77.5
2016년	11.0	(0.3)	16.9	(0.3)	62.6	80.3
2017년	10.6	(0.3)	21.0	(0.4)	62.7	81.7

^a건강보험환자 진료비 실태조사, 통계청

[표 3] 미충족 의료 발생 단계에 따른 미충족 의료의 이유 (단위: %)

미충족 의료 발생의 단계 ^a	미충족 의료의 이유	상대적 비율	
인식할 수 있는 능력 (ability to perceive)	정보가 부족해서	1.4	25.5
	주치의가 없어서	0.3	
	증세가 경미해서	23.9	
추구하고 도달할 수 있는 능력 (ability to seek & reach)	아이를 봐줄 사람이 없어서	1.6	41.2
	방문 시간이 없어서	30.5	
	의료기관이 멀어서	2.5	
	거동 불편해서	6.2	
	빨리 예약이 되지 않아서	0.4	
지불 능력 (ability to pay)	비용이 부담스러워서	30.4	30.4
	기타	2.9	2.9

Total observation N reporting unmet medical needs=6,647; ^aLevesque 환자중심 의료접근성 모델에 따른 분류

미충족 의료 경험의 이유를 묻는 설문에는 ‘방문 시간이 없어서’라고 응답한 경우가 가장 많았으며 (30.5%), 그 다음으로 ‘비용이 부담스러워서’(30.4%), ‘증세가 경미해서’(23.9%) 순으로 응답률이 높았다. 미충족 의료 발생의 단계별로 ‘추구하고 도달할 수 있는 능력’의 단계에서 미충족 의료 발생한 경우가 41.2%, ‘지불 능력’의 단계에서 미충족 의료 발생한 경우가 30.4%, ‘인식할 수 있는 능력’의 단계에서 미충족 의료 발생한 경우가 25.5%였다[표 3].

2. 주치의 보유 및 특성이 미충족 의료 경험에 미치는 효과

주치의를 보유한 경우에 within effects와 between effects 모두에서 미충족 의료 경험을 각각 19%, 21%⁷⁾ 감소시켰다. 이는 한 개인이 주치의를 보유하고 있지 않다가 어느 시점에 주치의를 보유하는 경우

7) 이하 %수치는 상대적 비율(odds ratio).

[표 4] 주치의 보유가 미충족 의료에 미치는 효과

Characteristics	within effects			between effects		
주치의 보유						
없음	1.00			1.00		
있음	0.81	(0.74-0.90)	***	0.79	(0.68-0.91)	**
건강보험 보장률	0.74	(0.64-0.87)	***	1.19	(0.54-2.63)	
4대 중증질환 보장률	0.91	(0.88-0.94)	***	0.84	(0.77-0.92)	***
연령						
18-44세	1.00			1.00		
45-64세	0.94	(0.75-1.18)		1.19	(0.97-1.48)	
65세 이상	0.73	(0.52-1.03)		0.92	(0.71-1.20)	
성별						
여성						
남성	<i>(omitted)</i>			0.76	(0.71-0.82)	***
배우자						
있음	1.00			1.00		
없음	0.80	(0.59-1.09)		1.23	(1.12-1.35)	***
교육 수준						
고등학교 졸업 미만	1.00			1.00		
고등학교 졸업 이상	1.45	(0.81-2.62)		0.82	(0.74-0.90)	***
소득 수준						
빈곤층	1.00			1.00		
저소득층	0.80	(0.70-0.92)	**	0.49	(0.43-0.57)	***
중산층	0.81	(0.68-0.97)	*	0.37	(0.32-0.43)	***
고소득층	0.88	(0.71-1.09)		0.27	(0.23-0.32)	***
민영의료보험 보유						
없음	1.00			1.00		
있음	1.05	(0.83-1.32)		0.94	(0.86-1.03)	
만성 질환						
없음	1.00			1.00		
있음	1.20	(1.00-1.43)	*	1.43	(1.28-1.59)	***
Charlson 동반상병지수						
0점	1.00			1.00		
1점	0.98	(0.77-1.26)		1.26	(1.05-1.52)	*
2점	0.87	(0.61-1.24)		1.10	(0.85-1.42)	
3점 이상	0.56	(0.37-0.86)	**	1.05	(0.80-1.38)	
중증 장애 유무						
없음	1.00			1.00		
있음	1.91	(1.02-3.61)	*	1.61	(1.31-1.97)	***
경제활동						
안함	1.00			1.00		
함	1.13	(0.99-1.28)		1.47	(1.34-1.61)	***
가구원 총수	0.91	(0.82-1.01)		1.02	(0.98-1.05)	
12세 미만 자녀수	1.10	(0.95-1.26)		1.10	(1.03-1.18)	**
외래 평균 교통시간						
하위	1.00			1.00		
중위	1.02	(0.92-1.12)		0.94	(0.83-1.07)	
상위	0.95	(0.84-1.08)		0.93	(0.82-1.05)	

Data are adjusted ORs(robust 95% CI). * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

미충족 의료 경험이 19% 감소함을 의미하고, 주치를 보유하고 있는 사람은 그렇지 않은 사람에 비해 미충족 의료를 21% 적게 경험함을 의미한다. 건강보험 보장률의 경우 보장률이 1% 증가함에 따라 개인의 미충족 의료 경험률은 26% 감소하고, 4대 중증질환 보장률의 경우 보장률이 1% 증가함에 따라 미충족 의료 경험률은 9% 감소하였다(within effect). 남성은 여성에 비해 미충족 의료를 24% 적게 경험하였다. 배우자가 없는 사람은 배우자가 있는 경우에 비해 미충족 의료 경험률이 23% 높았으며, 고등학교 졸업 이상의 학력을 가진 사람은 그렇지 못한 사람에 비해 미충족 의료를 18% 적게 경험하였다(between effect). 소득이 높을수록 미충족 의료를 경험할 확률이 적었으며 고소득층은 빈곤층에 비해 미충족 의료 경험률이 73% 적었다(between effect). 만성 질환과 중증 장애를 가진 경우 within effect와 between effect 모두에서 미충족 의료 경험률이 높았다. 경제활동을 하는 경우와 12세 미만 자녀수가 많은 경우 각각 47%, 10% 미충족 의료 경험률이 높았다(between effect). 연령, 민영 의료보험 보유, 외래 평균 교통시간은 통계적으로 유의한 차이가 없었다[표 4].⁸⁾

[표 5] 주치의의 평균 한계 효과^a (단위 %)

		한계 평균 (marginal means) ^b	평균 한계 효과 (AME) ^c
전체		13.3 (12.9-13.6)	-1.9 (1.0-2.9) [†]
가구 소득	빈곤층	14.8 (13.5-16.2)	-2.8 (1.5-4.1) [†]
	저소득층	12.6 (11.9-13.3)	-2.1 (1.1-3.0) [†]
	중산층	12.8 (12.0-13.6)	-1.7 (0.9-2.5) [†]
	고소득층	13.5 (12.2-14.9)	-1.5 (0.8-2.2) [†]
중증 장애	있음	20.5 (12.3-28.8)	-2.8 (1.5-4.2) [†]
	없음	13.1 (12.2-14.9)	-1.9 (1.0-2.8) [†]
만성 질환	있음	13.8 (13.1-14.5)	-2.2 (1.1-3.2) [†]
	없음	12.1 (11.0-13.2)	-1.6 (0.9-2.3) [†]
빈곤층 + 만성질환		15.5 (13.9-17.0)	-2.2 (1.2-3.3) [†]
빈곤층 + 중증장애		22.7 (13.7-31.7)	-2.9 (1.3-4.4) [†]
빈곤층 + 중증장애 + 만성질환		23.6 (14.3-32.9)	-3.0 (1.4-4.6) [†]
건강보험 보장률	62.0%	14.6 (13.8-15.4)	-2.9 (1.3-4.4) ^{†d}
	62.7%	12.5 (12.0-13.0)	
	70.0%	2.0 (0.0-4.2)	
4대 중증질환 보장률	77.5%	14.9 (14.2-15.6)	-2.0 (1.4-2.7) ^{†e}
	81.7%	11.2 (10.5-11.9)	
	95.0%	4.1 (2.2-5.9)	

^aMarginal effects are calculated from within effects.; ^bpredicted probabilities of unmet medical needs(95% robust CI);

^caverage marginal effects of regular doctor(95% robust CI);

^dcontrast of predicted means(at 62% vs 63%); ^econtrast of predicted means(at 80% vs 82.5%); [†] $p < 0.001$

8) 건강보험 보장률, 4대 중증질환 보장률은 within분산이 between분산보다 크고, 주치의 보유는 within분산과 between분산이 비슷했다. 성별은 time-invariant 변수이고, 나머지 설명변수는 다양한 정도로 between분산이 within분산보다 컸다.

한계 효과의 관점에서 한 사람이 평균적으로 미충족 의료를 경험할 가능성은 13.3%이고, 주치의를 보유하면 미충족 의료 경험률이 1.9%⁹⁾만큼 감소했다. 빈곤층, 중증 장애, 만성질환을 가지고 있는 경우 미충족 의료를 경험할 가능성은 전체 평균보다 높았고(각각 14.8%, 20.5%, 13.8%), 주치의의 평균 한계 효과도 전체 평균보다 컸으나(각각 2.8%, 2.8%, 2.2%) 전체 평균과의 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다. 빈곤층이면서 만성질환을 가지고 있거나, 중증 장애를 가지고 있는 경우, 또는 둘 다를 가지고 있는 경우는 통계적으로 유의하게 전체 평균보다 미충족 의료 경험률이 높았다(각각 15.5%, 22.7%, 23.6%). 이 경우 주치의 평균 한계 효과도 전체 평균보다 컸지만 통계적으로 유의하지는 않았다(각각 2.2%, 2.9%, 3.0%). 건강보험 보장률이 62%에서 63%로 1% 증가하면 미충족 의료 경험률은 2.9%가 감소하고, 건강보험 보장률이 70%가 되면 미충족 의료 경험률은 2.0%가 될 것으로 예측되었다. 4대 중증질환 보장률의 경우 보장률이 80%에서 82.5%로 2.5% 증가하면 미충족 의료 경험률은 2.0% 감소하고, 4대 중증질환 보장률이 95%가 되면 미충족 의료 경험률이 4.1%가 될 것으로 예측되었다[표 5].

주치의의 특성과 관련하여 포괄성이 좋은 주치는 주치의가 없는 경우에 비해 미충족 의료 경험을 30% 감소시켰으나 포괄성이 좋지 않은 주치는 미충족 의료 경험을 감소시키지 못했다. 조정기능이 좋은 주치의와 조정기능이 좋지 않은 주치는 모두 between effect에서 미충족 의료를 통계적으로 유의하게 감소 시켰다. 5년 이상 주치의를 보유한 경우 통계적으로 유의하게 미충족 의료 경험이 감소하였으나 5년 미만 주치의를 보유한 경우 주치의 없는 경우와 통계적으로 유의한 차이가 없었다[표 6].¹⁰⁾

주치의 보유는 인식할 수 있는 능력의 단계와 추구하고 도달할 수 있는 능력의 단계에서 미충족 의료 경험을 감소시켰고, 4대 중증질환 보장률과 소득 수준은 지불 능력의 단계에서 미충족 의료 경험을 감소시켰다. 남성의 경우 인식할 수 능력의 단계, 추구하고 도달할 수 있는 능력의 단계, 지불 능력의 단계 모두에서 여성에 비해 미충족 의료 경험이 적었다. 경제활동을 하는 경우와 12세 미만의 자녀가 많을수록 추구하고 도달할 수 있는 능력의 단계에서 미충족 의료 경험이 많았으며, 가구원 총수가 많은 경우 추구하고 도달할 수 있는 능력의 단계에서 미충족 의료 경험이 줄었지만 지불능력의 단계에서는 미충족 의료 경험이 증가했다[표 7].

[표 6] 주치의 특성이 미충족 의료에 미치는 효과

characteristics quality	포괄성		조정기능		지속성	
	within	between	within	between	within	between
주치의 없음	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
좋은 주치의	0.77(0.04) ^{***}	0.70(0.06) ^{***}	0.94(0.07)	0.75(0.08) ^{**}	0.81(0.05) ^{**}	0.77(0.07) ^{**}
좋지 않은 주치의	0.95(0.08)	1.18(0.17)	0.75(0.05) ^{***}	0.82(0.07) [*]	0.81(0.06) ^{**}	0.82(0.09)

Data are adjusted ORs(robust SE). Adjustment variables(연령, 성별, 배우자, 교육수준, 소득수준, 민영의료보험 보유, 만성질환, CCI, 중증장애 유무, 경제활동, 가구원 총수, 12세 미만 자녀수, 외래 평균 교통시간, 건강보험 보장률, 4대 중증질환 보장률); * $\rho < 0.05$; ** $\rho < 0.01$; *** $\rho < 0.001$.

9) 이하 %수치는 한계 효과의 절대적 크기(Average marginal effects).

10) 주치의의 특성이 시간에 따라 잘 변하지 않는 점과 지속성을 5년을 기준으로 두 그룹으로만 구분한 점을 고려할 때 within effect보다 between effect에 의미를 두어 해석하는 것이 합리적이다.

[표 7] 미충족 의료 발생 단계에 따른 원인별 미충족 의료의 요인

Characteristics	ability to perceive		ability to seek & reach		ability to pay	
	within	between	within	between	within	between
주치의 보유						
없음	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
있음	0.71(0.07)***	0.63(0.07)***	0.85(0.06)*	0.82(0.08)*	0.90(0.06)	0.90(0.09)
건강보험 보장률						
4대 중증질환 보장률	0.79(0.12)	1.27(0.90)	0.61(0.07)***	0.73(0.40)	1.09(0.13)	1.67(0.95)
연령	0.94(0.03)*	0.96(0.08)	0.99(0.02)	0.90(0.06)	0.81(0.02)***	0.75(0.05)***
연령						
18-44세	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
45-64세	1.05(0.17)	1.48(0.25)*	0.80(0.11)	0.99(0.13)	1.19(0.27)	1.30(0.24)
65세 이상	1.00(0.27)	1.33(0.27)	0.52(0.11)**	0.75(0.12)	1.08(0.32)	0.92(0.20)
성별						
여성		1.00		1.00		1.00
남성	(omitted)	0.83(0.05)**	(omitted)	0.71(0.03)***	(omitted)	0.86(0.05)*
배우자						
있음	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
없음	0.86(0.22)	0.96(0.07)	0.82(0.17)	1.17(0.07)**	1.02(0.24)	1.57(0.10)***
교육 수준						
고등학교 졸업 미만	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
고등학교 졸업 이상	1.68(0.80)	0.92(0.07)	0.74(0.26)	0.80(0.05)**	2.96(1.39)*	0.83(0.06)*
소득 수준						
빈곤층	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
저소득층	0.99(0.14)	1.09(0.12)	0.94(0.09)	0.76(0.08)**	0.70(0.07)***	0.35(0.03)***
중산층	1.11(0.18)	0.90(0.11)	1.02(0.12)	0.82(0.08)*	0.53(0.07)***	0.14(0.02)***
고소득층	1.29(0.24)	0.83(0.11)	1.06(0.15)	0.64(0.07)***	0.46(0.10)***	0.04(0.01)***
민영의료보험 보유						
없음	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
있음	0.78(0.16)	1.19(0.08)*	1.25(0.18)	0.91(0.05)	0.96(0.19)	0.89(0.06)
만성 질환						
없음	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
있음	1.48(0.21)*	1.11(0.09)	1.05(0.12)	1.34(0.09)***	1.04(0.16)	2.05(0.23)***
Charlson 동반상병지수						
0점	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1점	1.11(0.27)	1.06(0.15)	0.95(0.14)	1.14(0.13)	0.56(0.15)*	1.60(0.30)*
2점	1.28(0.40)	1.01(0.20)	0.65(0.14)*	0.85(0.14)	0.52(0.18)	1.73(0.40)*
3점 이상	0.79(0.29)	0.94(0.20)	0.43(0.11)**	0.80(0.14)	0.46(0.18)	1.88(0.45)**
중증 장애 유무						
없음	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
있음	0.55(0.46)	0.61(0.13)*	2.09(0.75)*	2.66(0.33)***	2.36(0.94)*	1.09(0.14)
경제활동						
안함	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
함	0.95(0.11)	1.14(0.08)	1.58(0.14)***	2.11(0.12)***	0.82(0.08)	0.97(0.07)
가구원 총수						
12세 미만 자녀수	0.92(0.08)	1.03(0.03)	0.91(0.06)	0.94(0.02)**	0.99(0.09)	1.20(0.03)***
외래 평균 교통시간	0.96(0.11)	0.94(0.05)	1.24(0.11)*	1.21(0.05)***	0.89(0.12)	0.91(0.06)
외래 평균 교통시간						
하위	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
중위	0.91(0.08)	0.98(0.10)	1.02(0.06)	0.93(0.08)	1.10(0.09)	0.98(0.10)
상위	0.81(0.09)	1.00(0.08)	0.98(0.08)	1.03(0.08)	1.07(0.11)	0.84(0.08)

Data are RR ratios(robust SE). * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$.

IV. 결론 및 고찰

이 연구는 의료적인 필요가 있을 때, 주로 방문하는 의사 선생님, 즉 주치의가 있는 경우 미충족 의료 경험에 어떤 영향을 미치는 지를 살펴보고자 하였다. 특히 건강보험 보장성이 강화되는 현실 속에서 주치의 보유가 건강보험이 미충족 의료에 미치는 영향과 어떻게 상호작용을 하는 지 관심을 가졌다. 한국의료패널 자료를 포함하여 다양한 자료를 바탕으로 수행된 연구에서 미충족 의료 경험률은 꾸준히 감소하고 있다(Kim et al., 2019). 이는 건강보험 보장성 강화에 힘입은 바 크다. 본 연구에서도 미충족 의료 경험률은 2012년 15.4%에서 2017년 10.6%로 4.8% 감소하였고, 같은 기간 동안 건강보험 보장률은 0.2%, 4대 중증질환 보장률은 4% 상승하였다[표 1]. 2019년 발표된 제1차 국민건강보험 종합계획에 따라 2022년까지 건강보험 보장률이 70%까지 오르면 미충족 의료 경험률은 유럽 연합에 속한 국가들의 미충족의료 경험률에 가까운 2.0%(0.0-4.2%, 95% CI)에 이를 것으로 전망된다[표 5]. 그러나 미충족 의료 경험을 감소시키기 위해서는 보장성 강화 이외에도 여러 단계의 노력이 함께 필요하다. Levesque의 환자중심 의료접근성 모델을 빌려서 이야기 하자면, 건강보험 보장성 증가로 인해 지불 능력의 단계에서 접근성이 향상된다고 하더라도 의료적 필요를 인식하는 능력의 단계, 추구하고 도달할 수 있는 능력의 단계에서 접근성이 부족하면 미충족 의료는 여전히 발생하게 된다. DeVoe 등의 연구에 따르면 의료에 대한 접근성이 실제로 실현되기 위해서는 건강보험과 같은 재정적 측면에서의 접근성 강화와 더불어 상용치료원과 같은 구조적 측면의 접근성 강화가 함께 필요하다(DeVoe et al., 2011). 본 연구에서 미충족 의료가 감소한 같은 기간 동안 주치의 보유율 또한 16.0%에서 21.0%로 5% 증가했음을 주목할 필요가 있다[표 2].

실제 주치의가 미충족 의료에 미치는 효과를 분석해 보면, 주치의를 가졌을 때 미충족 의료에 미치는 평균 한계 효과는 -1.9%로 4대 중증질환 보장률이 2.5% 증가했을 때의 한계 효과 -2.0%와 비슷하다. 중증 장애를 가진 빈곤층의 사람이 주치의를 가질 때 미충족 의료에 미치는 평균 한계 효과는 -2.9%로 건강보험 보장률이 1% 증가할 때의 평균 한계 효과와 같다. 뿐만 아니라 주치의의 미충족 의료에 대한 평균 한계 효과는 빈곤층일수록 또, 중증장애나 만성질환을 가지고 있을수록 높은 것으로 분석된다[표 5]. 이와 같은 주치의의 효과는 주치의 보유율이 20%를 겨우 넘는 한국적 상황에서 더 큰 함의를 가질 수 있다.

또, 본 연구는 주치의 보유가 건강보험 보장성과는 서로 다른 단계에서 의료 접근성을 향상시킨다는 사실을 보여준다. 연구 결과에 따르면 건강보험 보장성 강화, 특히 최근의 4대 중증질환 보장률 증가가 지불 능력 단계에서의 미충족 의료 경험을 감소시켰다. 반면, 주치의 보유는 의료적 필요를 인지하고, 추구하고 도달하는 능력의 단계에서 미충족 의료 경험을 감소시켰다. 이는 단지 보장성 강화만으로는 의료의 접근성을 향상 시키는 데 한계가 있음을 보여준다. 주치의를 통해 의료적 필요를 인식하고, 추구하고 도달하는 능력이 충족될 때야 비로소 의료 접근성 향상이라는 목표에 온전히 도달할 수 있다.

본 연구는 또한 건강보험 보장성과 주치의 보유의 두 가지가 의료 접근성 향상의 충분조건이 아님을 상기시킨다. 본 연구에서 '아이 봐줄 사람 없음'에 대한 대리 변수인 12세 미만 자녀수가 많을수록, 또, '방문 시간 부족'에 대한 대리 변수인 경제활동을 하는 경우에 추구하고 도달할 수 있는 능력의 단계에서 미충족 의료가 더 발생하는 것을 보면, 건강보험 보장성 강화나 주치의 보유율 확대 외에도 아이를 안심하고 맡길 수 있는 사회적 환경을 마련하고, 법정유급병가나 상병수당의 도입을 통해 몸이 아플 때 자유롭게 진료를 받을 수 있는 사회적 여건 조성하는 것 등과 같은 과제를 함께 해결해 가는 것 또한 미충족 의료를 감소시키기 위해서 중요함을 알 수 있다[표 6].

마지막으로, 본 연구는 주치의의 포괄성과 지속성이 미충족 의료의 감소에 특히 중요함을 보여준다. 포괄성과 지속성이 좋지 않은 주치의는 주치가 없는 경우에 비해 미충족 의료 경험을 감소시키지 못했다. 모든 전문과목이 일차의료기관을 개설하고, 상급종합병원의 분과 전문의가 일차의료기관의 의사와 경쟁하는 한국적 상황에서 주로 방문하는 의사가 단과 전문의이거나 심지어 분과 전문의라면 미충족 의료에 미치는 효과는 기대하기 어렵다는 것을 본 연구 결과는 보여준다. 또, 지속적인 의사 환자 관계를 맺기보다 의료 쇼핑을 양산하는 한국적 의료 환경 또한 미충족 의료를 증가시키는 요인으로 작용할 수 있음을 보여준다. 미충족 의료를 감소시키고 의료에 대한 실질적 접근성을 향상시키기 위해서는 포괄적이고 지속적인 진료를 담당하는 일차의료를 제도적으로 강화시킬 필요가 있다[표 7].

제한점

첫째, 본 연구의 결과 변수인 미충족 의료를 평가할 때 설문을 통한 주관적 경험을 측정한다는 면에서 측정 오류의 가능성이 있다. 다시 말해, 설문이 실제의 미충족 의료(real unmet need)가 아닌 미충족 수요나 욕구(unmet demand or want)를 측정할 가능성이 있다. 실제 본 연구에서 한 사람이 중산층에서 고소득층이 되면(within effect) 미충족 의료 경험률이 빈곤층과 차이가 없어지는 것으로 볼 때, 의료적 필요는 동일한 개인이 고소득층이 되면서 의료의 수요가 늘어난 것에 의해 미충족 의료가 증가했을 개연성이 있다[표 4].

둘째, 한국의료패널 조사에는 미충족 의료의 이유를 묻는 항목에는 의료이용을 했음에도 불구하고 의료의 필요가 충족되지 못한 경우에 대한 설문이 없다. 결국 Levesque가 제시한 5단계 중 참여 단계(ability to engage), 즉 의료의 적절성(appropriateness)의 단계에서 발생하는 미충족 의료는 파악되지 못했다. 이 단계에서 특히 주치의 보유가 주요한 역할을 할 것으로 예상되기 때문에 주치의의 효과를 온전히 파악하기 위해서는 향후 패널 조사에 관련 설문 문항이 추가되었으면 한다.

셋째, 본 연구에서는 REWB 모형을 통해 관측되지 않은, 시간에 따라 변하지 않는 개인의 이질성(unobserved heterogeneity)이 설명변수와 갖는 상관에 의해 발생하는 편이(bias)를 통제하였다. 하지만, 관측되지 않은, 시간에 따라 변하는 개인의 특성(time-varying characteristics)이 설명변수

와 갖는 상관에 의한 편이 등을 포함해 발생할 수 있는 편이를 모두 통제한 것은 아니다. 결국 엄밀한 의미에서 인과관계 추론에 이르지 못하는 못하였다. 그럼에도 불구하고 본 연구가 완전하지는 않지만 분석에서 상당부분 내생성을 완화했기 때문에 분석결과에 충분한 의미를 부여할 수 있으리라 생각된다.

참고문헌

- 송유진 외. 상용치료원 보유현황과 추이. 제10회 한국의료패널 학술대회 자료집 2018;161-174
- 국민건강보험공단. 주요국의 건강보장제도 현황과 개혁동향. 2014.
- Allison PD. Fixed Effects Regression Models. Sage, London; 2009.
- Andersen, RM. Revisiting the Behavioral Model and Access to Medical Care: Does it Matter? *Journal of Health and Social Behavior* 1995;36(1):1-10.
- Baggett TP, O'Connell JJ, Singer DE, Rigotti NA. The Unmet Health Care Needs of Homeless Adults: A National Study. *Am J Public Health* 2010;100:1326-1333.
- Blewett LA, Joonson PJ, Lee B, Scal PB. When a usual source of care and usual provider matter: adult prevention and screening services. *J Gen Intern Med* 2008;23(9):1354-60.
- DeVoe JE, Saultz JW, Krois L, Tillotson CJ. The Case for Synergy Between a Usual Source of Care and Health Insurance Coverage. *J Gen Intern Med* 2011;26(9):1059-66
- Diamant AL, Hays RD, Morales LS, Ford W, Calmes D, Asch S, et al. Delays and unmet need for health care among adult primary care patients in a restructured urban public health system. *Am J Public Health* 2004;94(5):783-789.
- Donabedian A. Aspects of medical care administration: specifying requirements for health care. Harvard University Press; 1973.
- Kim JG. Factors affecting the choice of medical care use by the poor. *Health Soc Welf Rev* 2008;37:5-33
- Kim HJ, Jang JE, Park EC, Jang SI. Unmet Healthcare Needs Status and Trend of Korea in 2017. *Health Policy and Management* 2019;29(1):82-85

Levesque JF, Harris MF, Russell G. Patient-centred access to health care: conceptualising access at the interface of health systems and populations. *International Journal for Equity in Health* 2013;12(1):18.

OECD/European Union, *Health at a Glance: Europe 2018*. OECD Publishing.

Statistical Office of the European Communities. Self-reported unmet needs for medical examination by sex, age, main reason declared and income quintile [Internet]. Luxembourg: Eurostat, European Commission;2017.

Available from: http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=hlth_silc_08.

Wooldridge, JM. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. 2nd ed. MIT Press;2010.

Xu KT. Usual source of care in preventive service use: a regular doctor versus a regular site. *Health Serv Res* 2002;37(6):1509-1529.

주치의 보유가 입원에 미치는 효과

이재호(가톨릭의대), 임형석(조선의대), 성낙진(동국의대), 김솔잎(인제의대), 김경우(인제의대)

요약

배경

최근 20년 동안 세계 각국은 노인인구 및 비감염성 질환의 증가에 대응하기 위해서, 고가첨단 장비를 이용하는 병원 의료 서비스 이용을 억제하면서 일차의료를 강화시켜왔다. 양질의 일차의료 서비스 제공을 통해서 불필요한 병원 입원율을 감소시키는데 기여하기 때문이다. 그 결과 대부분의 경제협력 기구 회원국들은 인구대비 병상수가 정체해 있거나 소폭으로 감소하고 있다. 그렇지만 일차의료가 개념조차 모호한 우리나라는 유일하게도 인구대비 병상수가 가파르게 증가하고 있다. 본 연구 한국의료패널 자료를 분석하여 국내에서 일차의료 측면의 상용 의사(주치의) 보유가 입원에 미치는 효과를 입증하는 것을 목적으로 하였다.

방법

한국의료패널 18세 이상 성인 중에서, 상용 기관 문항에 보건소, 한방병의원, 기타로 응답하거나 무응답한 경우를 제외한 자료를 분석대상으로 하였다. 주요 관심변수인 상용의사(주치의) 보유여부, 주치의 소속기관유형, 의원인 경우 포괄성 유무에 따라 가장 최근 자료(2017)에서 인구사회학적 요인들의 분포를 이변수 분석하고 결과변수를 입원 경험 유무로 하는 로지스틱 회귀분석으로 주치의 보유여부/기관유형/포괄성유무와 입원 경험과의 연관성을 규명하였다. 4개년(2012, 2013, 2016, 2017) 자료에 대해서 입원 경험 유무를 결과변수로 하고, 주치의 보유여부/기관유형/포괄성유무를 관심변수

로 하는 고정효과 모형의 패널분석을 시행하였다. 한국의료패널 18세 이상 당뇨병자들을 대상으로 동일한 분석을 병행하였다. 통계분석은 통계패키지 SAS 9.4를 이용하였다.

결과

분석대상 인원은 2012년 11,775명, 2013년 11,100명, 2016년 13,374명, 그리고 2017년 13,300명이었다. 패널분석 시행 결과, 주치의 보유군은 미보유군에 비해 입원 가능성에 유의한 차이가 없었다. 그렇지만 주치의 소속기관을 유형별로 구분하였을 때 의원 의사 주치의 보유자는 주치의 미보유자에 비해 입원 경험 가능성(OR 1.12; 95% CI, 1.00-1.25)이 높았고, 특히 비포괄적인 의원 의사 주치의 보유자는 입원 가능성(OR 1.26; 95% CI, 1.03-1.54)이 높았지만, 포괄적 의원 의사 또는 병원 의사 주치의 보유자는 차이가 없었다. 당뇨 환자 군에서는, 입원 가능성은 주치의 보유여부 또는 주치의 기관유형 보다는, 의원 의사의 서비스 포괄성이 보다 의미가 있었으며, 비포괄적인 의원 의사 주치의 보유자는 주치의 미보유자에 비해 입원 가능성(OR 1.71; 95% CI, 1.07-2.75)이 높았다.

결론

국내에서의 상용 의사 보유는 선진국 국민의 주치의(일차의료 의사) 보유와 그 특성상 차이가 있으므로, 병상수가 가파르게 증가하며 일차의료 개념이 모호한 국내 보건의료 현실에서, 상용 의사 보유 사실만으로는 입원을 감소 효과를 기대하기 어렵다. 특히 포괄성이 낮은 의원 의사를 상용 의사로 두면 부정적 효과가 나타날 가능성이 있다. 일차의료가 긍정적인 효과를 나타내기 위해서 포괄적인 서비스 제공뿐만 아니라 조정기능과 지속성을 향상시킬 수 있는 제도 도입이 필요할 것이다.

서론

우리나라의 인구 대비 병원 병상 수는 최근 20년 동안 가파르게 증가하고 있다. 병상 수 증가는 입원 환자의 증가를 초래한다. 대부분의 선진국들이 이 기간 동안 병상 수가 정체해 있거나 소폭으로 감소해왔다는 사실과는 대조를 보이고 있다. 경제협력개발기구(OECD) 건강 통계(2019)에 따르면, 2017년 국내 병원 병상 수는 인구 천 명당 12.3개로 일본(13.1개)에 이어 두 번째로 많았으며, OECD 평균(4.7개)의 약 3배 가까이 되었다. 이런 추세라면 조만간 일본을 제치고 이 항목에서도 1위로 등극할 것이다. 보건의료자원이 부족한 국가에서 병상 수 증가는 건강 필요에 부응하는 변화일수 있지만, 그렇지 않은 경우 공급이 수요를 창출하는 역효과를 일으킨다. 이러한 점에서 우리나라는 ‘만들어진 병상은 채워지게 마련’이라는 로머(Milton Roemer)의 법칙(Shain & Roemer, 1959)이 들어맞는

전형적인 사례가 되고 있다.

세계 각국의 보건의료체계는 예측하지 못한 병원 입원에 대해서 대처하고 있다.(Huntley et al., 2014) 이 같은 입원은 환자들에게도 바람직하지 않으며, 일상적인 건강 돌봄 활동을 깨뜨리면서 고비용을 초래하기 때문에 예방이 최우선 정책이다. 지역사회 일차의료(primary care)영역에서 효과적인 관리와 치료를 통해서 병원 입원의 상당한 비중을 예방 가능한데, 미국에서의 책임의료기구(Whittington et al., 2015)과 잉글랜드 NHS의 five year forward view (NHS England 2014)와 같은 정책에서 이 부분에 초점을 두어왔다. 일차의료에서 진료시간 연장 또는 일과 외 시간 진료 또는 원격의료 도입 등 접근성을 향상시키는 정책들은 환자에게는 혼합된 효과를 나타냈으며(Henderson et al., 2013), 일부는 의료의 지속성에 부정적인 효과를 나타낼 가능성이 있다.(Katz et al 2015) 일차의료 영역에서 진료의 지속성을 향상시키는 정책은 병원 의료비를 줄일 수 있으며, 특히 서비스 과다이용자들에게 그렇다. 지속성을 향상시키는 것은 환자와 일차의료 종사자들의 경험을 개선시킬 수 있다.(Barker et al., 2017) 사회경제적 수준이 낮은 인구집단은 회피 가능한 응급 입원 가능성이 보다 높다. 아울러 일차의료 영역에서 일차의료 의사와의 지속성이 높으면 입원 가능성이 낮은 것과 연관성이 있으며, 보건의료와 사회적 돌봄을 통합하면 입원을 줄이는데 효과적이다. 일차의료와 병원의료를 통합하는 것 역시 입원을 줄이는데 효과적일 수 있다.(Sarah Purdy, 2010)

국내 보건의료체계에서 일차의료는 그 개념조차 합의에 이르지 못했으며, 일차의료의 첫 번째 핵심요소인 '최초접촉'이 일정하지 않아 이용자 스스로의 판단 하에 증상별로 대형병원의 각 분야 전문의를 방문하는 등 혼란스러운 의료 이용 양상을 보이고 있다. 각각의 전문분야별로 지역사회 의원을 개설하고 있으며 단독진료가 대부분이어서 일차의료 영역에서의 서비스 포괄성이 떨어진다. 또한 이용자 스스로 의료기관을 선택하여 방문하는 위험한 상황이 관행적으로 이루어지고 있어서 일차의료 영역에서의 일차의료 의사로부터의 조정기능을 기대하기 어렵다. 국가의 보건의료정책은 사람이나 건강에 초점을 두지 않고 당뇨, 고혈압, 대사증후군, 폐암 검진 등 '질병'관리에 초점을 두어 왔는데 이는 일차의료 영역에서의 환자-의사 사이의 신뢰관계(rapport)를 저해하는 요인으로 작용하여 '지속성'을 떨어뜨리고 있으며, 대형병원 환자쏠림을 가속화하는 요인으로 작용하고 있다.

국내에서 2008년부터 시작한 한국의료패널 설문조사는 우리 국민의 의료 이용 양상과 보건의료비에 관한 소중한 정보를 제공하고 있다. 특히 상용치료원 관련 문항들은 국내 일차의료 관련 정책 수립에 나침반 역할을 정보를 포함하고 있다. 본 연구는 일차의료의 개념조차 부재한 국내 보건의료 현실에서 '상용치료원으로서의 의사(주치의)' 보유가 선진국에서의 기존 연구결과, 즉, '일차의료 지속성은 입원을 줄일 수 있다'는 사실을 재현시킬 수 있는지 한국의료패널 자료 분석을 통해서 밝히는 것을 목적으로 하였다.

방법

한국의료패널 설문조사 중 상용치료원에 관한 문항이 포함된 것은 2009, 2012, 2013, 2016, 2017년이었는데, 주치의 관련 문항 없이 상용기관 관련 3문항만 포함되어 있는 2009년 자료를 제외하고 4개년 자료를 분석에 이용하였다.

1. 결과 변수

입원 경험에 관한 문항은 지난 1년간 입원 경험이 있거나 입원해 있는 경우를 입원 경험 '있음'으로 그렇지 않은 경우를 '없음'으로 이분 변수화 하였다.

2. 주요 관심변수

상용치료원 관련 문항들은 ①상용기관 보유여부("귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?"), ②상용기관 유형, ③상용기관 미보유 이유, ④상용의사(주치의) 보유여부("귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?")(최초접촉), ⑤주치의 첫 방문 후 경과기간(지속성), ⑥포괄성("그 의사 선생님은 귀하에게 발생하는 일상적인 건강문제의 대부분을 해결해 주니까?"), ⑦조정기능("그 의사 선생님은 건강관리에 필요한 보건의료 관련 시설이나 인력들을 적절하게 소개해 주니까?") 등 모두 7개 문항이다. 이 중에서 3개 질문, 즉, 주치의 보유여부, 상용기관 유형, 포괄성에 관한 3개 문항을 주요 관심변수로 하였다. 상용기관은 의원과 병원으로 구분하였으며, 분석을 위해서 상용기관으로 보건소, 한방의원, 기타를 선택한 경우를 분석대상에서 제외하였다. 포괄성에 관한 답 가지는 "거의 그렇다", "대체로 그렇다", "그저 그렇다", "대체로 그렇지 않다", "거의 그렇지 않다"로 5개 였으나, 분석을 위해서 "거의 그렇다"와 "대체로 그렇다"를 "포괄적"으로 나머지 3개 답 가지에 응답한 경우를 "비포괄적"으로 구분하였다. 주치의 보유 관련 범주를, "주치의 미 보유", "포괄적인 의원 의사", "비포괄적인 의원 의사", "병원 의사"로 4분하였다.

3. 인구사회학적 변수

입원에 미치는 혼란변수 통제를 위하여 연령, 성, 혼인상태, 가구 소득수준, 학력을 포함시켰다. 연령은 18-34세, 35-49세, 50-64세, 65세 이상으로 4분하였다. 혼인상태는 혼인 상태, 이혼/별거/사별 상태, 미혼으로 3분하였다. 소득수준은 가구당 소득이 가장 낮은 1분위에서 가장 높은 5분위까지로 5분하였다. 학력은 초등학교 이하, 중-고등학교, 대학학력 이상으로 3분하였다.

4. 건강관련 변수

건강보장 유형, 주관적인 건강상태, Charlson 동반상병 지수(comorbidity index) (CCI) 점수를 포함시켰다. 건강보장 유형은 직장보험 가입자, 지역보험 가입자, 의료급여수급권자로 3분하였다. 주관적인 건강상태에 관한 설문지의 답 가지는 매우 좋음, 좋음, 보통, 나쁨, 매우 나쁨의 5 범주였는데, 분석을 위해서 좋음, 보통, 나쁨으로 3분하였다.

5. 통계분석

주치의 보유 관련 유형별 인구사회학적 요인, 건강관련 요인, 지난 1년간 입원 경험 여부의 분포를 카이제곱 검정으로 분석하였다. 주치의 보유 관련 유형과 입원 경험과의 연관성을 밝히기 위해서 2017년 횡단 자료에 대해 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 주치의 보유가 입원 경험에 미치는 효과를 밝히기 위하여 4개년 (2012, 2013, 2016, 2017) 종단 자료에 대해서 조건부 로지스틱 회귀분석을 이용한 고정효과 모형의 패널분석을 시행하였다. 추가적으로 만성질환으로 당뇨 진단명을 보유하는 표본에 대해서 주치의 보유 관련 유형이 입원에 미치는 효과를 확인하기 위하여 2017년 횡단 자료와 4개년 종단 패널 자료에 대하여 동일한 방식으로 통계 분석을 시행하였다. 통계 분석은 SAS 9.4를 이용하였다.

결과

한국의료패널 2012년(n=15,872), 2013년(n=14,839), 2016년(n=17,424), 2017년(n=17,184)자료에서 18세 이상으로 부가조사 참여자는 11,946명, 11,300명, 13,523명, 13,460명이었으며, 상용기관으로 보건소, 한방병의원, 기타에 응답했거나 무응답자인 171명, 200명, 134명, 160명을 제외한 분석대상은 2012년 11,775명, 2013년 11,100명, 2016년 13,374명, 2017년 13,300명이었다.

1. 주치의 보유 유형별 인구사회학적 요인, 건강 수준, 입원 경험의 분포 - 한국의료패널 2017년 자료 (표 1과 표 2)

카이제곱 검정 결과, 고령군일수록 주치의 보유율이 높았으며, 35세 미만 연령 군에서는 7.6%였으나, 65세 이상 연령 군에서는 35.3%였다. 고령군일수록 포괄적인 의원 의사를 주치의로 보유한 비율이 높은 경향이 나타났다. 여성(21.6%)이 남성(15.8%)보다 주치의 보유율이 높았으며, 상대적으로 의원 의사(16.1%)를, 그 중에서도 포괄적인 의원 의사(13.4%)를 주치의로 보유한 비율이 높았다. 혼인상태별 주치의 보유율은 이혼/별거/사별 군(30.1%) 가장 높았으며, 미혼 군(8.8%)이 가장 낮았다.

가구 소득 5분위별 주치의 보유율은 소득수준이 낮은 1분위(28.4%)에서 높고, 소득 수준이 높은 4-5분위(17% 미만)에서 낮아 소득 수준이 높을수록 주치의 보유율이 낮았다. 교육수준별 주치의 보유율은 초등학교 이하 군(30.5%)이 가장 높았고, 대학 학력 이상 군(13.7%)이 가장 낮아, 교육수준이 높을수록 주치의 보유율이 낮았다. 건강보장 유형별 주치의 보유율은 의료급여 군(30.3%)이 가장 높았다. 주관적 건강상태가 나쁘다고 느끼는 군(31.9%)은 좋다고 느끼는 군(15.2%)에 비해 주치의 보유율이 2.1배 높았다. Charlson 동반상병지수 점수가 2점 이상인 군(40.4%)은 0점인 군(14.9%)은 주치의 보유율이 2.7배 높았다. 지난 1년간 입원 경험이 있는 군(28.9%)은 없는 군(17.5%)에 비해서 주치의 보유율이 1.7배 높았다. (표 1) 2017년 18세 이상 성인 당뇨 환자 군에서 주치의 보유율은 39.9% 이 중 의원 의사를 주치의로 보유한 비율은 25.5%, 병원 의사를 주치의로 보유한 비율은 14.4%였다. 주치의 보유 유형별 분포에서 유의한 차이가 있는 항목은 혼인상태($P=0.002$), 교육수준($P=0.007$), 주관적 건강상태($P=0.003$), Charlson 동반상병지수 점수($P<0.001$)이었다. 연령, 성, 소득수준, 의료보장 유형, 입원경험은 주치의 보유유형별 분포에 있어서 유의한 차이가 없었다. (표 2)

2. 주치의 보유유형과 입원 경험과의 연관성 - 한국의료패널 2017년 자료 (표 3과 표 4)

로지스틱 회귀분석으로, 인구사회학적 요인과 건강관련 요인을 통제한 상태에서, 주치의를 보유한 사람은 미보유한 사람에 비해 입원 경험 가능성이 1.35배 높았다.(모형1) 주치의 소속기관 유형별로 구분했을 때, 주치의를 미보유한 사람에 비해 병원 의사를 주치의로 보유한 사람은 입원 경험 가능성이 1.89배 높았고 의원 의사를 주치의로 보유한 사람은 유의하지 않았다.(모형 2), 의원을 서비스 포괄성에 따라 포괄적 의원과 비포괄적 의원으로 구분하였을 때, 입원 경험 가능성과는 유의한 연관성이 없었다.(모형 3) 모형 1에서 입원 경험 가능성은 여자가 남자보다 1.27배 높았고, 미혼 상태는 기혼 상태에 비해 0.58배 입원 경험 가능성이 낮았다. 대학 학력 이상인 군은 초등학교 이하 군에 비해 입원 경험 가능성이 0.70배로 낮았다. 주관적 건강수준이 나쁜 경우는 좋은 경우에 비해 2.11배, Charlson 동반상병 지수 점수가 2점 이상인 군은 0점인 군에 비해 2.34배 입원 경험 가능성이 높았다. (표 3)

당뇨 환자 군에 국한시켜 로지스틱 회귀 분석을 시행한 결과, 유일하게 Charlson 동반상병 지수 점수만이 입원 경험과 유의한 연관성이 있어서 동반상병 지수 점수 0점에 비해서 2점 이상인 군은 2.91배 입원 경험 가능성이 높았다. 주치의 보유여부, 주치의 소속기관 유형, 포괄성 보유여부 등은 입원경험 가능성과의 연관성이 유의하지는 않았다. (표 4).

〈표 1〉 주치의 보유여부 및 유형별 인구사회학적 요인의 분포 (한국의료패널 18세 이상 성인; 2017년)

2017년 한국의료패널		주치의 보유여부 및 유형				합계
		주치의 미보유 (%)	주치의 보유			
			의원 의사		병원 의사 (%)	
		포괄적 (%)	비포괄적 (%)			
합계		10,547 (81.2)	1,629 (11.0)	310 (2.3)	814 (5.5)	13,300 (100)
연령 (P<0.001)	18-34세	2,133 (92.4)	80 (3.8)	21 (0.9)	62 (2.9)	2,296 (100)
	35-49세	3,009 (85.5)	286 (8.8)	62 (1.8)	126 (3.8)	3,483 (100)
	50-64세	2,777 (77.5)	437 (12.9)	97 (3.0)	234 (6.6)	3,545 (100)
	65세 이상	2,628 (64.7)	826 (21.5)	130 (3.7)	392 (10.1)	3,976 (100)
성별 (P<0.001)	남자	5,015 (84.2)	592 (8.5)	111 (1.8)	389 (5.5)	6,107 (100)
	여자	5,532 (78.4)	1,037 (13.4)	199 (2.7)	425 (5.5)	7,193 (100)
혼인 (P<0.001)	혼인 상태	6,934 (79.2)	1,137 (12.3)	222 (2.6)	565 (5.8)	8,858 (100)
	이혼/별거/사별	1,282 (69.9)	392 (19.7)	66 (3.4)	165 (7.9)	1,905 (100)
	미혼 상태	2,331 (91.2)	100 (4.2)	22 (0.9)	84 (3.7)	2,537 (100)
가구 소득수준 (P<0.001)	1분위	1,258 (71.6)	366 (16.8)	59 (2.8)	159 (8.8)	1,842 (100)
	2분위	1,848 (77.6)	318 (12.7)	64 (2.8)	176 (6.9)	2,406 (100)
	3분위	2,278 (82.1)	332 (11.0)	68 (2.6)	145 (4.3)	2,823 (100)
	4분위	2,552 (83.9)	305 (9.3)	62 (2.0)	159 (4.8)	3,078 (100)
	5분위	2,611 (83.1)	308 (9.7)	57 (1.8)	175 (5.4)	3,151 (100)
교육수준 (P<0.001)	초등 이하	1,830 (69.5)	521 (19.6)	91 (3.6)	200 (7.3)	2,642 (100)
	중-고등학교	4,262 (78.6)	687 (11.7)	152 (2.9)	390 (6.8)	5,491 (100)
	대학교 이상	4,455 (86.3)	421 (8.2)	67 (1.5)	224 (4.0)	5,167 (100)
의료보장 (결측치 = 220) (P<0.001)	직장보험	7,434 (81.7)	1,116 (10.8)	227 (2.4)	553 (5.1)	9,330 (100)
	지역보험	2,648 (81.4)	408 (10.9)	65 (1.9)	187 (5.8)	3,308 (100)
	의료급여	300 (69.7)	87 (18.4)	13 (2.1)	42 (9.8)	442 (100)
주관적 건강상태 (결측치 = 521) (P<0.001)	좋음	4,342 (84.8)	527 (10.0)	78 (1.6)	195 (3.6)	5,142 (100)
	보통	4,402 (80.0)	750 (11.5)	152 (2.7)	346 (5.8)	5,650 (100)
	나쁨	1,335 (68.1)	331 (15.7)	75 (3.7)	246 (12.5)	1,987 (100)
CCI 점수 (P<0.001)	0점	8,642 (85.1)	1,079 (9.5)	215 (2.0)	370 (3.4)	10,306 (100)
	1점	1,282 (64.0)	410 (21.0)	62 (3.6)	224 (11.5)	1,978 (100)
	2점 이상	623 (59.6)	140 (12.4)	33 (3.9)	220 (24.1)	1,016 (100)
입원경험 (P<0.001)	있음	1,313 (71.1)	272 (14.2)	56 (2.9)	215 (11.8)	1,856 (100)
	없음	9,234 (82.5)	1,357 (10.6)	254 (2.2)	599 (4.7)	11,444 (100)

Chi-square test. 빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음. 2017년 한국의료패널(n=17,184) 중 18세 이상 부가조사 참가자(n=13,460)에서 상용치료원 관련 질문 무응답자(n=3), 상용기관으로 보건소(n=121), 한방병의원(n=1), 기타(n=35) 응답한 경우를 제외한 13,330명을 분석함. 2008-2016년에 조사되었던 3개월 이상의 만성질환 유무 항목은 2017년 조사에서 빠짐. CCI, Charlson's comorbidity index.

〈표 2〉 당뇨병환자 주치의 보유여부 및 보유유형별 인구사회학적 요인 분포 (한국의료패널 18세 이상 성인; 2017년)

2017년 한국의료패널		주치의 보유여부 및 유형				합계
		주치의 미보유 (%)	주치의 보유			
			의원		병원 (%)	
			포괄적(%)	비포괄적(%)		
합계		855 (60.1)	285 (21.2)	53 (4.3)	184 (14.4)	1,400 (100)
연령 (P=0.087)	18-49세	61 (63.2)	16 (14.9)	5 (5.5)	14 (16.3)	96 (100)
	50-64세	240 (62.0)	65 (18.3)	20 (5.4)	50 (14.3)	375 (100)
	65세 이상	554 (58.1)	204 (24.7)	28 (3.2)	120 (14.0)	906 (100)
성별 (P=0.289)	남자	420 (62.6)	122 (19.0)	22 (4.1)	91 (14.4)	655 (100)
	여자	435 (57.5)	163 (23.5)	31 (4.6)	93 (14.4)	722 (100)
혼인 (P=0.002)	혼인 상태	631 (62.3)	189 (19.0)	39 (4.8)	127 (13.9)	986 (100)
	이혼/별거/사별	203 (51.4)	92 (29.9)	14 (3.6)	53 (15.1)	362 (100)
	미혼 상태	21 (72.0)	4 (9.6)	0 (0.0)	4 (18.4)	29 (100)
소득수준 (P=0.311)	1분위	229 (59.6)	90 (23.9)	13 (2.5)	47 (14.0)	379 (100)
	2분위	226 (60.2)	67 (20.4)	14 (5.0)	48 (14.4)	355 (100)
	3분위	163 (62.6)	58 (23.4)	6 (3.1)	29 (10.9)	256 (100)
	4분위	126 (62.6)	35 (18.7)	10 (4.1)	26 (14.6)	197 (100)
	5분위	111 (55.7)	35 (18.6)	10 (7.3)	34 (18.4)	190 (100)
교육수준 (P=0.007)	초등 이하	363 (61.4)	126 (24.1)	25 (4.6)	58 (9.9)	572 (100)
	중-고등학교	369 (59.4)	113 (17.7)	24 (4.8)	100 (18.1)	606 (100)
	대학교 이상	123 (60.0)	46 (25.1)	4 (2.4)	26 (12.5)	199 (100)
의료보장 (결측치 = 223) (P=0.603)	직장보험	534 (58.1)	189 (22.0)	39 (5.1)	124 (14.8)	886 (100)
	지역보험	235 (63.0)	78 (20.2)	11 (3.2)	45 (13.6)	369 (100)
	의료급여	58 (62.0)	18 (24.5)	3 (2.0)	8 (11.5)	87 (100)
주관적 건강상태 (결측치 = 35) (P=0.003)	좋음	153 (55.1)	80 (29.4)	4 (1.6)	31 (13.9)	268 (100)
	보통	385 (61.3)	123 (19.6)	33 (6.1)	76 (13.0)	617 (100)
	나쁨	265 (58.9)	77 (19.0)	15 (4.0)	69 (18.1)	426 (100)
CCI 점수 (P<0.001)	0점	597 (61.0)	216 (23.4)	40 (4.8)	95 (10.8)	948 (100)
	1점	151 (57.5)	50 (19.0)	10 (4.6)	49 (18.9)	260 (100)
	2점 이상	107 (58.3)	19 (10.5)	3 (1.2)	40 (30.0)	169 (100)
입원경험 (P=0.512)	있음	214 (62.9)	58 (19.2)	11 (2.8)	46 (15.1)	329 (100)
	없음	641 (59.4)	227 (21.7)	42 (4.7)	138 (14.2)	1,048 (100)

Chi-square test. 빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음. 2008-2016년에 조사되었던 3개월 이상의 만성질환 유무 항목은 2017년 조사에서 빠짐. CCI, Charlson's comorbidity index.

〈표 3〉 주치의 보유여부 및 유형과 입원 경험과의 연관성 (한국의료패널 18세 이상 성인, 2017년)

		Model 1		Model 2		Model 3	
		OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI
연령		1.01	1.00 — 1.01	1.01	1.00 — 1.01	1.01	1.00 — 1.01
성	남자	1		1		1	
	여자	1.27	1.13 — 1.42	1.28	1.14 — 1.44	1.28	1.14 — 1.44
혼인상태	혼인	1		1		1	
	이혼/별거/사별	0.95	0.80 — 1.13	0.93	0.78 — 1.11	0.95	0.80 — 1.13
	미혼	0.58	0.47 — 0.70	0.57	0.47 — 0.69	0.57	0.47 — 0.69
교육수준	초등 이하	1		1		1	
	중-고등학교	0.74	0.62 — 0.89	0.73	0.61 — 0.87	0.73	0.61 — 0.87
	대학교 이상	0.70	0.57 — 0.87	0.69	0.56 — 0.85	0.69	0.56 — 0.86
가구소득	1분위	1		1		1	
	2분위	1.04	0.84 — 1.29	1.05	0.85 — 1.29	1.04	0.84 — 1.29
	3분위	0.94	0.75 — 1.17	0.94	0.76 — 1.17	0.94	0.75 — 1.18
	4분위	1.03	0.82 — 1.28	1.03	0.82 — 1.28	1.02	0.82 — 1.28
	5분위	1.15	0.92 — 1.44	1.14	0.91 — 1.42	1.14	0.91 — 1.43
건강보장 유형	직장보험	1		1		1	
	지역보험	1.06	0.94 — 1.21	1.06	0.93 — 1.20	1.06	0.93 — 1.20
	의료급여	1.24	0.93 — 1.67	1.28	0.96 — 1.72	1.25	0.93 — 1.69
주관적 건강	좋음	1		1		1	
	보통	1.32	1.17 — 1.50	1.32	1.16 — 1.49	1.32	1.16 — 1.50
	나쁨	2.11	1.78 — 2.49	2.04	1.72 — 2.41	2.07	1.75 — 2.45
CCI 점수	0점	1		1		1	
	1점	1.36	1.16 — 1.59	1.34	1.14 — 1.57	1.33	1.14 — 1.56
	2점 이상	2.34	1.94 — 2.83	2.19	1.82 — 2.65	2.18	1.80 — 2.63
주치의 보유여부	미보유	1					
	보유	1.35	1.18 — 1.53				
주치의 소속기관 유형	미보유			1			
	의원			1.15	0.99 — 1.34		
	병원			1.89	1.56 — 2.30		
주치의 소속기관 유형과 포괄성	의원	미보유				1	
		포괄적				1.15	0.97 — 1.35
		비포괄적				1.11	0.79 — 1.54
		병원				1.88	1.55 — 2.28
P by Hosmer and Lemeshow Test		0.063		0.091		0.070	
Concordance statistic		0.689		0.690		0.691	

Multiple logistic regression analysis. 표본기준 횡단 가중치 적용. OR, odds ratio; CI, confidence interval.

〈표 4〉 당뇨병환자 주치의 보유여부 및 유형과 입원경험과의 연관성 (한국의료패널 2017년 자료, 18세 이상 성인)

		Model 1		Model 2		Model 3	
		OR	95% CI	OR	95% CI	OR	95% CI
연령	18-34세	1		1		1	
	35-49세	0.83	0.11 - 6.19	0.83	0.11 - 6.20	0.82	0.11 - 6.17
	50-64세	0.60	0.08 - 4.66	0.60	0.08 - 4.66	0.59	0.08 - 4.62
	65세 이상	0.87	0.11 - 6.94	0.87	0.11 - 6.94	0.86	0.11 - 6.82
성	남자	1		1		1	
	여자	1.12	0.78 - 1.60	1.12	0.78 - 1.60	1.12	0.78 - 1.60
혼인상태	혼인	1		1		1	
	이혼/별거/사별	1.39	0.93 - 2.08	1.39	0.93 - 2.08	1.39	0.93 - 2.07
	미혼	1.44	0.60 - 3.46	1.45	0.60 - 3.48	1.43	0.60 - 3.44
교육수준	초등 이하	1		1		1	
	중-고등학교	1.01	0.68 - 1.49	1.01	0.68 - 1.50	1.00	0.68 - 1.49
	대학교 이상	0.62	0.33 - 1.17	0.62	0.33 - 1.17	0.62	0.33 - 1.15
가구소득	1분위	1		1		1	
	2분위	0.87	0.56 - 1.37	0.87	0.56 - 1.37	0.88	0.56 - 1.37
	3분위	0.80	0.56 - 1.37	0.80	0.48 - 1.33	0.80	0.48 - 1.33
	4분위	0.63	0.35 - 1.14	0.64	0.35 - 1.14	0.64	0.36 - 1.15
	5분위	0.75	0.42 - 1.35	0.75	0.42 - 1.35	0.76	0.42 - 1.37
건강보장 유형	직장보험	1		1		1	
	지역보험	1.14	0.79 - 1.63	1.14	0.79 - 1.63	1.13	0.79 - 1.62
	의료급여	0.72	0.37 - 1.41	0.72	0.36 - 1.41	0.71	0.36 - 1.40
주관적 건강	좋음	1		1		1	
	보통	1.09	0.72 - 1.64	1.09	0.72 - 1.64	1.10	0.73 - 1.66
	나쁨	1.47	0.94 - 2.29	1.47	0.94 - 2.30	1.48	0.95 - 2.32
CCI 점수	0점	1		1		1	
	1점	1.62	1.08 - 4.50	1.63	1.08 - 2.46	1.64	1.08 - 2.47
	2점 이상	2.91	1.88 - 4.50	2.94	1.88 - 4.59	2.94	1.88 - 4.60
주치의 보유여부	미보유	1					
	보유	0.80	0.58 - 1.10				
주치의 소속 기관 유형	미보유			1			
	의원			0.82	0.56 - 1.20		
	병원			0.77	0.48 - 1.23		
주치의 소속기관 유형과 포괄성	미보유					1	
	의원	포괄적				0.85	0.57 - 1.28
		비포괄적				0.64	0.26 - 1.58
		병원				0.77	0.48 - 1.23
Hosmer- Lemeshow Test		P=0.376		P=0.289		P=0.202	
Concordance statistic		c=0.661		c=0.661		c=0.660	

Multiple logistic regression analysis. 표본기준 횡단 가중치 적용. OR, odds ratio; CI, confidence interval.

3. 주치의 보유가 입원 경험에 미치는 효과 - 한국의료패널 2012, 2013, 2016, 2017년 자료 (표 5와 표 6)

4개년(2012, 2013, 2016, 2017) 패널 자료에 대해서 년도를 class 로 하고 패널 참가자들을 strata로 하는 조건부 로지스틱 회귀분석으로 고정효과 모형의 패널분석을 시행한 결과, 주치의 보유군은 미보유군에 비해 입원 경험 가능성에서 유의한 차이가 없었다.(모형 1) 그렇지만 주치의 소속기관을 유형별로 구분하였을 때 의원 의사를 주치의로 보유한 사람은 미보유한 사람에 비해서 입원 경험 가능성이 유의하게 높았다.(OR 1.12, 95% CI 1.00-1.25)(모형 2), 의원을 포괄적인 의원과 비포괄적인 의원으로 구분했을 때 비포괄적 의원 의사를 주치의로 보유한 사람은 주치의를 미보유한 사람에 비해서 입원 경험 가능성이 높았지만(OR 1.26, 95% CI 1.03-1.54), 포괄적 의원 의사 또는 병원 의사를 주치의로 보유한 사람은 유의한 차이가 없었다.(모형 3). 모형 3에서 주관적 건강수준이 나쁜 사람은 좋은 사람에 비해 1.36배(95% CI, 1.20-1.54) 입원 경험 가능성이 높았다. 2012년과 2013년 패널 참가자는 2017년 패널 참가자에 비해 각각 입원 가능성이 낮았다.(OR 0.80, 95% CI: 0.73-0.88) (OR 0.81, 95% CI: 0.74-0.89) (표 5)

당뇨 환자 군에 국한시켜 4개년 패널 자료에 대해서 같은 방식으로 패널 분석한 결과, 입원 경험 가능성은 주치의 보유여부(모형 1) 또는 주치의 기관유형(모형 2) 보다는, 의원 의사의 서비스 포괄성(모형 3)이 보다 의미가 있었다. 비포괄적인 의원 의사를 주치의로 둔 사람은 주치의 미보유자에 비해 입원 경험 가능성이 높았으며(OR 1.71, 95% CI: 1.07-2.75), 포괄적인 의원 의사 또는 병원 의사를 주치의로 보유한 사람은 미보유한 사람에 비해 입원 경험 가능성에 유의한 차이가 없었다.(표 6)

〈표 5〉 주치의 보유여부 / 유형이 입원 경험에 미치는 효과
- 2012, 2013, 2016, 2017년 한국의료패널 18세 이상 성인 (고정효과 모형 패널분석)

		Model 1		Model 2		Model 3	
		Odds Ratios	95% 신뢰구간	Odds Ratios	95% 신뢰구간	Odds Ratios	95% 신뢰구간
2012 vs 2017		0.80	0.73 - 0.89	0.80	0.73 - 0.89	0.80	0.73 - 0.88
2013 vs 2017		0.81	0.74 - 0.89	0.81	0.74 - 0.89	0.81	0.74 - 0.89
2016 vs 2017		0.96	0.89 - 1.04	0.96	0.89 - 1.04	0.96	0.89 - 1.04
연령	18 - 34세	1		1		1	
	35 - 49세	0.46	0.34 - 0.61	0.46	0.34 - 0.61	0.46	0.34 - 0.61
	50 - 64세	0.55	0.37 - 0.83	0.55	0.37 - 0.83	0.55	0.37 - 0.82
	65세 이상	0.68	0.43 - 1.09	0.68	0.43 - 1.09	0.68	0.42 - 1.09
혼인상태	혼인	1		1		1	
	이혼/별거/사별	1.06	0.80 - 1.41	1.06	0.80 - 1.40	1.06	0.80 - 1.40
	미혼	0.26	0.15 - 0.43	0.26	0.15 - 0.43	0.26	0.15 - 0.43
교육수준	초등 이하	1		1		1	
	중-고등학교	1.41	0.69 - 2.90	1.41	0.69 - 2.89	1.41	0.69 - 2.89
	대학 이상	0.89	0.35 - 2.29	0.89	0.34 - 2.28	0.88	0.34 - 2.27
가구소득	1분위	1		1		1	
	2분위	0.86	0.75 - 1.00	0.87	0.75 - 1.00	0.87	0.75 - 1.00
	3분위	0.93	0.78 - 1.10	0.93	0.78 - 1.10	0.93	0.78 - 1.10
	4분위	0.97	0.80 - 1.17	0.97	0.80 - 1.17	0.97	0.80 - 1.17
	5분위	0.99	0.81 - 1.22	1.00	0.81 - 1.22	1.00	0.81 - 1.22
건강보장 유형	직장보험	1		1		1	
	지역보험	0.94	0.83 - 1.07	0.94	0.83 - 1.07	0.94	0.83 - 1.07
	의료급여	1.11	0.74 - 1.66	1.10	0.74 - 1.66	1.11	0.74 - 1.66
주관적 건강	좋음	1		1		1	
	보통	1.05	0.96 - 1.15	1.05	0.96 - 1.15	1.05	0.96 - 1.15
	나쁨	1.36	1.20 - 1.54	1.36	1.21 - 1.54	1.36	1.20 - 1.54
CCI 점수	0점	1		1		1	
	1점	1.14	0.96 - 1.34	1.14	0.96 - 1.34	1.14	0.96 - 1.35
	2점 이상	1.21	0.98 - 1.50	1.22	0.99 - 1.51	1.22	0.99 - 1.51
주치의 보유여부	미보유	1					
	보유	1.06	0.97 - 1.16				
주치의 소속기관 유형	미보유			1			
	의원			1.12	1.00 - 1.25		
	병원			1.00	0.86 - 1.15		
주치의 소속기관 유형과 포괄성	미보유					1	
	의원 포괄적					1.08	0.96 - 1.22
	비포괄적 병원					1.26	1.03 - 1.54
						1.00	0.86 - 1.15

Conditional logistic regression analysis with years (2012, 2013, 2016, and 2017) as a class and panels as a strata. CCI, Charlson comorbidity index.

〈표 6〉 당뇨 환자 주치의 보유여부 / 보유유형이 입원 경험에 미치는 효과
 - 2012, 2013, 2016, 2017년 한국의료패널, 18세 이상 (고정효과 모형 패널분석)

		Model 1		Model 2		Model 3	
		Odds Ratios	95% 신뢰구간	Odds Ratios	95% 신뢰구간	Odds Ratios	95% 신뢰구간
2012 vs 2017		0.63	0.47 - 0.83	0.63	0.48 - 0.83	0.62	0.47 - 0.82
2013 vs 2017		0.72	0.56 - 0.94	0.72	0.56 - 0.94	0.71	0.55 - 0.92
2016 vs 2017		0.86	0.70 - 1.05	0.85	0.70 - 1.04	0.85	0.69 - 1.03
연령	18 - 34세	1		1		1	
	35 - 49세	1.59	0.11 - 23.9	1.65	0.11 - 25.08	1.65	0.11 - 24.88
	50 - 64세	3.28	0.16 - 67.1	3.38	0.16 - 69.85	3.37	0.16 - 69.32
	65세 이상	3.40	0.16 - 73.9	3.50	0.16 - 76.84	3.50	0.16 - 76.50
혼인상태	혼인	1		1		1	
	이혼/별거/사별	0.576	0.31 - 1.04	0.56	0.31 - 1.03	0.56	0.30 - 1.01
	미혼	<0.01	<0.01 - >999	<0.01	<0.01 - >999	<0.01	<0.01 - >999
교육수준	초등 이하	1		1		1	
	중-고등학교	0.35	0.03 - 3.92	0.34	0.03 - 3.83	0.35	0.03 - 3.94
	대학 이상	<0.01	<0.01 - >999	<0.01	<0.01 - >999	<0.01	<0.01 - >999
가구소득	1분위	1		1		1	
	2분위	1.00	0.73 - 1.37	0.10	0.73 - 1.37	1.00	0.73 - 1.37
	3분위	0.94	0.62 - 1.43	0.94	0.62 - 1.43	0.93	0.61 - 1.41
	4분위	1.27	0.78 - 2.07	1.28	0.78 - 2.08	1.27	0.78 - 2.06
	5분위	0.88	0.48 - 1.63	0.88	0.47 - 1.62	0.86	0.47 - 1.60
건강보장 유형	직장보험	1		1		1	
	지역보험	0.88	0.63 - 1.24	0.89	0.63 - 1.24	0.90	0.64 - 1.26
	의료급여	1.18	0.50 - 2.79	1.16	0.49 - 2.74	1.19	0.50 - 2.82
주관적 건강	좋음	1		1		1	
	보통	1.01	0.77 - 1.32	1.01	0.77 - 1.32	1.00	0.76 - 1.30
	나쁨	1.07	0.79 - 1.44	1.08	0.80 - 1.45	1.06	0.78 - 1.43
CCI 점수	0점	1		1		1	
	1점	1.42	0.98 - 2.06	1.43	0.99 - 2.08	1.43	0.98 - 2.07
	2점 이상	1.13	0.72 - 1.78	1.15	0.73 - 1.81	1.15	0.73 - 1.81
주치의 보유여부	미보유	1					
	보유	1.12	0.90 - 1.39				
주치의 소속기관 유형	미보유			1			
	의원			1.19	0.91 - 1.56		
	병원			0.97	0.71 - 1.33		
주치의 소속기관 유형과 포괄성	미보유					1	
	의원의 포괄적					1.07	0.79 - 1.44
	사 비포괄적					1.71	1.07 - 2.75
병원 의사					0.97	0.71 - 1.33	

Conditional logistic regression analysis with years (2012, 2013, 2016, and 2017) as a class and panels as a strata. CCI, Charlson comorbidity index.

고찰

본 연구는 상용 의사(주치의) 보유가 입원에 미치는 효과에 대해서 종적인 자료 분석(패널분석)을 시도했다는 점에서 그 가치를 부여하고자 한다. 그렇지만 ‘일차의료이 불분명한’ 국내 보건의료체계에서 의료이용을 분석한 것이어서, 주치의 보유가 입원을 줄인다는 사실을 선진국 연구와 같이 입증하지는 못했다. 분석 대상을 당뇨병환자에 국한시켰을 때에도 마찬가지였다. 오히려 비포괄적 의원 의사를 상용 의사로 이용하는 경우 입원 가능성이 1.26배(당뇨 환자의 경우 1.71배) 높은 부정적인 결과를 나타냈다. 국내 일차의료의 취약한 단면을 보여준다.

일차의료에서 지속성 증가는 당뇨, 고혈압, 천식, 만성폐쇄성질환 등 외래 민감 질환들에 대한 효율적인 관리를 통해서 병원 입원을 감소시킬 수 있어서, 외래 민감 질환 입원 사례는 보건의료체계의 성과를 측정하는 한 가지 지표로 널리 이용되고 있다. 외래 민감 질환 입원을 미국에서 일차의료 접근성 지표로, 그리고 유럽에서 일차의료 질 지표로 이용하고 있다.(Purdy et al., 2009) 그렇지만 외래 민감 질환에 의한 입원을 예방하는 것이 가능한 것인지에 대한 논란이 존재한다(Longman et al., 2015) 외래 민감 질환이라고 해도 외래 진료 외적인 요인들, 예를 들면 병원 병상 수 가용정도, 의료의 조정기능, 지역의 소득수준, 지리적 특징들, 그리고 사회적 소외정도 등이 입원에 영향을 줄 수 있기 때문이다.(Muenchberger & Kendall, 2010) 최근 20년간 국내 병상 수의 가파른 증가 추세와 상용 의사를 두더라도 일차의료 조정기능이 매우 저조함을 감안하면, 국내에서 상용 의사 보유가 입원에 미치는 효과를 입증하기 어려울 것임을 짐작할 수 있다.

많은 보건의료체계에서 당뇨병환자 관리는 주로 일차의료에서 이루어지고 있어서 일차의료에서 당뇨 관리의 질이 불충분하면 병원에 입원한다고 가정할 수 있다. 그렇지만 병원 입원율은 일차의료 접근 이외에도 교정 불가능한 환자 특성들에 의해서 영향을 받을 수 있다. 병원 입원율을 당뇨 관리의 질 지표로 해석할 때 이 점을 고려할 필요가 있다. 당뇨병환자가 상용치료원을 보유하면 입원 가능성이 낮아졌다. 진료의 지속성을 continuity of care, usual provider continuity 또는 sequential continuity로 상용치료원을 평가하거나 상용치료원 방문 수를 정량화하여 정의하거나 간에 이러한 결론에 도달하였다. 그렇지만 모든 당뇨 환자들이 일차의료 영역에서 상용치료원을 보유하는 보건의료 체계에서는, 당뇨 환자의 병원 입원율은 일차의료 특성과 유의미한 관련이 없을 것이다. 병원 입원은 일차의료 영역 밖의 많은 요인들과 관련이 있으므로, 병원입원 자체를 일차의료에서의 당뇨 관리 평가 척도로 이용하는 것은 문제가 있다. 당뇨 환자에서 병원입원은 환자 특성, 질병 중증도, 지역 환경, 일차의료 질, 보건의료의 구조와 구성에 기인한다.(Wolters et al., 2017)

입원 환자를 일차의료 민감 질환과 병원 민감 질환으로 구분한다면, 주치의 보유가 일차의료 민감 질환 입원을 줄일 수 있지만, 병원 민감 질환 입원을 줄일 수는 없을 것이다. 아울러 입원을 결정하는 일차의료 외적인 요인들(가령, 가용 병상 수 등)이 존재함을 고려하면 일차의료 영역에서 주치의를

보유한다는 사실만으로 총(일차의료+병원 민감 질환에 의한) 입원을 감소시킬 수 있을 지에 대해서는 불확실하다.

본 연구의 제한점은, 첫째, 결과변수인 입원에 관한 정보를 입원 경험 유무만으로 분석했다는 점이다. 입원 빈도로 분석하거나, 입원 진단명 중에서 일차의료(외래) 민감 질환들을 구분하여 분석하는 일은 후속 연구에서 진행해 보고자 한다. 둘째, 상용치료원을 상용 기관과 상용 의사로 구분할 때, 연구진은 상용 의사를 '주치의'로 호칭하였는데, 국내에서 주치의라는 용어가 선진국 보건의료체계에 서처럼 일차의료 의사(general practitioner 또는 family physician)를 의미하는 것은 아니라는 점이다. 패널 참가자들이 상용 의사(주치의)로 간주하는 의사들 중에는 각 임상과 전문의들이 상당 수 포함되어 있어서 주치의가 최초접촉, 포괄성, 조정기능, 지속성이라는 일차의료 핵심속성을 지니기가 어려운 현실이다. 결과 해석에 주의가 필요하다.

결과 요약

1. 한국의료패널(2017) 자료를 이변수 분석한 결과, 고령군일수록 주치의 보유율이 높아, 65세 이상 연령 군에서는 35.3%였다. 여성(21.6%)이 남성(15.8%)보다 주치의 보유율이 높았다. 소득 수준이 높을수록 그리고 교육수준이 높을수록 주치의 보유율이 낮았다. 성인 당뇨 환자 군에서 주치의 보유율은 39.9%이었으며, 연령, 성, 소득수준, 의료보장 유형, 입원경험은 주치의 보유유형별 분포에 있어서 유의한 차이가 없었다.
2. 한국의료패널(2017) 자료를 로지스틱 회귀분석으로 혼란변수를 통제하였을 때, 주치의 보유자는 미보유자에 비해 입원 경험 가능성이 1.35배 높았다. 주치의 소속기관 유형별로 구분했을 때, 주치의 미보유자에 비해 병원 의사를 주치의로 보유한 자는 입원 경험 가능성이 1.89배 높았고, 의원 의사를 주치의로 보유한 자는 그렇지 않았다. 의원 의사 서비스 포괄성 유무는, 입원 가능성과는 유의한 연관성이 없었다. 당뇨 환자 군에 국한시켰을 때, 유일하게 Charlson 동반상병 지수 점수만이 유의하여, 0점인 군에 비해서 2점 이상인 군은 2.91배 입원 경험 가능성이 높았다. 주치의 보유여부, 주치의 소속기관 유형, 포괄성 유무 등은 입원 가능성과의 연관성이 유의하지는 않았다.
3. 한국의료패널 4개년(2012, 2013, 2016, 2017) 자료에 대한 고정효과 모형의 패널분석을 시행한 결과, 주치의 보유군은 미보유군에 비해 입원 가능성에 유의한 차이가 없었다. 그렇지만 주치의 소속기관을 유형별로 구분하였을 때 의원 의사 주치의 보유자는 주치의 미보유자에 비해 입원 경험 가능성이 1.12배 높았고, 특히 비포괄적인 의원 의사 주치의 보유자는 입원 가능성이 1.26배 높았지만, 포괄적 의원 의사 또는 병원 의사 주치의 보유자는 차이가 없었다. 당뇨 환자 군에

서는, 입원 가능성은 주치의 보유여부 또는 주치의 기관유형 보다는, 의원 의사의 서비스 포괄성이 보다 의미가 있었으며, 비포괄적인 의원 의사 주치의 보유자는 주치의 미보유자에 비해 입원 가능성이 1.71배 높았다.

결론

선진국들과는 다르게 병상 수가 가파르게 증가하는, 그리고 각각의 임상과 전문의들이 최초접촉 진료를 담당하는 국내 보건의료 현실에서, 상용 의사(주치의)를 보유한다는 것은 선진국 국민이 일차의료 의사를 주치의로 보유한다는 사실과는 그 특성상 커다란 차이가 있는 것을 짐작할 수 있다. 이러한 배경 때문에 국내 보건의료 현실에서 상용 의사(주치의)를 두고 있다는 사실만으로는 입원을 줄이는 긍정적 효과를 기대하기는 어렵다. 특히 포괄적이지 못한 의원 의사를 주치의로 둔 환자는 입원 가능성이 높아지는 부정적인 효과가 나타났다. 본 연구는, 국내에서 일차의료가 입원을 감소 등 긍정적인 효과를 나타내기 위해서는, 선진국에서와 같이 일차의료 영역에서 포괄적인 서비스 제공뿐만 아니라 조정기능과 지속성을 향상시킬 수 있는 제도 도입이 필요함으로 시사하고 있다.

참고문헌

- Barker I, Steventon A, Deeny SR. Association between continuity of care in general practice and hospital admissions for ambulatory care sensitive conditions: cross sectional study of routinely collected, person level data. *BMJ* 2017; 356-j84 <http://dx.doi.org/10.1136/bmj.j84>
- Henderson C, Knapp M, Fernandez J-L, et al. Whole System Demonstrator evaluation team. Cost effectiveness of telehealth for patients with long term conditions (Whole Systems Demonstrator telehealth questionnaire study): nested economic evaluation in a pragmatic, cluster randomised controlled trial. *BMJ* 2013;346:f1035. doi:10.1136/bmj.f1035.
- Huntley A, Lasserson D, Wye L, et al. Which features of primary care affect unscheduled secondary care use? A systematic review. *BMJ Open* 2014;4:e004746. doi:10.1136/bmjopen-2013-004746.

- Katz DA, McCoy KD, Vaughan-Sarrazin MS. Does Greater Continuity of Veterans Administration Primary Care Reduce Emergency Department Visits and Hospitalization in Older Veterans? *J Am Geriatr Soc* 2015;63:2510-8. doi:10.1111/jgs.13841.
- Muenchberger H, Kendall E. Predictors of preventable hospitalization in chronic disease: priorities for change. *J Public Health Policy* 2010;31:150-63.
- NHS England. Five Year Forward View. www.england.nhs.uk/wp-content/uploads/2014/10/5yfv-web.pdf.
- Purdy S. Avoiding hospital admissions — what does the research evidence say? The King's Fund, December 2010.
- Purdy S, Griffin T, Salisbury C, Sharp D. Ambulatory care sensitive conditions: terminology and disease coding need to be more specific to aid policy makers and clinicians. *Public Health* 2009;123:169-73.
- Roland M, Abel G. Reducing emergency admissions: are we on the right track? *BMJ* 2012;345:e6017. doi:10.1136/bmj.e6017.
- Shain M, Roemer MI. Hospital costs relate to the supply of beds. *Modern Hospital* 1959;92:71-73.
- Whittington JW, Nolan K, Lewis N, Torres T. Pursuing the Triple Aim: The First 7 Years. *Milbank Q* 2015;93:263-300.
- Wolters RJ, Braspenning JCC, Wensing M. Impact of primary care on hospital admission rates for diabetes patients: A systematic review. *Diabetes Research and Clinical Practice* 2017;129:182-196.

상용치료원 보유현황과 추이, 보유에 미치는 영향 요인

김경우(인제대학교 서울백병원 가정의학과), 최용준(한림대학교 의과대학 사회의학교실),
성낙진(동국대학교 일산병원 가정의학과), 이재호(가톨릭대학교 서울성모병원 가정의학과)

I. 서론

인간은 생물-심리-사회학적인 존재이며,¹⁾ 건강이란 단순히 질병이나 허약함이 없는 상태가 아니라 신체적, 정신적, 사회적으로 완전한 안녕 상태이다.²⁾ 일차의료는, 문제의 기원이 생물학적, 심리적, 사회적이든지 상관없이, 진단되지 않은 증상, 징후, 건강 염려 등 미분화 상태의 모든 환자에게 최초 접촉과 지속적인 진료를 제공한다.³⁾ 일차의료란 건강을 위하여 가장 먼저 대하는 보건의료를 말하며, 환자의 가족과 지역사회를 잘 알고 있는 주치의가 환자-의사 관계를 지속하면서 보건의료 자원을 모으고 알맞게 조정하여 주민에게 흔한 건강 문제들을 해결하는 분야이다.⁴⁾

일차 의료의 건강에 미치는 관련 근거들로, 양질의 일차 의료 시스템을 가진 국가는 그렇지 못한 국가들보다 전체 총 사망률과 심혈관질환과 호흡기질환으로 인한 조기 사망률이 낮고,⁵⁾ 예방적 진료를 통해 질병의 위험 부담을 줄이며,⁶⁾ 건강 검진을 통한 질병의 조기발견으로 질병 사망률을 줄인다.⁷⁾

-
- 1) Engel GL. The need for a new medical model: a challenge for biomedicine. *Science* 1977;196:129-36.
 - 2) World Health Organization. Constitution of the World Health Organization. 1946. *Bulletin of the World Health Organization* 2002;80:983.
 - 3) American Academy of Family Practice (AAFP). Primary care. AAFP website. <http://www.aafp.org/about/policies/all/primary-care.html>. Accessed November 10, 2019.
 - 4) Lee JH, Choi Y-J, Sung NJ, Kim SY, Chung SH, Kim J, et al. Development of the Korean primary care assessment tool—measuring user experience: tests of data quality and measurement performance. *International journal for quality in Health Care* 2009;21:103-11.
 - 5) Macinko J, Starfield B, Shi L. The contribution of primary care systems to health outcomes within Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) countries, 1970-1998. *Health Serv Res.* 2003;38:831-65.
 - 6) Bindman AB, Grumbach K, Osmond D, Vranizan K, Stewart AL. Primary care and receipt of preventive

응급실 이용과 입원을 줄이고,⁸⁾ 사회-경제적 불평등이 건강에 미치는 영향을 감소시켜 건강 불평등을 줄이며,⁹⁾ 일차의료 의사 비율이 높은 지역일수록 국민의 건강 수준이 높다.¹⁰⁾

상용치료원은 일차의료와 같은 개념은 아니지만, 상용치료원 보유 여부와 형태, 지속기간 등은 일차의료의 속성을 반영하고 있다.

상용치료원 보유여부가 건강결과에 미치는 효과에 관한 연구들은 주로 미국, 일본, 대만, 한국 등 주치의제도가 없는 국가들에서 이루어져왔다. 주치의제도가 정착된 유럽 국가에서는 상용치료원이라는 용어를 잘 사용하지 않는다.

상용치료원 보유 여부와 건강 결과에 관한 해외 연구들은, 이미 주치의 제도가 정착되어 있는 대다수의 국민들이 주치의를 가지고 있는 국가들에서는 관련 연구가 많지 않다.

미국의 경우, 8.5% 국민들이 의료 보험을 가입하지 않아 상용치료원이 없거나, 주치의를 지정하지 않아도 되는 보험플랜이 있어, 의료비 패널조사를 통한 상용치료원 보유 여부에 따른 비교 연구들이 보고되고 있으며, 2015년 조사결과, 미국인의 약 80%가 상용치료원을 가지고 있다고 답하였고, 1년 동안 최소 1회 이상 상용치료원을 방문한 인구는 44.1%였다.¹¹⁾

우리나라 상용치료원 관련 국가 통계자료로는 1998년, 2001년 국민건강영양조사와 2009년, 2012년, 2013년, 2016년, 2017년 한국의료패널 부가조사를 통해 조사된 바 있다. 우리나라의 경우, 2016년 한국의료패널 조사에 따르면, 의료급여 수급권자(3.7%)와 국가 유공자 (0.1%)를 제외한 모든 국민이 건강보험에 가입하고 있으나, 일차의료 의사를 주치의로 두도록 장려하거나 의무화하는 규정이 존재하지 않아 2016년 한국의료패널 조사자료상, 불과 32.5%만이 상용의료기관을, 15.0% 만이 주치의를 보유하고 있다고 답하였다.

본 연구에서는 상용치료원 관련 설문이 포함된 부가조사가 시행된 국민의료패널 5개 년간의 자료 분석과 비교를 통해 상용치료원 보유 현황과 추이, 보유에 미치는 요인을 살펴보고자 한다.

services. J Gen Intern Med. 1996;11:269-76.

7) Ferrante JM, Gonzales EC, Pal N, Roetzheim RG. Effects of physician supply on early detection of breast cancer. J Am Board Fam Pract. 2000;13:408-14.

8) Bindman AB, Grumbach K, Osmond D, Komaromy M, Vranizan K, Luri N, et al. Preventable hospitalizations and access to health care. JAMA. 1995;274:305-11

9) Shi L, Starfield B, Politzer R, Regan J. Primary care, self rated health, and reductions in social disparities in health. Health Serv Res. 2002;37:529-50

10) Shi L, Macinko J, Starfield B, Politzer R, Xu J. Primary care, race, and mortality in US states. Soc Sci Med 2005;61:65-75.

11) Stagnitti, Marie N.; SONI, Anita; ZODET, Marc W. STATISTICAL BRIEF# 502: Characteristics of Practices Used as Usual Source of Care Providers during 2015—Results from the MEPS Medical Organizations Survey. Agency for Healthcare Research and Quality, 2017.

II. 연구방법

1. 분석대상 및 자료

한국의료패널 설문조사에서 상용치료원 관련 문항들은 18세 이상 성인 대상 부가조사에 포함되었으며, 조사가 이루어진 해는 2009, 2012, 2013, 2016, 2017년이었다. 패널로 참여한 가구원은 각각 19,153(2009), 15,872명(2012), 14,823명(2013), 17,424명(2016), 17,184명(2017)이었고, 그 중에서 부가조사에 참여한 18세 이상 성인 13,821명(2009), 11,946명(2012), 11,300명(2013), 13,523명(2016), 13,460명(2017)을 분석대상으로 하였다.

2. 상용치료원 관련 문항

상용치료원 관련 문항은 상용치료 의료기관 관련 3개 문항과, 일차의료 (주치의 서비스) 핵심속성 관련 4개 문항으로, 모두 7개 문항으로 구성되었다. 2009년에는 전자 3개 문항에 대해서만 조사가 이루어졌다. 상용치료 의료기관 관련 3개 문항은, '주 의료기관 방문'이라는 문항제목을 가진 "귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?", '주 의료기관 유형'이라는 문항제목을 가진 "귀하가 주로 방문하는 의료기관은 어떤 유형입니까?", 그리고 '없는 이유'라는 문항제목을 가진 "귀하가 주로 방문하는 일정한 의료기관이 없는 이유는 무엇입니까?" 으로 구성되었다. 주치의(일차의료 핵심속성) 관련 4개 문항은 '주 의사 방문'이라는 문항제목을 가진 "귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?" 라는 <최초접촉> 문항, '방문기간'이라는 문항제목을 가진 "그 의사선생님을 처음 방문한 지 얼마나 되셨습니까?" 라는 <지속성> 문항, '건강문제 해결'이라는 문항제목을 가진 "그 의사 선생님은 귀하에게 발생하는 일상적인 건강문제의 대부분을 해결해 줍니까?" 라는 <포괄성> 문항, 그리고 '소개'라는 문항제목을 가진 "그 의사 선생님은 건강관리에 필요한 보건의료 관련 시설이나 인력들을 적절하게 소개해 주니까?" 라는 <조정기능> 문항으로 구성되었다. 지속성 항목은 방문한 기간을 주관식으로, 포괄성과 조정기능 항목은 5점 리커트 척도(Likert scale)로 답하도록 하였다. 본 연구에서는 <최초접촉> 문항에 해당하는 의사 선생님을 '주치의'라고 표기하였다.

3. 인구사회학적 변수

대상자의 연령은 18-34세, 35-49세, 50-64세, 65세 이상으로 구분하였으며, 교육 수준은 초등학교, 중졸-고졸 이하, 대학 이상으로 구분하였다. 결혼 상태는 혼인상태, 혼인경험(이혼, 사별), 미혼 상태로 구분하였고, 소득수준은 가구균등화 소득(=총 가구소득/가구원수)을 5분위로 구분하였다.

4. 건강관련 변수

주관적 건강수준은 현재 본인의 건강상태가 어떠하다고 생각하십니까?”의 질문에 5개의 답가지(매우 좋음, 좋음, 보통, 나쁨, 매우 나쁨)를 3개의 답가지(좋음, 보통, 나쁨)로 통합 구분하였다. Charlson 동반상병 지수를 계산하여 0점, 1점, 2점 이상으로 구분하였다. 의료보장형태는 직장보험, 지역보험, 의료급여로 구분하였다.

5. 분석 방법

먼저 2009, 2012, 2013, 2016, 2017년의 상용치료원 보유현황을 제시하기 위하여, 상용치료원 관련 7개 문항들에 대해서 기술 분석(descriptive analysis)을 시행하였다. 인구사회학적 특성별로 상용기관 보유여부와 상용의사(주치의) 보유여부에 따라 분포에 차이가 있는지에 대해서는 카이제곱 검정(chi-square test)을 시행하였다. 표본 기준 횡단가중치를 적용하여 추정값을 산출하여, 그 백분율과 유의수준에 대해서 가중치를 적용하였다. 주치의 보유(결과변수)와 연관이 있는 인구사회학적 요인과 건강관련 요인(설명변수)들을 확인하기 위하여 2017년 자료에 대해서 다중 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 4개년(2012, 2013, 2016, 2017) 패널 자료에 대해서 주치의 보유여부를 결과변수로, 인구사회학적 요인과 건강관련 요인들을 독립변수로 하는, 조건부 로지스틱 회귀분석을 이용하여 고정효과 모형의 패널분석을 시행하였다. 조사년도를 class로, 그리고 패널고유번호를 strata로 하였다. 모든 분석은 SAS 9.4 소프트웨어 (SAS Institute, Cary, NC, USA)를 이용하였으며, 유의수준은 0.05로 하였다.

III. 결과

1. 상용기관 보유 현황

1.1. 상용기관 보유율 추이

한국의료패널 18세 이상 성인인구의 상용치료 의료기관 보유율은 33.7%(2009), 21.5%(2012), 32.9%(2013), 32.5%(2016), 40.3%(2017)로 다소 증가하는 양상이 나타났다. (표 1)

1.2. 상용기관 유형

상용 기관 유형 중 의원 비율은 64.3%(2009), 57.0%(2012), 61.0%(2013), 66.7%(2016), 67.4%(2017)로 다소 증가하는 양상이 나타났다. 보건소 비율은 3.5%(2009), 4.0%(2012), 3.3%(2013),

1.9%(2016), 1.6%(2017)로 다소 감소하는 양상이었다. 병원 비율은 11.3%(2009), 20.9%(2012), 19.9%(2013), 18.3%(2016), 16.9%(2017)였으며, 종합/대학병원 비율은 19.6%(2009), 17.1%(2012), 14.9%(2013), 12.4%(2016) 13.2%(2017)로, 다소 감소하는 양상이었다.(표 2)

1.3. 상용기관 미보유 이유

상용치료원 의료기관 미보유자들 중에서 미보유 이유로는, '잘 아프지 않음'이 69.8%(2009), 66.1%(2012), 66.8%(2013), 70.7%(2016), 68.6%(2017)로 가장 많았고, 그 다음은 '여러 기관 다니는 것을 선호함'이 18.9%(2009), 27.9%(2012), 26.4%(2013), 23.2%(2016), 25.3%(2017)로 그 다음이었다.(표 3)

2. 상용의사(주치의) 보유 현황

2.1. 주치의 보유율

주치의 보유율은 13.9%(2012), 15.6%(2013), 15.0%(2016), 19.1%(2017)이었으며, 주치의 소속 기관 유형은 의원 60.7%(2012), 63.8%(2013), 68.3%(2016), 68.9%(2017), 보건소 3.5%(2012), 1.9%(2013), 1.1%(2016), 1.2%(2017), 병원 16.6%(2012), 16.3%(2013), 16.1%(2016), 13.8%(2017), 종합/대학병원 16.4%(2012), 15.9%(2013), 13.1%(2016), 14.8%(2017)이었다. 2012년과 2017년 사이에 의원 의사 주치의 비중은 8.2% 포인트 증가를, 보건소 의사 주치의 비중은 2.3% 포인트 감소, 종합/대학병원 의사 주치의 비중은 1.6% 포인트 감소를 보였다.(표 4)

2.2. 주치의 서비스의 일차의료 속성

주치의 서비스의 포괄성 문항에 대해서, 긍정응답('거의 그렇다'+ '대체로 그렇다') 비율이 67.2%(2012), 72.5%(2013), 82.5%(2016), 82.3%(2017)이었다.(표 5) 조정기능 문항에 대해서, 긍정응답 비율은 34.6%(2012), 30.8%(2013), 40.9%(2016), 39.3%(2017)이었다.(표 6) 포괄성에 비해서 조정기능에 대해서 긍정적인 응답 비율은 낮은 양상이 지속하였다. 5년(2012-17)간 포괄성 긍정응답은 15.1% 포인트, 조정기능 긍정응답은 4.7% 포인트 증가하였다. 포괄성과 조정기능에 관한 답가지 5점 리커트 척도를 100점 만점으로 환산하였을 때, 포괄성 점수는 64.4(±22.1)점(2012), 67.0(±21.5)점(2013), 73.3(±20.7)점(2016), 73.0(±17.1)점(2017)이었고, 조정기능 점수는 43.4(±29.6)점(2012), 37.6(±32.0)점(2013), 46.7(±32.7)점(2016), 48.4(±29.0)점(2017)이었으며, 5년 동안 포괄성이 8.6점과 조정기능이 5.0점 향상되었다.(표 7) 일차의료 지속성의 한 측면이라고 할 수 있는 주치의-환자 관계의 지속기간은 평균 6.8(±5.7)년(2012), 7.1(±5.8)년(2013), 7.7(±6.0)년(2016), 7.3(±5.5)년(2017)이었다.(표 8)

3. 상용치료원 보유와 관련이 있는 요인들

3.1 이변수 분석

상용치료원 보유여부와 인구사회학적 요인들과의 관계를 알아보기 위하여 2017년 횡단면 자료를 분석하였다.(표 9) 연령군별로는, 고령군일수록 상용치료원 보유율이 높아서, 65세 이상군의 상용기관 보유율은 63.4%, 주치의 보유율은 35.5%로 높았으며, 35세 미만군은 각각 24.1%, 8.0%로 낮았다.($P<0.001$) 성별로는 여자는 상용기관 보유율 44.4%(vs 남자 36.0%), 주치의 보유율 22.1%(vs 남자 15.9%)로, 남자보다 높았다.($P<0.001$) 혼인상태별로는, 사별, 이혼, 별거 상태인 경우 상용치료원 보유율(상용기관 55.9%, 주치의 31.3%)이 현재 혼인 관계에 있거나 미혼상태의 경우보다 높았다.($P<0.001$). 가구 소득수준이 낮을수록 상용치료원 보유율이 높았으며, 최하 1분위의 상용기관 보유율은 52.7%, 주치의 보유율 28.5%였으며, 최상 5분위는 각각 37.2%와 17.2%였다.($P<0.001$) 교육수준별로는 초등학교 졸업 이하의 경우 상용치료원 보유율(상용기관 60.0%, 주치의 30.6%)이 상대적으로 높았다. ($P<0.001$)

3.2 로지스틱 회귀분석

의료보장 유형별로는, 의료급여수급권자의 상용치료원 보유율이 직장보험이나 지역보험 가입자에 비해 높아서, 상용기관 63.6%, 주치의 30.9%에 달했다.($P<0.001$) 주관적 건강상태가 나쁜 군은 좋은 군에 비해서 상용치료원 보유율이 높았다(상용기관 60.9% vs 33.3%, 주치의 32.4% vs 15.3%)($P<0.001$). Charlson 동반상병지수(CCI) 점수가 높을수록 상용치료원 보유율이 높아, 2점 이상 군(vs 0점 군)은 상용기관 보유율 69.5%(vs 37.7%), 주치의 보유율 40.0%(vs 15.2%)로 높았다. 지난 1년간 입원경험이 있는 군은 없는 군에 비해서 상용치료원 보유율이 높았다(상용기관 53.2% vs 38.6%, 주치의 29.1% vs 17.8%) ($P<0.001$). 지난 1년간 응급실 이용경험이 있는 군은 없는 군에 비해서 상용치료원 보유율이 높았다(상용기관 48.6% vs 39.6%, $P<0.001$; 주치의 24.2% vs 18.7%, $P<0.001$). (표 9)

주치의 보유 관련 요인을 알아보기 위한 로지스틱 회귀분석을 시행한 결과, $P=0.106$ 으로 Hosmer-Lemeshow 모형 적합도 검정을 통과한 Model 2에서는 연령, 성, 혼인상태, 교육수준, 건강보장유형 유의한 요인들로 나타났다. Model 2에서 연령 군별로 35세 미만 군에 비해서 35-49세 군은 OR 1.73(95% CI, 1.43-2.11), 50-64세 군은 OR 2.98(2.41-3.68), 65세 이상 군은 OR 5.72(4.53-7.21)로 주치의 보유 가능성이 높았으며, 학력 수준별로 초등학교 이하 군에 비해 중-고등학교 군은 OR 1.23(1.07-1.43), 대학교 이상 군은 OR 1.27(1.07-1.50) 주치의 보유 가능성이 높았고, 직장보험 가입자에 비해, 의료급여 대상자는 OR 1.46(1.15-1.86) 주치의 보유 가능성이 높았다. (표 10)

3.3 조건부 로지스틱 회귀분석을 이용한 고정효과모형 패널 분석

4개년(2012, 2013, 2016, 2017) 패널자료에 대해서 고정효과모형의 패널 분석한 결과, 2017년 기준으로 할 때, 2012년에 주치의 보유 가능성은 OR 0.68(95% CI, 0.62-0.74)로 주치의 보유 가능성이 낮았다. 환언하면 2017년은 2012년에 비해서 1.47배 주치의 보유가능성이 높았다. 연령군별로 고령군일수록 5년 시간 경과 동안 주치의 보유가능성이 높았는데, 65세 이상 군은 5년 시간 경과하면서 35세 미만 군에 비해 OR 1.58 (95% CI, 1.00-2.51) 주치의 보유 가능성이 높았다. 미혼인 군은 5년 시간 경과하면서 주치의 보유 가능성인 혼인 상태인 군에 비해 OR 0.50 (0.26-0.96)로 주치의 보유 가능성이 낮았다. 건강보험 유형별로 5년의 시간 경과 동안 직장보험군에 비해 의료급여군은 OR 1.56(1.08-2.25)로 주치의 보유 가능성이 높았다. Charlson 동반상병 지수 점수군에서, 5년 시간 경과하면서 0점인 군에 비해 2점 이상인 군은 OR 1.40(1.14-1.70)로 주치의 보유가능성이 높았다.

IV. 토의

상용 치료원 보유 관련, 상용기관 보유는 2009년 33.7%, 2017년 40.4%, 주치의 보유는 2012년 13.9%, 2017년 19.1%로 다소 증가하는 양상을 보였다. 상용치료원 보유와 관련된 요인에 대한 단면 분석 결과, 고령, 여성, 낮은 가구소득, 의료급여 군에서 상용치료원 보유가 높았고, 미혼, 낮은 교육 수준에서 상용치료원 보유가 낮았다. 고정효과모형의 패널분석 결과, 5년 시간경과 동안, 65세 이상, 의료급여, 동반상병 군에서 주치의보유 가능성이 높았고, 미혼 군에서 주치의 보유 가능성이 낮았다.

포괄성과 조정기능에 관한 긍정적 응답이 다소 향상된 것에 대한 설명도 추가할 수 있으면 좋겠습니다. 아울러 조정기능이 상대적으로 매우 저조한 상황은 상용의사(주치의)를 보유한다고 해도, 그 주치의가 주치의제도 보유 국가에서 조정기능을 수행하는 주치의와는 질적으로 차이가 있음을 알 수 있다.

상용기관 또는 상용의사(주치의) 보유율이 증가한 양상은, 그 원인적 요인으로 패널의 연령이 증가하면서 발생한 자연적인 현상일 가능성이 존재한다. 한편으로는 이 기간 동안 이루어진 국가 정책 즉, 일차의료 만성질환 관리 국가 정책의 순기능일 가능성도 일부 예상할 수 있다. 상용기관 보유율은 2017년 40.3%이전에는, 2012년 21.5%, 2013년 32.9%, 2016년 32.5%로 낮거나 비슷하여, 일관성을 보이지 않았는데, 이는 조사 과정과 분류의 오류 보다는, “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?”라는 해당 설문에서 ‘주로 방문하는 의료기관’의 모호성에 의해 일관적인 답변의 재현성이 낮을 수 있을 것으로 추정된다. 상용치료원에 대한 설문은 조사마다 차이가 있는데, 미국 의료패널 (Medical Expenditure Panel Survey)에서는 아프거나 건강 문제에 대한 조언이 필요할 때 주로 (usually) 방문하는 특정 개인의원, 클리닉, 보건소, 혹은 기타

장소 (whether there is a particular doctor's office, clinic, health center, or other place that the individual usually goes to if he/she is sick or needs advice about his/her health) 로 구성되어 있는데, 민간보험가입시 대부분의 플랜에 주치의를 지정하도록 하고 있어, 일관되고 높은 상용치료원 보유율을 나타내고 있다.

제1기, 제2기 국민건강영양조사에서는 “가족 중에서 병이 있을 때 정해놓고 상담하거나 치료하는 곳이 있습니까?”로 설문이 구성되어 있다.

주치의 보유율은 2012년 13.9%, 2013년 15.6%, 2016년 15.0%, 2017년 19.1%로 비교적 일관적 증가 추이를 보이고 있는데, “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?”라는 해당 설문에서 ‘주로 방문하는 의사 선생님’에 대한 답변은 비교적 일관성 있는 것으로 추정된다. 상용의사(주치의) 없이, 의료기관 방문이 많지 않은 일부 응답자는 방문하는 의료 기관을 주로 방문하는 상용기관이라고 응답하기 모호한 경우가 있을 것으로 추정된다. 상용 치료원에 대한 설문문항은 ‘주로’라는 표현보다는 ‘정해놓고’의 표현이 보다 적절한 것으로 사료된다.

상용치료원으로서 상용기관과 주치위에 대한 차이에 관한 보고들을 보면, Xu 등¹²⁾은 독감예방접종, 자궁경부암 검진, 유방암 검진 등에서는 차이가 없었으나, 주치의를 보유한 군에서 혈압측정과 콜레스테롤 검사 등을 더 잘 받은 것으로 보고하였고, Kim 등¹³⁾은 주치의를 보유한 군에서 병원입원과 응급실방문이 더 적었다고 보고하였다.

상용치료원 미보유의 이유로 ‘잘 아프지 않음’이 70.7% (2016년 기준)를 차지하였는데, 이는 고정 효과모형의 패널 분석 결과, 고령군, 동반상병지수가 높을수록 상용의사 보유 가능성이 높아지는 것과 일치하는 결과이다.

본 연구는 그 동안 한국의료패널 조사자료 상용치료원 보유 추이와 관련 요인을 종단적으로 살펴본 것에 의의를 둘 수 있다. 향후, 의료패널 자료와 질병 관련 자료가 결합된다면, 상용치료원 보유 여부가 입원과 응급실 방문 등 건강결과에 미치는 영향에 관한 종단적 연구들이 이루어질 수 있을 것이다.

〈표 1〉 상용 의료기관 보유율 추이 - 18세 이상 성인; 2009, 2012, 2013, 2016, 2017년

— “귀하가 아플 때 나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?”

	2009년	2012년	2013년	2016년	2017년
	13,821 (100)	11,946 (100)	11,300 (100)	13,523 (100)	13,460 (100)
보유	5,126 (33.7)	2,918 (21.5)	4,149 (32.9)	4,934 (32.5)	5,877 (40.3)
미보유	7,481 (56.9)	9,017 (78.4)	7,151 (67.1)	8,588 (67.5)	7,580 (59.7)
무응답	1,214 (9.3)	11 (0.1)	1 (0.0)	1 (0.0)	3 (0.0)

빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

12) Xu KT. Usual source of care in preventive service use: a regular doctor versus a regular site. Health services research 2002;37:1509-29.

13) Kim KM, Jeon H, Lee JH. Having a Physician Rather than a Place as a Usual Source of Care Would Be Better - from 2012 Korea Health Panel Data. J Korean Med Sci 2017;32:4-12.

〈표 2〉 상용 의료기관 유형 - 18세 이상 성인; 2009, 2012, 2013, 2016, 2017년

“귀하가 주로 방문하는 의료기관은 어떤 유형입니까?”

	2009년	2012년	2013년	2016년	2017년
	5,126 (100)	2,918 (100)	4,149 (100)	4,950 (100)	5,862 (100)
보건소	202 (3.5)	132 (4.0)	162 (3.3)	114 (1.9)	121 (1.6)
의원	3,319 (64.3)	1,685 (57.0)	2,564 (61.2)	3,313 (66.7)	3,971 (67.4)
병원	538 (11.3)	582 (20.9)	759 (19.9)	850 (18.3)	966 (16.9)
종합/대학병원	1,000 (19.6)	491 (17.1)	626 (14.8)	623 (12.4)	783 (13.2)
기타	67 (1.3)	2 (0.1)	35 (0.8)	0 (0.0)	35 (0.7)
한방병의원	-	26 (0.9)	2 (0.0)	34 (0.8)	1 (0.0)
무응답			1 (0.0)	1 (0.0)	3 (0.0)

빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

〈표 3〉 상용 의료기관 미보유 이유 - 18세 이상 성인 ; 2009, 2012, 2013년

“귀하가 주로 방문하는 일정한 의료기관이 없는 이유는 무엇입니까?”

	2009년	2012년	2013년	2016년	2017년
	7,344 (100)	9,015 (100)	7,151 (100)	8,589 (100)	7,580 (100)
잘 아프지 않음	4,934 (69.8)	5,493 (66.1)	4,416 (66.8)	5,614 (70.7)	4,779 (68.6)
여러 기관 선호	1,549 (18.9)	2,956 (27.9)	2,244 (26.4)	2,417 (23.2)	2,352 (25.3)
자가 치료 선호	468 (6.1)	275 (2.9)	216 (2.9)	248 (3.0)	181 (2.4)
갈 곳을 모름	326 (4.3)	196 (2.1)	228 (3.1)	226 (2.1)	207 (2.9)
기타	67 (0.9)	95 (1.0)	47 (0.8)	83 (1.0)	61 (0.8)
무응답	1,315	16	0	1	3

빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

〈표 4〉 주치의 보유 현황 - 18세 이상 성인; 2012, 2013, 2016 2017년 -

“귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?”

		2012년	2013년	2016년	2017년
주치의 보유여부	보유	1,909 (13.9)	2,062 (15.6)	2,286 (15.0)	2,821 (19.1)
	미보유	10,026 (86.0)	9,237 (84.4)	11,236 (85.0)	10,636 (80.9)
	무응답	11 (0.1)	1 (0.0)	1 (0.0)	3 (0.0)
합계		11,946 (100)	11,300 (100)	13,523 (100)	13,460 (100)
주치의 소속기관 유형	보건소	74 (3.5)	46 (1.9)	26 (1.1)	36 (1.2)
	의원	1,151 (60.7)	1,327 (63.8)	1,582 (68.3)	1,939 (68.9)
	병원	322 (16.6)	325 (16.3)	355 (16.1)	405 (13.8)
	대학병원	314 (16.4)	325 (15.9)	293 (13.1)	409 (14.8)
	기타	0 (4.6)	16 (0.8)	0 (0.0)	11 (0.6)
	한방병의원	14 (0.0)	0 (0.0)	15 (0.7)	0 (0.0)
	없음	34 (1.8)	23 (1.3)	15 (0.7)	21 (0.7)
	합계	1,909 (100)	2,062 (100)	2,286 (100)	2,821 (100)

빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

〈표 5〉 주치의 서비스의 포괄성 - 18세 이상 성인 ; 2012, 2013, 2016, 2017년 -

〈포괄성〉 : “그 의사 선생님은 귀하에게 발생하는 일상적인 건강문제의 대부분을 해결해 주니까?”

	포괄성			
	2012년	2013년	2016년	2017년
	1,909 (100)	2,062 (100)	2,287 (100)	2,824 (100)
거의 그렇다	166 (8.7)	225 (11.9)	445 (20.1)	410 (15.5)
대체로 그렇다	1,121 (58.5)	1,291 (60.6)	1,443 (62.4)	1,922 (66.8)
그저 그렇다	373 (19.6)	298 (15.4)	253 (11.0)	368 (12.8)
대체로 그렇지 않다	158 (8.3)	210 (10.0)	84 (4.0)	100 (3.9)
거의 그렇지 않다	91 (5.0)	38 (2.1)	61 (2.5)	21 (1.0)
무응답	0 (0.0)	0 (0.0)	1 (0.0)	3 (0.1)

빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

〈표 6〉 주치의 서비스 조정기능 - 18세 이상 성인 ; 2012, 2013, 2016, 2017년 -

〈조정기능〉 : “그 의사 선생님은 건강관리에 필요한 보건의로 관련 시설이나 인력들을 적절하게 소개해 주니까? (예: 특정 전문의/의료기관, 사회복지센터, 마을체육시설, 간병단체, 금연상담전화 등)”

	조정기능			
	2012년	2013년	2016년	2017년
	1,909 (100)	2,062 (100)	2,287 (100)	2,824 (100)
거의 그렇다	92 (5.5)	121 (6.8)	201 (9.3)	228 (8.3)
대체로 그렇다	554 (29.1)	490 (24.0)	760 (31.6)	956 (31.0)
그저 그렇다	449 (23.3)	273 (13.4)	323 (14.8)	618 (21.9)
대체로 그렇지 않다	356 (17.9)	605 (27.5)	542 (23.2)	632 (23.3)
거의 그렇지 않다	458 (24.3)	573 (28.3)	460 (21.0)	387 (15.3)
무응답	0 (0.0)	0 (0.0)	1 (0.0)	3 (0.1)

빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

〈표 7〉 주치의 서비스 포괄성과 조정기능 점수 (18세 이상 성인; 2012, 2013, 2016, 2017년)

	2012년	2013년	2016년	2017년
	(n=1,909)	(n=2,062)	(n=2,286)	(n=2,821)
	(Mean±SD)	(Mean±SD)	(Mean±SD)	(Mean±SD)
포괄성	64.4 ± 22.1	67.6 ± 21.5	73.3 ± 20.7	73.0 ± 17.1
조정기능	43.4 ± 29.6	37.6 ± 32.0	46.7 ± 32.7	48.4 ± 29.0
총 평균 점수*	53.9 ± 22.0	52.6 ± 22.0	60.0 ± 21.3	60.7 ± 19.1

빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

포괄성과 조정기능 점수는 5점 리커트 척도(Likert scale)를 100점 만점으로 환산함.

〈표 8〉 주치의 보유자 환자-의사 관계 지속기간 - 18세 이상 성인; 2012, 2013, 2016, 2017년 -

〈지속성〉 : “그 의사 선생님을 처음 방문한 지 얼마나 되셨습니까?”

환자-의사관계 지속기간 (년)	2012년	2013년	2016년	2017년
	1,909 (100)	2,059 (100)	2,286 (100)	2,821 (100)
- 2.4	360 (20.1)	382 (20.0)	360 (17.8)	453 (18.5)
2.5 - 4.9	385 (20.6)	430 (20.7)	454 (20.4)	579 (21.2)
5.0 - 7.4	495 (26.0)	480 (23.3)	510 (22.4)	637 (22.3)
7.5 - 9.9	120 (6.0)	164 (8.3)	169 (7.2)	175 (6.2)
10.0 -	549 (27.3)	603 (27.7)	793 (32.2)	977 (31.8)
평균 (Mean ± SD) (년)	6.8 ± 5.7	7.1 ± 5.8	7.7 ± 6.0	7.3 ± 5.5

빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

〈표 9〉 인구사회학적 요인별 상용치료원 보유여부 (18세 이상 성인 ; 2017년)

2017년 한국의료패널		의료기관 (결측치 = 1)		주치의 (결측치 = 3)		합계
		보유 (%)	미보유 (%)	보유 (%)	미보유 (%)	
합계		5,877 (40.3)	7,580 (59.7)	2,821 (19.1)	10,636 (80.9)	13,457 (100)
연령 (P<0.001)	35세 미만	563 (24.1)	1,740 (75.9)	173 (8.0)	2,130 (92.0)	2,303 (100)
	35-49세	1,130 (33.0)	2,371 (67.0)	481 (14.6)	3,020 (85.4)	3,501 (100)
	50-64세	1,652 (47.0)	1,928 (53.0)	783 (22.7)	2,797 (77.3)	3,580 (100)
	65세 이상	2,532 (63.4)	1,541 (36.6)	1,384 (35.5)	2,689 (64.5)	4,073 (100)
성별 (P<0.001)	남자	2,456 (36.0)	3,730 (64.0)	1,114 (15.9)	5,072 (84.1)	6,186 (100)
	여자	3,421 (44.4)	3,850 (55.6)	1,707 (22.1)	5,564 (77.9)	7,271 (100)
혼인 (P<0.001)	혼인 상태	4,122 (43.9)	4,837 (56.1)	1,965 (21.0)	6,994 (79.0)	8,959 (100)
	이혼/별거/사별	1,127 (55.9)	826 (44.1)	642 (31.3)	1,311 (69.7)	1,953 (100)
	미혼 상태	628 (24.7)	1,917 (75.3)	214 (9.1)	2,331 (90.9)	2,545 (100)
소득수준 (P<0.001)	1분위	1,088 (52.7)	802 (47.3)	595 (28.5)	1,292 (71.5)	1,890 (100)
	2분위	1,207 (46.4)	1,240 (53.6)	574 (22.6)	1,873 (77.4)	2,447 (100)
	3분위	1,157 (38.3)	1,694 (61.7)	562 (18.2)	2,289 (81.8)	2,851 (100)
	4분위	1,216 (37.3)	1,884 (62.7)	538 (16.5)	2,562 (83.5)	3,100 (100)
	5분위	1,209 (37.2)	1,960 (62.8)	549 (17.2)	2,620 (82.8)	3,169 (100)
교육수준 (P<0.001)	초등 이하	1,631 (60.0)	1,075 (40.0)	837 (30.6)	1,869 (69.4)	2,706 (100)
	중-고등학교	2,565 (44.5)	2,991 (55.5)	1,253 (21.6)	4,303 (78.4)	5,556 (100)
	대학교 이상	1,681 (31.6)	3,514 (68.4)	731 (14.0)	4,464 (86.0)	5,195 (100)
의료보장 (결측치 = 223) (P<0.001)	직장보험	4,084 (39.8)	5,358 (60.2)	1,941 (18.6)	7,501 (81.4)	9,442 (100)
	지역보험	1,372 (38.2)	1,970 (61.8)	676 (18.9)	2,666 (81.1)	3,342 (100)
	의료급여	288 (63.6)	162 (36.4)	148 (30.9)	302 (69.1)	450 (100)
주관적 건강상태 (결측치 = 524) (P<0.001)	좋음	1,809 (33.3)	3,387 (66.7)	818 (15.3)	4,378 (84.7)	5,196 (100)
	보통	2,671 (43.7)	3,041 (56.3)	1,280 (20.4)	4,432 (79.6)	5,712 (100)
	나쁨	1,256 (60.9)	769 (39.1)	670 (32.4)	1,355 (67.6)	2,025 (100)
CCI 점수 (P<0.001)	0점	3,872 (34.7)	6,543 (65.3)	1,716 (15.2)	8,699 (84.8)	10,415 (100)
	1점	1,295 (65.6)	710 (34.4)	707 (36.2)	1,298 (63.8)	2,005 (100)
	2점 이상	710 (69.5)	327 (30.5)	398 (40.0)	639 (60.0)	1,037 (100)
입원경험 (P<0.001)	있음	1,023 (53.2)	853 (46.8)	553 (29.1)	1,323 (70.9)	1,876 (100)
	없음	4,854 (38.6)	6,727 (61.4)	2,368 (17.8)	9,313 (82.2)	11,581 (100)
응급실방문 경험 (P<0.001)	있음	624 (48.6)	590 (51.4)	317 (24.2)	897 (75.8)	1,214 (100)
	없음	5,253 (39.6)	6,990 (60.4)	2,504 (18.7)	9,739 (81.3)	12,243 (100)

Chi-square test. 빈도를 제외한 값들에 대해서는 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음. 2008-2016년에 조사되었던 3개월 이상의 만성질환 유무 항목은 2017년 조사에서 빠짐. CCI, Charlson's comorbidity index.

〈표 10〉주치의 보유와 연관이 있는 인구사회학적 요인들 (18세 이상 성인 ; 2017년)

		Model 1		Model 2		Model 2	
		Odds Ratios	95% 신뢰구간	Odds Ratios	95% 신뢰구간	Odds Ratios	95% 신뢰구간
연령	35세 미만	1		1		1	
	35-49세	1.74	1.43-2.11	1.73	1.43-2.11	1.63	1.34-1.98
	50-64세	2.97	2.40-3.67	2.98	2.41-3.68	2.46	1.98-3.05
	65세 이상	5.80	4.58-7.35	5.72	4.53-7.21	3.96	3.12-5.03
성	남자	1		1		1	
	여자	1.44	1.31-1.58	1.44	1.31-1.58	1.48	1.34-1.63
혼인상태	혼인	1		1		1	
	이혼/별거	1.08	0.94-1.25	1.07	0.93-1.23	1.06	0.92-1.22
	미혼	0.82	0.68-0.98	0.81	0.68-0.97	0.81	0.68-0.97
교육수준	초등 이하	1		1		1	
	중-고등학교	1.21	1.05-1.41	1.23	1.07-1.43	1.32	1.14-1.53
	대학교 이상	1.23	1.04-1.47	1.27	1.07-1.50	1.42	1.19-1.69
가구소득	1분위	1					
	2분위	1.08	0.90-1.29				
	3분위	1.08	0.90-1.30				
	4분위	1.05	0.87-1.26				
	5분위	1.14	0.95-1.38				
건강보장 유형	직장보험	1		1		1	
	지역보험	0.93	0.83-1.03	0.92	0.83-1.03	0.92	0.83-1.03
	의료급여	1.52	1.18-1.96	1.46	1.15-1.86	1.24	0.97-1.59
주관적 건강	좋음					1	
	보통					1.11	1.01-1.23
	나쁨					1.40	1.22-1.62
CCI 점수	0점					1	
	1점					2.11	1.87-2.40
	2점 이상					2.17	1.84-2.57
P by Hosmer and Lemeshow Test for fitting models		0.002		0.106		<0.001	
Concordance statistic		0.677		0.677		0.699	

Multiple logistic regression analysis. 표본기준 횡단 가중치를 적용하였음.

〈표 11〉 주치의 보유에 영향을 미치는 인구사회학적-건강관련 요인들 (18세 이상 성인 ; 2012, 2013, 2016, 2017년)
고정효과모형 패널 분석

		Odds Ratios	95% 신뢰구간
2012 vs 2017		0.68	0.62 - 0.74
2013 vs 2017		0.83	0.76 - 0.90
2016 vs 2017		0.69	0.65 - 0.75
연령	35세 미만	1	
	35-49세	1.40	1.00 - 1.95
	50-64세	1.55	1.03 - 2.32
	65세 이상	1.58	1.00 - 2.51
혼인상태	혼인	1	
	이혼/별거/사별	0.87	0.67 - 1.12
	미혼	0.50	0.26 - 0.96
교육수준	초등 이하	1	
	중-고등학교	1.27	0.72 - 2.23
	대학교 이상	1.58	0.72 - 3.46
가구소득	1분위	1	
	2분위	0.88	0.77 - 1.00
	3분위	1.01	0.87 - 1.19
	4분위	0.96	0.81 - 1.15
	5분위	0.99	0.82 - 1.20
건강보장 유형	직장보험	1	
	지역보험	0.93	0.83 - 1.04
	의료급여	1.56	1.08 - 2.25
주관적 건강	좋음	1	
	보통	0.97	0.91 - 1.06
	나쁨	0.98	0.87 - 1.05
CCI score	0	1	
	1	1.36	1.16 - 1.58
	≥ 2	1.40	1.14 - 1.70

Conditional logistic regression analysis with years (2012, 2013, 2016, and 2017) as a class and panels as a strata. CCI, Charlson comorbidity index.



세션 1-3 대학원생 세션

좌장 | 이태진(서울대학교)

발표 1 한국의 중·고령층 가구 내 비공식돌봄 가능성 (Availability of Informal care within the household)은 입원 (Hospitalization)에 어떤 영향을 미치는가?

곽우성(서울대학교)

발표 2 지역별 응급의료 접근성이 환자의 예후 및 응급의료비에 미치는 영향

김연진(서울대학교)

발표 3 출산이 부모의 흡연행태에 미치는 영향
: 이론적 분석 및 패널 자료를 이용한 실증 분석

김현재, 최한실(성균관대학교)

토론 임민경(국민건강보험공단)

오영호(한국보건사회연구원)

한국의 중·고령층 가구 내 비공식돌봄 가능성(Availability of Informal care within the household)이 입원(Hospitalization)에 어떤 영향을 미치는가?

곽우성(서울대학교 보건대학원 보건학과 보건정책관리학 전공)

요약

본 연구의 목적은 한국의 중·고령층의 입원 행동에 대한 가구 내 비공식적 돌봄 가능성의 영향을 확인하는 것이다. 한국의료패널 2014년부터 2016년까지의 데이터를 사용하여 대상 선정 기준에 부합하는 가구를 최종분석대상으로 하여 통계적 분석을 한다. 투-파트 모델을 본 연구의 모델로서 활용하고 입원 여부와 입원 일수를 종속변수로 하여 가구 내 비공식적 돌봄 가능성의 영향을 파악한다. 또한, 가구 내 비공식적 돌봄을 받을 가능성이 있는 집단을 가구 유형을 기준으로 세분화하고, 돌봄을 받을 가능성이 적은 집단을 혼인 상태에 따라 세분화하여 그룹 간 비교를 통해 결과 값을 논한다. 그 결과, 집에서 돌봄 제공자가 있는 경우가 없는 경우에 비해서 약 0.573배로 덜 입원하는 것으로 보인다. 집에서 돌봄 제공자가 존재하는 경우가 존재하지 않는 경우에 비해서 약 19.8%로 한번 입원 시 입원을 덜 지속하는 것으로 보인다. 또한, 입원 여부와 한번 입원 시 입원 일수에 대한 가구 내 비공식돌봄 가능성의 영향은 다양한 가구 유형(편부/편모와 자녀, 부부, 부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)에 따라 두 변수 모두 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 한편, 1인 가구는 혼인 상태에 따라서 입원 확률에 통계적으로 유의하게 차이를 보였지만, 한번 입원 시 입원 일수에는 그 영향이 적었다. 사별 가구(혼인 경험이 있는 가구)와 비교하여 미혼인 집단(혼인 경험이 없는 가구)이 통계적으로 유의하게 더 높은 입원 확률을 보였고, 한 번 입원 시 입원 일수도 더 긴 것으로 보였으나, 그 차이가 작고 통계적으로 유의하지 않았다. 이외에, 입원 행동에 대한 가구 내 비공식적 돌봄 가능성의 영향은 내생성이 있을 수 있다. 따라서 이에 대한 몇몇의 강건성 검정들을 진행하였다. 이러한 결과는 혼자 사는 경우에 입원을 더 하게 되고, 한번 입원 시 입원을 더 길게 지속할 수 있다는 것을 시사한다. 또한, 혼자 살게 되는 이유 중에서 혼인 경험이 없는 미혼 집단에 보건정책적인 관심이 필요해 보인다.

I. 서론

1. 연구 배경

최근 30년 간 세계적으로 1인 가구가 급격히 증가했다(Weaver & Weaver, 2014). OECD의 자료(2019)에 따르면 핀란드, 독일, 에스토니아 등은 1인가구 비중이 약 40%으로 가장 많은 비중을 차지하는 대표적 국가이고, 23개 OECD 국가들의 평균 1인 가구 비중은 28.8%이다. 우리나라는 28.5%로 OECD 평균 수치와 비슷하지만, 1990년 9.0%에서 2015년 27.2%로 25년 사이에 3배 이상 증가할 정도로 그 상승 폭이 크다. 1인 가구의 비율은 계속 증가하여 2045년에는 전체 가구 중 36.3%를 차지할 것으로 예상된다(통계청, 2017).

우리나라의 1인 가구의 연령에 따른 분포는 20대, 30대의 청년층과 60대, 70대 이상의 노년층에 일반적이지만, 40대, 50대의 중·장년층의 1인 가구의 증가율이 상대적으로 더 높다. 2005년부터 2015년까지의 통계청의 인구주택 총조사에서 10년간의 증가율을 보면 20대, 30대는 각각 130.67%, 151.45%이고, 60대, 70대는 155.38%, 143.51%이었다. 한편, 40대, 50대는 각각 179.24%, 239.74%로 상대적으로 더 높은 상승세를 보였다. 이러한 중·장년층의 1인 가구의 증가율은 미래에 한국 노년층 독거 가구의 비중을 늘릴 가능성을 매우 높인다. 또한, 1인 가구의 증가 추세는 사회 전체적으로 가정에서의 비공식적 돌봄(informal care within the household)의 감소를 의미하기도 한다. 비공식적 돌봄(Informal care)은 개인 간호, 집안 일, 교통 수단 이용 등 일상생활에 필요한 행동들을 도와주는 행위이고, 보통 가족 구성원에 의해서 제공되거나 일정한 보상이 없이, 전문 수발자들에 의해 제공된다(Arber & Ginn, 1990; Reinhard, Feinberg, Choula, & Houser, 2015). 공식적 돌봄(Formal care)은 비공식적 돌봄과 제공되는 목적은 같지만, 일정한 보상이 이루어진다는 점에서 차이점이 있다. 특히, 노년층에서의 가정 내 비공식적 돌봄의 감소는 결과적으로 사회복지체계에 의한 공식적 돌봄 서비스(formal care)의 증가로 이어지거나 입원(Hospitalisation)의 증가로 이어지는 것을 암시한다(Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015). 이러한 공식적 돌봄 서비스의 증가와 입원의 증가는 사회적으로 높은 의료 비용을 유발한다.

인구 구성 중에서 노년층이 차지하는 비율이 높아짐과 동시에, 1인 가구가 급증하는 인구·사회적 변화가 사회적 의료 비용 상승의 원인이 될 수 있다는 사실은 주목할 만하다. 이러한 변화에도 불구하고, 국내 데이터를 활용하여 비공식적 돌봄과 공식적 돌봄, 의료 서비스 이용 간의 관계를 분석한 논문은 부족하다. 더욱이, 가정 내 비공식적 돌봄과 국내 의료비 중 가장 높은 비중을 차지하는 입원 간의 관계를 분석한 논문은 거의 존재하지 않는다. 따라서, 본 연구는 국내 패널 데이터 중 하나인 한국의료패널 데이터를 사용하여 가정 내 비공식적 돌봄 가능성과 입원 행동¹⁾ 간의 관계를 분석하고

1) 본 논문에서는 입원 행동을 입원 여부와 한 번 입원 시 입원 일수를 통칭하는 말로 사용한다.

자 한다. 또한, 기존의 연구에서 사용한 연구 모델을 국내 실정에 맞게 조정하여 기존의 연구 결과와 비교함으로써 한국적 맥락에서의 가구 내 비공식적 돌봄 가능성과 입원 행동에 대한 관계를 나타내고, 이에 대한 정책적 시사점을 제공한다.

2. 선행문헌 고찰

가. 비공식적 돌봄과 입원 간의 관계

건강 증진 서비스 이용(health care use)에 대한 비공식적 돌봄의 영향을 분석한 논문들은 크게 가구 내 비공식적 돌봄 가능성을 나타내는 가구 유형(living arrangements)이나 실질적인 가구 내 비공식적 돌봄을 제공받은 시간을 비공식적 돌봄의 지표로서 활용한다(Weaver & Weaver, 2014). 국외의 경우, 건강 증진 서비스에 대하여 Nursing home과 관련한 공식적 돌봄(formal care)과 비공식적 돌봄(informal care)에 대한 논의가 많이 진행된 것으로 보인다. 또한, 국내에서도 장기요양보험 제도가 2008년에 시행됨에 따라 공식적 돌봄과 비공식적 돌봄 간의 관계성이나 공식적 돌봄과 외래와 입원과 같은 입원 행동 간의 관계를 분석하고자 하는 몇몇의 선행 문헌들이 존재한다(김명화, 권순만, & 김홍수, 2013; 이호용 & 문용필, 2015; 이승호 & 신유미, 2018). 그러나, 국외와 국내를 막론하고, 가구 내 비공식적 돌봄과 사고, 중독이나 질병 치료를 위한 단기간의 의료 서비스인 입원 행동 간의 관계에 대한 관심은 부족하다.

입원 행동에 대하여 비공식적 돌봄의 영향을 파악하고 그 결과를 비교한 문헌은 다음의 7개의 문헌들(Van Houtven & Norton, 2004; 2008; Bolin, Lindgren, & Lundborg, 2008; Condelius, Edberg, Hallberg, & Jakobsson, 2010; Weaver & Weaver, 2014; Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015; Torbica, Calciolari, & Fattore, 2015)이 대표적이다. Van Houtven & Norton(2004)는 1998년의 Health and Retirement Survey와 1995년의 Asset and Health Dynamics Among the Oldest-Old Panel Survey를 활용하여 미국에서 70세 이상의 노인들을 대상으로 손자녀 돌봄이 공식 돌봄의 의료 지출에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 손자녀 돌봄은 특수 요양 시설인 너싱홈에 들어가는 시기를 통계적으로 유의하게 줄였지만, 너싱홈의 입소 후 지속되는 기간에는 유의한 영향을 미치지 못했다. 즉, 비공식적 돌봄과 입원 확률 간에 대체적 관계를 암시한 것이다. 저자들은 2008년에 결혼 상태와 손자녀 돌봄의 종류를 세분화하고, 도구 변수를 사용하여 입원 비용과 비공식적 돌봄 간의 관계를 추가적으로 분석하였다. 그 결과, 특히 혼자 사는 노인에게 손자녀 돌봄이 제공되는 것은 입원 확률에는 영향을 미치지 않았고, 입원 시 발생하는 비용을 통계적으로 유의하게 감소시켰다. 이는 비공식적 돌봄과 입원 비용 간의 대체적 관계를 시사하며, 혼자 사는 경우에 입원 행동에 대한 돌봄의 효과가 두드러진다는 것을 알 수 있다. Bolin 등(2008)은 Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe(SHARE)를 활용하여 50세 노인을 대상으로 비공식적 돌봄과 공식적

돌봄을 비롯한 외래, 입원 등 간의 관계가 대체적인지 보완적 인지 파악하고자 하였다. 도구 변수를 사용하지 않은 경우, 비공식적 돌봄과 입원 확률 간에는 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 대체적인 관계를 보였고, 입원 일수는 유의한 영향을 미치지 못했다. 하지만, 도구 변수를 사용한 경우는 입원 확률과 입원 일수에 어떠한 영향도 미치지 못했다. Condelius 등의 문헌(2010)은 694명의 장기 요양을 받고 있는 65세 이상 노인을 대상으로 집에서 서비스를 받고 있는 노인(n = 425)과 특수 요양 시설에서 서비스를 받고 있는 노인(n = 269) 집단으로 나누어 의료 이용을 비교하였는데, 집에서 돌봄을 받고 있는 노인이 특수 시설에서 받는 노인에 비해 3일 이상 병원에 입원한 경우가 더 많았다(21 vs. 14%). 이는 집에서 돌봄 받는 것이 시설에서 돌봄 받는 것보다 더 많은 입원을 한다는 근거를 보인다. 본 연구의 논의와는 다소 거리가 있지만, 서로 다른 두 성격의 돌봄이 입원에 미치는 영향이 어떤 양상으로 다른지 알 수 있다. Weaver와 Weaver(2014)는 스위스의 The Swiss Household Panel survey 자료의 4개 웨이브를 활용하여 스위스에서 18세 이상의 성인을 대상으로 비공식적 돌봄이 입원 이용에 어떤 영향을 미치는 지 분석하였다. 투-파트 모델을 활용하여 지역과 시간 변수를 고정하여 입원 확률과 입원 일수를 살펴보았다. 분석 결과, 입원 확률은 통계적으로 유의하지 않았고, 입원 일수는 통계적으로 유의하게 1.9일 줄었다. 이는 비공식적 돌봄이 입원 일수에 있어서 대체적 관계를 보인 것이다. Mu 등(2015)은 Household, Income and Labour Dynamics in Australia(HILDA) survey의 2007년 웨이브와 2009년 웨이브를 활용하여 45세 이상의 인구를 대상으로 독거 가구와 다인 가구를 비교하여 비공식적 돌봄의 가능성이 입원 이용에 어떠한 영향을 미치는 지 분석하였다. 그 결과, 독거 가구와 비교하여 다인 가구의 입원 확률은 2.9%p 더 낮고, 입원 일수는 3.8일 더 짧았다. 즉, 집에서 비공식적 돌봄을 받을 가능성이 있는 가구 유형인 다인 가구가 입원 확률이 더 낮았고, 입원 일수가 더 짧았다는 것인데, 이는 비공식적 돌봄 가능성과 입원 확률과 입원 일수 간의 대체적 관계를 암시한다. Torbica 등(2015)은 2007년부터 2008년까지의 이탈리아에서 거주하고 있는 532명의 뇌졸중 환자들을 대상으로 비공식적 돌봄과 의료 서비스 이용과 비용 간의 관계를 조사했다. 잠재적인 비공식적 돌봄제공자 존재 유무와 실제 돌봄 시간을 비공식적 돌봄의 지표로 하여 주로 재활과 관련한 입원 이용과 서비스 비용에 미치는 영향을 연구했다. 그 결과, 잠재적 비공식적 돌봄제공자가 존재하는 것은 재활과 관련한 서비스 비용을 54.7% 상승시켰고, 재활 서비스를 이용할 확률을 유의미하게 높였다(coef. = 0.468, p = 0.051). 이는 잠재적인 비공식적 돌봄 제공자의 존재와 재활과 관련한 입원 확률 간의 보완적 관계가 존재함을 암시하는 결과다. 이처럼 나라마다 사회·경제적인 조건과 제도적, 문화적 맥락에 따라서 비공식적 돌봄과 입원 간의 관계는 달라진다. 또한, 비공식적 돌봄을 암시하는 지표를 어떤 것으로 선정하였고, 입원 행동의 데이터를 어떻게 정의하였는 지에 따라서 다른 결과 값을 보이는 것을 알 수 있다.

나. 잠재적 돌봄제공자의 유형과 1인 가구의 혼인 상태

가구 내 잠재적 돌봄제공자들과 의료 이용자 사이의 관계(Relationships)에 따라 의료 이용자의 입원 행동에 대한 잠재적 돌봄제공자의 효과가 다르게 나타날 수 있다. 실제로, 동거 여부와 혼인 상태 변수는 의료 이용을 주제로 한 많은 연구에서 통제 변수로서 사용되어왔다(Freedman, 1996). 따라서, 인구·사회적 변화를 고려한 입원 행동을 분석하기 위해서 가구 내 잠재적 돌봄제공자들과 의료 이용자 사이의 관계를 보이는 가구 유형 지표들을 활용할 필요가 있다. 노령층에서의 가구 유형은 혼인 상태, 동거 여부, 가구원 수로 측정되는 것이 일반적이다(Hays, Pieper, & Purser, 2003; Kasper, Pezzin, & Rice, 2010; Weaver & Weaver, 2014; Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015; 황연희, 2011; 이윤석, 2012). Hays 등(2003)은 65세 이상 노령층을 대상으로 가구원 수를 늘리거나 시설에 입소(institutionalization)하게 되는 요인들을 분석하였다. 그 중에서 혼인한 상태는 혼인하지 않은 상태에 비해서 가구원 수를 늘리거나 시설에 입소할 확률이 46% 더 적었고, 가구원 수를 늘리는 것과 비교해 요양 시설에 입소하는 오즈(odds)를 약 67% 증가시켰다. 즉, 혼인하는 상태는 가구원 수를 늘리거나 시설 입소하는 것에 대체적인 관계를 보였으며, 가구원 수를 늘리는 것보다는 시설 입소를 더 선호하는 것으로 보였다. 같이 사는 자녀의 수는 자녀의 수가 1명이 증가함에 따라 가구원 수를 늘리거나 시설에 입소하는 확률은 증가하였고, 가구원 수를 늘리는 것과 비교해 시설에 입소하는 오즈를 약 16% 감소시켰다. 이는 같이 사는 자녀의 수와 시설 입소가 대체적인 관계를 보이는 것을 시사한다. 또한, 노령층에서 가구원 수가 증가하는 것은 가구원 수를 늘리는 것과 비교하여 입소하는 오즈를 줄였다. 즉, 가구원 수가 증가하는 상황이 오면 시설에 입소하는 것보다는 가구원 수를 늘리는 것을 선호하였다. Kasper 등(2010)은 70세 이상의 노인들을 대상으로 10년의 패널 데이터를 사용하여 장기요양 시설인 너싱홈(Nursing home)의 입원 확률과 입원하기까지의 시간을 분석하였다. 잠재적 돌봄제공자의 유형과 밀접한 관련이 있는 가구 구성을 다양화하여 연구 모델에 포함하였다는 점에서 의의가 있다. 일반적으로 가구 구성은 실제 또는 잠재적 돌봄제공자로서 자녀의 존재를 주 지표로 활용한다(Spillman & Pezzin, 2000; Wolff & Kasper, 2006). 이외에 실제로 같이 사는 자녀나 다른 친척들은 가구 구성의 한 지표로서 주목을 적게 받아왔다고 지적했다. 저자들은 이 점과 변화 유형을 고려하여 가구 구성을 총 9개로 구성하여 가구 구성이 변하지 않은 집단(독거, 부부, 자녀, 다른 어른 가구)과 변한 집단(부부나 독거에서 자녀, 부부에서 독거, 부부나 독거, 자녀에서 기타 가구, 이외 패턴)을 나누어 결과를 분석하였다. 그 결과, 가구 구성이 변하지 않은 집단에서 독거이거나 다른 어른 가구는 너싱홈에 입원할 확률이 가장 높았고, 자녀 가구에서 가장 낮은 입원 확률을 보였다. 또한, 가구 구성이 바뀌는 것은 너싱홈에 입원을 막고, 입원까지의 시간을 늦췄지만, 바뀌는 패턴에 따라 통계적으로 유의한 영향을 차이를 보이지는 않았다. Weaver와 Weaver의 문헌(2014)에서 잠재적 비공식돌봄 제공의 유형으로서 가구 구성을 기준으로 세분화하였는데, 부부 가구이거나 그 외 2인

가구, 부부와 다른 어른 가구, 그 외 가구로 나누어 입원 행동을 분석하였다. 그 결과, 1인 가구와 비교한 입원 행동의 효과는 비공식적 돌봄 제공의 유형에 따라 유의미한 차이를 보이지 않았다. Mu 등(2015)은 동거 여부에 따라 입원 행동을 비교 분석하는 것 이외에 다인 가구의 가구 구성의 유형(부부, 부부와 자녀이거나 다른 어른, 자녀 가구)에 따라 구분하여 1인 가구와 입원 행동을 비교하고, 1인 가구를 혼인 상태(별거/이혼, 사별, 미혼)에 따라 구분하여 다인 가구와의 입원 행동을 비교하기도 하였다. 다인 가구의 다른 가구 구성 중에서 자녀 가구는 1인 가구와 비교해서 입원할 확률이 차이를 보이지 않았다. 나머지 다른 가구 구성 그룹들은 1인 가구와 비교해서 입원 확률이 더 적었다. 특히, 다인 가구의 다른 가구 구성 중에서 부부 가구는 한번 입원할 경우에 입원 일수가 가장 짧았다. 다른 그룹들은 1인 가구와 차이를 보이지 않았다. 한편, 별거/이혼 가구는 다인 가구에 비해 입원할 확률이 더 높았지만, 사별, 미혼 가구는 차이를 보이지 않았다. 특히, 미혼 가구는 다인 가구와 비교한 한번 입원할 경우에 입원 일수가 가장 길었다. 다른 그룹들은 차이를 보이지 않았다. 하지만, 다인 가구의 다른 가구 구성에 따라 입원 행동의 차이를 분석하진 않았으며, 마찬가지로, 1인 가구의 혼인 상태에 따라 입원 행동이 차이가 있는 지 나타내지 않았다. 국내에서는, 이윤석(2012)이 국내 중년층을 대상으로 혼인 상태를 기혼, 이혼, 미혼, 사별 등 네 가지로 범주화하여 건강 행동과 건강 상태를 비교하였다. 저자는 기존 선행 문헌들과 마찬가지로 비기혼자 집단(이혼, 미혼, 사별)이 기혼자 집단에 비해서 건강에 해가 되는 행위를 더한다고 주장하였고, 특히 이혼자들이 검증에 사용된 모든 건강 행위에서 좋지 못한 결과를 보였고, 미혼인 중년과 사별한 중년은 크게 다르지 않다고 주장하였다. 또한, 이혼, 미혼, 사별인 중년들은 전통적인 지지 및 규제 메커니즘인 배우자의 효과를 받을 수 없고, 스스로 만든 가족이라는 책임감으로부터 자유롭기 때문에 일상생활에서 규율이 필요할 것이라고 언급하였다. 하지만, 앞서 비기혼자라고 언급한 1인 가구 중에서도 혼인 경험이 있는 집단(이혼, 사별)과 혼인 경험이 없는 집단(미혼) 사이에는 개인의 입원 행동에 영향을 미치는 보이지 않는 요인이 존재할 것이라 생각된다. 또한, 혼인 경험 있는 집단 중에서도 본인의 선택 의지로 혼자 사는 경우(혼인, 이혼, 별거)와 본의가 아닌 경우(사별)는 보이지 않는 요인이 존재할 것이라 사료된다.

3. 연구 목적 및 가설

본 연구의 목적은 한국 중·고령층의 입원 행동에 대한 가구 내 비공식돌봄 가능성의 영향을 확인하는 것이다. 또한, 국내의 인구·사회적 변화를 반영하여 비공식적 돌봄 가능성이 있는 가구인 다인 가구를 가구 유형과 가구원 수를 기준으로 편부/편모와 자녀 가구, 부부 가구, 부부와 다른 어른 가구, 3인 이상의 기타 유형 가구로 나누어 잠재적 돌봄제공자의 유형에 따라 입원 행동에 대한 효과가 차이가 있는 지 분석한다. 비공식적 돌봄 가능성이 적은 1인 가구는 혼인 상태를 기준으로 크게 혼인 경험이 있는 집단(혼인, 이혼, 별거 그룹)과 혼인 경험이 없는 집단(미혼 그룹)으

로 나누고, 혼인 경험이 있는 집단 중에서 본인의 의지 여부를 기준으로 혼인/이혼/별거 그룹과 사별 그룹으로 나누어 비교하고자 한다. 요컨대, 본 논문은 상기된 연구의 목적을 위해 다음의 네 가지 가설을 검정한다.

1. 가구 내 비공식돌봄 가능성은 입원 여부에 통계적으로 유의한 영향을 미칠 것이다.
2. 가구 내 비공식돌봄 가능성은 한 번 입원 후, 입원 일수에 통계적으로 유의한 영향을 미칠 것이다.
3. 입원 행동에 대한 가구 내 비공식돌봄 가능성의 영향은 다양한 가구 유형(편부/편모와 자녀 가구, 부부 가구, 부부와 다른 어른 가구, 3인 이상의 기타 유형 가구)에 따라 다를 것이다.
4. 1인 가구 중 혼인 상태(혼인/이혼/별거, 사별, 미혼)에 따라 입원 행동에 대한 효과가 다를 것이다.

II. 연구 설계

본 연구의 설계는 기존 선행 문헌인 Weaver와 Weaver의 논문(2014)을 참고하였다. 연구 분석 모델을 유사하게 하고, 한국적 상황에 맞게 통제 변수들을 조정하였다.

1. 자료원 및 연구 대상

가. 자료원

한국의료패널(Korea Health Panel)은 인구 고령화, 질병 구조의 변화 등 보건의료를 둘러싼 외부 환경의 급격한 변화를 예측하고 산출된 근거 자료를 바탕으로 정책 목표 설정 및 평가를 하기 위해 구축된 데이터 베이스다. 2005년 인구주택 총조사 전수자료를 표본 추출틀로 사용하고, 확률비례 2단계 층화집락추출 방식으로 표본을 배분하였다. 표본 규모는 전체 조사구 350개, 전국 약 8,000 가구와 그 가구에 속하는 가구원이 약 24,000명이고, 1세부터 고령층까지 다양한 연령군에 대한 정보를 제공하는 자료원이다. 2008년부터 2016년까지 총 9개 연도 자료가 구축되어 있고, 표본 이탈이 발생함에 따라 2013년에 신규 표본을 추가하였다. 2016년까지 약 6,800 가구를 유지하고 있는 표본 크기의 안정성이 비교적 준수한 자료원이다.

나. 연구 대상

본 연구에서는 2014, 2015, 2016년으로 최근 3년 간의 데이터 웨이브(Wave)를 사용하였다. 신규 표본과 기존표본이 결합이 된 후, 가장 최신의 인구 동향을 보여줄 수 있는 웨이브를 선정하기 위함이다. 분석 대상은 조사 당시에 입원하지 않은 55세 이상의 중·고령층 가구원으로 선정하였다. 입원 중인 상태는 입원 행동이 새로이 발생하고, 발생한 경우에 얼마나 지속하는 지에 대한 연구 질문에

답하는 것에 부적절하다고 판단하였다. 또한, 입원을 한 경우에 간병인이 있다고 응답한 경우를 제외하였다. 비공식적 돌봄 가능성이 입원 행동에 대한 영향을 분석할 때, 간병인이 존재하는 것은 모델로부터 추계된 값을 편향되게 할 수 있다. 한편, 분석 대상의 연령을 55세 이상으로 선정한 이유는 30·40대의 연령층에서 발생할 수 있는 의료 이용 편의(Bias)를 줄이기 위해서다. 예컨대, 30·40대의 연령층의 가구는 가정 내에서 많은 도움이 필요한 아동기의 자녀가 있을 가능성이 높다. 해당 연령층의 부모들은 가정으로 복귀하는 유인 중 하나인 아동기의 자녀의 존재로 의료 이용이 제한될 수 있다(Weaver & Weaver, 2014). 따라서 전체 집단의 연령을 55세 이상으로 설정함으로써 이러한 내생성(endogeneity)의 위험을 줄였다. 따라서 선정기준을 고려하여 산출된 분석 대상 수는 15,923 인년(Person-wave)이다. 입원 확률(The likelihood of hospitalisation)은 모든 분석 대상 수(obs = 15,923)로부터 산출되고, 입원 일수(Length of stay)는 입원을 한 번이라도 한 경우의 대상(obs = 1,219)으로부터 산출된다.

2. 분석 모형 및 변수

가. 분석 모형

의료 이용을 추정하는 경우에 개인들이 1년 단위에서 의료 이용을 하지 않는 경우가 많은 경우, 분석 모형은 투-파트 모델(Two-part model)을 적용한다(Duan, Manning, Morris, & Newhouse, 1984). 본 연구의 종속 변수는 0 이상의 값과 우편향성이 높은 입원 데이터이기 때문에 투-파트 모델을 연구 모형으로 사용한다. 이 중 첫 번째 파트(part 1)는 로지스틱 회귀분석 모델(Logit model)로서 입원할 가능성을 추정하고, 두 번째 파트(part 2)는 일반화 선형 모형(Generalised Linear Model, GLM)으로서 한 번 입원할 경우에 의료 시설에 얼마나 오래 머무는 가에 대한 입원 일수를 추정한다. 의료 이용과 같이 편향된 분포를 가진 데이터에서 가장 많이 쓰이는 분석방법 중 하나인 로그-노말 보통최소제곱(Log-normal Ordinary Least Square) 추정법은 모델을 적절하게 재변환(Retransformation)하지 않는다면, 관심 변수가 이분산성(Heteroskedasticity) 문제에 직면하게 될 때 그 회귀 계수 값은 편향(bias)된 값일 수 있다(Manning & Mullahy, 2001). 또한, 로그-노말 보통최소제곱 모델에서 이분산성을 보정하기 위한 재변환을 하는 것이 쉽지 않기 때문에 많은 연구자들은 재변환의 과정을 피할 수 있는 일반화 선형모형(GLM)을 활용한다. 한편, 여러 종류의 일반화 선형모형들은 잔차의 로그 형태(log-scale residuals)의 첨도(kurtosis)가 약 3이거나 3 이하의 경우에 활용될 수 있다. 그리고, Modified Park Test를 통하여 본 연구 모델을 잘 설명하는 하나의 적절한 일반화 선형 모형이 선택되어야 한다(Manning & Mullahy, 2001).

일반화 선형모형은 연구 데이터에 가장 잘 맞게 설계되기 위해서 다음의 단계를 거친다. 첫 번째는 종속 변수의 적합한 분포를 선택하는 단계이고, 두 번째 단계는 데이터에 가장 부합하는 연결함수

(Link function)를 결정하는 것이다. 연결함수는 GLM의 구성요소 중 하나로서 종속 변수의 확률분포를 규정하는 성분과 연구 모델의 여러 설명 변수들을 연결하는 함수이다. 이 함수를 어떻게 설정하느냐에 따라 모델에서 산출되는 결과 값(Coefficient)을 해석하는 것이 달라진다. 필자는 본 연구 모델에서 관심 변수의 이산성을 인지하고, 본 연구 모델에서 잔차의 로그 형태의 첨도가 3.899인 것을 확인하여 일반화 선형모형(GLM)을 두 번째 파트의 모델로 활용한다. 첫 번째 단계에서 본 연구 모델은 선행 문헌에 따라 입원 데이터에서 가장 일반적으로 쓰이는 로그(Log) 함수가 연결함수로 사용된다. 두 번째 단계로 Modified Park Test의 결과, 감마(Gamma)분포를 따르는 일반화 선형 모형이 선택되었다. 따라서 최종적으로 선택된 본 연구 모델은 감마-로그 일반화 선형 모형(Gamma log-link GLM)이다. 투-파트 모델은 다음과 같다.

$$\text{Prob} [inpatient_{i,h,t} = 1] = \frac{1}{1 + e^{-(\alpha_0 + \alpha_1 potential_informal_{h,t} + \alpha_2 X_{i,h,t} + v_{i,h,t})}} \quad (1)$$

$$\text{Log} [E(LOS_{i,h,t} | inpatient_{i,h,t} = 1)] = \beta_0 + \beta_1 potential_informal_{h,t} + \beta_2 X_{i,h,t} \quad (2)$$

로지스틱 회귀분석(1)과 감마-로그 일반화 선형모형(2)의 아래 첨자와 변수들에 대한 설명은 다음과 같다. 첨자들은 각각 i 는 가구원, h 는 가구, t 는 연도 변수를 의미한다. 오차항은 $v_{i,h,t}$ 이다. 투-파트 모델의 종속 변수는 두 가지로, 첫 번째 파트는 입원 여부($inpatient_{i,h,t}$)이고 두 번째 파트는 입원 일수($LOS_{i,h,t}$)다. 주요 관심 변수인 가구 내 비공식적 돌봄 가능성은 $potential_informal_{h,t}$ 이고, 그 밖의 통제 변수들은 $X_{i,h,t}$ 이다. 연구 모델에 사용된 변수들의 전체적인 기술 통계량은 [표 1]에 정리되었고, 변수들의 자세한 설명은 다음 절에서 이어진다.

나. 종속 변수

본 연구 모델인 투-파트 모델에서 활용되는 종속 변수는 두 가지다. 하나($Pr[inpatient_{i,h,t} = 1]$)는 지난 12개월 동안 입원 여부에 대한 이진 변수(binary variable)로서 첫 번째 파트인 로짓 모델(Logit model)에서 사용되고, 다른 하나($\text{Log}[E(LOS_{i,h,t} | inpatient_{i,h,t} = 1)]$)는 한번 입원한 경우 ($inpatient_{i,h,t} = 1$)에 입원을 얼마나 오래 하는 가를 나타내는 가산 변수(countable variable)로 그 기댓값이 두 번째 파트인 감마-로그 일반화 선형 모델에서 사용된다. 입원 여부 변수는 설문지 상에서 12개월 동안 1 회 이상의 횟수이면 '1'이고, 아닌 경우에는 '0'이다. 입원 일수는 설문지 상에서 기록된 그대로 사용하였다. 또한, 상위 10%의 이상치를 트리밍(trimming)하여 입원 일수를 160일 이하로 제한하였다. 이는 입원 일수 데이터 분포의 우편향성(right-skewness)을 완화한다.

선행 문헌에 따르면, 입원 데이터는 어떻게 측정되느냐에 따라 비공식적 돌봄에 대한 영향이 달라질 수 있다. 따라서 분석에서 사용된 입원 데이터의 특성이 파악되어야 한다. 입원 데이터는 입원 기관의 종류와 입원 이유를 기준으로 판단하였다. 입원 데이터가 기록되는 의료 기관 종류는 다음과 같이

구성되어 있다 : (1) 종합전문병원, (2) 종합병원, (3) 병원, (4) 의원, (5) 치과병원, (6)치과의원, (7) 한방병원, (8) 한의원, (9) 보건의료원/보건소, (10) 노인(요양)병원, (11) 조산소, (12) 기타. 이들 중 본 연구에서 사용된 입원 데이터는 1,219개이며, (5) 치과병원, (6)치과의원, (9) 보건의료원/보건소, (11) 조산소, (12) 기타가 모델에서 제외되고, (1) 종합전문병원(10.8%), (2) 종합병원(29.37%), (3) 병원(28.06%), (4) 의원(29.12%), (7) 한방병원(1.56%), (8) 한의원(0.25%), (10) 노인(요양)병원(0.82%)이 모델에 포함되었다. 입원 이유는 다음과 같다 : (1) 사고, 중독, (2) 질병, (3) 출산, (4) 퇴원 후 1개월 이내의 재입원, (5) 종합검진, (6) 미용/성형/비만, (7) 기타. 이들 중 본 연구에서 사용된 입원 이유는 (1) 사고, 중독(19.93%), (2) 질병(76.46%), (4) 퇴원 후 1개월 이내의 재입원(2.87%), (5) 종합검진(0.66%), (7) 기타(0.08%)다.

다. 설명 변수(관심 변수 및 통제 변수)

주요 관심 변수인 잠재적 비공식적 돌봄자 여부는 가정 내에서 돌봄 받을 가능성을 내포하는 변수가 활용되었다. 이는 설문지 상에 가구 구성에 대한 질문에서 '1인 가구'를 제외한 모든 가구에 해당하는 경우는 '1', 아닌 경우인 '1인 가구'는 '0'으로 정리하였다. 이는 집에서 돌봄을 받을 가능성을 가지고 있는 가구는 2인 이상의 가구 유형이고, '1인 가구'는 집에서 돌봄을 받을 가능성이 제한적인 가구 유형으로 가정하는 것이다. Weaver & Weaver (2014)는 집에서 비공식적 돌봄을 제공할 가능성이 있는 가구 유형은 2인 이상으로 구성된 경우로 정의한 바 있다. 1인 가구를 제외한 2인 이상의 가구는 다음과 같은 4개의 범주로 나누어질 수 있다 : (1) 편모/편부와 자녀, (2) 부부, (3) 부부와 다른 어른(일반적으로 자녀), (4) 기타 가구 유형. 이러한 구분은 기존 문헌의 일반적 기준에 따라 구분한 것이며, 본 연구에서 중요할 수 있는 가구원 수에 따라 가능한 한 정렬한 것이다. 즉, 2인 가구는 (1) 편모/편부와 자녀, (2) 부부 가구 유형이고, 3인 이상 가구는 (3) 부부와 다른 어른(일반적으로 자녀), (4) 기타 가구 유형으로 이해될 수 있다. 한편, 1인 가구의 혼인 상태는 선행 문헌의 일반적 기준에 따라 다음의 3개 범주로 나누어질 수 있다 : (1) 사별, (2) 혼인 중(사실혼 포함), 별거(이혼 전제), 이혼, (3) 미혼. 이는 분석 대상의 최소 연령인 55세를 기준으로 가장 일반적인 혼인 상태부터 열거한 것이며, 본인의 의지와 상관없이 혼자 살게 되는 경우를 구별하기 위함이다. 다시 말해서, (1) 사별 그룹은 본의와 관계없이 배우자가 사망한 경우이지만, 나머지 (2) 혼인 중(사실혼 포함), 별거(이혼 전제), 이혼, (3) 미혼 그룹들은 본인의 의지, 가치관에 따라 혼자 사는 경우일 것이다. 단, (3) 미혼 그룹은 본인의 의지가 아닌 혼인을 못한 경우일 수도 있기 때문에 하나의 독립된 그룹으로 생성하여 그룹 간 비교를 진행하였다. 데이터의 한계로 혼인을 못 하는 경우와 안 하는 경우는 구별하기 힘들지만, 이러한 구분을 막론하고 모델에서 산출된 미혼자들의 입원 행동의 경향성으로부터 더 중요한 보건정책적인 이해가 도출될 것으로 판단된다.

건강상태 변수들은 주관적 건강상태, 신체 활동 여부, 흡연 여부, 음주 상태, 일상활동 제한 여부,

만성 질환 유무, 비만 여부로 구성된다. 건강상태와 건강 행동을 암시하는 대표적인 변수인 주관적 건강상태, 신체 활동, 흡연, 음주 변수 이외에 추가적으로 건강과 관련한 변수들을 추가한 이유는 일상 활동 제한, 만성 질환, 비만 변수를 고려한 이유는 앞서 언급한 관심 변수의 내생성(관심 변수와 오차항 사이의 상관성이 높을 가능성)을 최대한 통제하기 위함이다. 이는 관찰되지 않는 건강 변수들이 모델에서 누락됨에 따라 발생하는 편의를 최소화하는 것을 의미한다. 예컨대, 건강이 좋지 못한 사람이 일반적으로 입원 일수가 높는데, 건강 좋지 못한 사람일수록 다른 사람의 도움을 필요로 하여 ‘혼자 사는 것’을 기피할 가능성이 높다. 따라서 관심 변수와 오차항 사이의 높은 상관성이 있을 가능성이 있다. 이러한 상황을 고려하여 가능한 한 많은 건강 상태 지표들을 설명 변수에 포함하여 최대한 같은 건강 상태를 설정하기 위해서 노력하였다(Mu et al, 2015).

주관적 건강상태 변수는 5개의 범주형 변수로서, 매우 좋음, 좋음, 보통, 나쁨, 매우 나쁨으로 구성되어 있다. 이 중 매우 좋음, 좋음, 보통 변수를 하나의 그룹으로 묶고, 나쁨, 매우 나쁨 변수를 다른 하나의 그룹으로 묶어 이진 변수(Binary variable)로 구성하였다. 신체 활동 변수는 중증도 신체 활동(배구, 배드민턴, 요가, 가벼운 물건 나르기 등 직업 활동, 조금 빠르게 걷기 등)을 10분 이상 한 날이 1일 이상 7일 이하 인 경우와 전혀 하지 않는 경우로 나누어 구성하였다. 흡연 여부는 현재 흡연하고 있거나 가끔 흡연하는 경우와 과거에는 흡연하였으나 현재 피우지 않거나 피운 적이 없는 경우로 나누어 구성하였다. 음주 상태는 거의 매일 마시거나 주 2~3회 마시거나, 주 1회 마시는 경우를 하나의 그룹으로 구성하고, 월 1회 마시거나, 월 2~3회 마시는 경우를 다른 하나의 그룹으로 구성하고, 평생 마시지 않거나 최근 1년 간 금주한 경우를 또 다른 그룹으로 설정하였다. 일상 활동 제한 변수는 식사 준비, 빨래 하기, 근거리 외출, 물건 사기, 침상에서 일어나기, 화장실 사용, 대소변 조절, 집안일 등에서 도움이 필요하거나 전혀 할 수 없는 경우를 응답한 경우에 일상 활동에 제한이 있다고 판단하였다. 만성 질환 유무는 1년 단위에서 3개월 이상 질환이 지속되는 경우에 만성 질환이 있다고 판단하고, 1개 이상의 만성 질환이 있는 경우와 아닌 경우로 나누었다. 비만의 경우 BMI가 30이상인 경우에 비만으로 판단하고, 비만인 경우와 아닌 경우로 나누었다.

사회경제학적 변수들은 연령 그룹, 성별, 가구 총소득, 교육 수준, 경제 활동 상태로 구성하였다. 연령 그룹은 55세 이상부터 65세 미만의 그룹과, 65세 이상과 75세 미만의 그룹과 75세 이상과 85세 미만의 그룹, 85세 이상의 그룹으로 나누었다. 이는 한국 사회가 고령화되고 평균 수명이 증가하면서 연령 구조의 변화가 이루어진 것을 반영한다. Volkert 등(2004)은 독일의 노인 그룹의 연령 별 차이에 주목하며 가정 내에서의 영양 상태와 섭취량을 분석하였다. 연령 그룹은 크게 세 가지이며, 65세 이상과 74세 이하 그룹, 75세 이상과 84세 이하 그룹, 85세 이상 그룹으로 구성되었다. 국내의 문헌도 크게 다르지 않은데, 임경춘과 김선호(2012)는 65세 이상의 노인을 하나의 동질 집단으로 보는 것보다는 노인의 생애주기별로 전기 노인과 후기 노인으로 나누어 연구하는 것이 더 의미 있고 바람직하다고 주장하며, 65세 이상과 75세 미만의 노인을 전기 노인으로 구분하고, 75세 이상의 노인은 후기 노인으로

로 구분하여 연구하였다. 이인정((2014)은 85세 이상의 초고령 노인에 대하여 우울 증상과 그 요인에 대해서 분석하였다. 그 결과, 다른 연령 집단과 구분되는 고유한 부분들이 존재하고, 초고령 노인을 더이상 60세 또는 65세 이상 노인에 포함할 것이 아니라 이 연령대에 초점을 맞춘 연구와 대책 마련이 활성화되어야 한다고 주장하였다. 따라서 본 연구의 연령 그룹도 같은 논리에 의하여, 상기한 바와 같이 구성하였다. 성별은 남성을 기준 그룹으로 하여, 통제하였다. 개인 총소득은 가구 소득의 총 값을 가구 내 실제 가구원 수의 제곱근으로 나누어 최소 1분위부터 최대 5분위까지로 구성하여 총 5개 범주를 생성하였다. 연구 모델에서 입원 행동과 관련이 있을 수 있는 건강보험을 뺀 이유는 건강보험법과 기초생활보장법에 의해서 대한민국 국민이라면 누구나 소득에 따라 의무적으로 보험에 가입해야 하기 때문이다. 따라서, 소득과 건강보험은 강한 상관관계를 띄므로 건강보험 지표를 연구 모델에서 제외하였다. 교육 수준은 초등학교 졸업 이하 그룹, 중학교 졸업 이하 그룹, 고등학교 졸업 이하 그룹, 대학교 이상 그룹으로 나누어 총 4개로 구성하였다. 경제 활동 상태는 현재 경제 활동을 하는 그룹과 실업을 포함한 비경제활동 인구를 나머지 그룹으로 구성하였다.

라. 군집화(Clustering)와 내생성(Endogeneity)

시간에 따른 추세는 연도 고정 효과(wave fixed effect)를 통해 조절된다. 개인들이 시간에 따라 반복적으로 측정되기 때문에, 표준 오차들이 각 개인 내(within-individual) 군집으로 조절된다. 개인이나 가구 단위로 고정 효과를 적용할 수 없었던 이유는 1년 단위로 한 번도 입원하지 않은 경우가 많고, 개인들이 대부분 한 번 혹은 두 번 입원하기 때문이다. 한편, 지역 간의 관찰되지 않는 의료 이용의 영향 요인들을 통제하기 위해서 지역의 가변수(dummy variable)들을 연구 모델에 포함하였다. 포함된 지역 변수는 서울특별시를 포함한 광역시 단위와 도 단위의 지역 코드 데이터다. 많은 선행 문헌에서 이러한 지역 간 의료 수요와 공급의 보이지 않는 이질성을 통제하기 위해서 지역 고정 효과(region fixed effect)를 다양하게 활용하였다(Bolin, Lindgren, & Lundborg, 2008; Weaver & Weaver, 2014; Mu, Kecmanovic, & Hall, 2015; 김진구, 2008; 배화숙, 2011; 김명화, 권순만, & 김홍수, 2013; 박금령 & 최병호, 2018).

비공식적 돌봄 제공 가능성과 개인의 입원 행동 사이에 내생성이 존재할 수 있다. 선행 논문들에 따르면, 이러한 내생성은 주로 누락변수 편의(Omitted Variable Bias)와 역인과성(Reverse causality)에 의해 발생하는 것으로 보인다. 첫 번째로, 누락변수 편의는 주로 보이지 않는 건강상태 변수가 개인의 입원 행동에 영향을 미치는 경우를 의미한다. 구체적으로, 개인이 가구 유형을 선택하는 상황에서 가족 구성원 중에 돌봄이 필요하거나 혹은 본인의 건강 상태가 돌봄이 필요할 정도로 좋지 못하다면, 혼자 사는 것을 꺼려하고, 가족 또는 다른 구성원과 같이 사는 것을 선호할 가능성이 높다. 이런 경우라면, 개인의 입원 행동에 대한 잠재적 돌봄제공자의 효과는 '과대 추정'된 것이다. 반면, 같이 살게 되는 조력자들(partners)에 의해서 개인의 불건강한 행동이 직·간접적으로 통제되면서 건

강상태가 악화되는 상황을 예방해주는 효과가 있을 수도 있다. 이런 경우라면, 개인의 입원 행동에 대한 잠재적 돌봄제공자의 효과는 ‘과소 추정’된 것이다. 두 번째로, 역인과성은 과거에 입원 경험이 있는 사람이 가구 유형을 선택하게 될 때, 개인의 돌봄 필요에 의해서 혼자 사는 것보다 누군가와 같이 사는 것을 더 선호하는 상황이다. 만약 잠재적 돌봄제공자들과 같이 사는 개인이 입원을 더 많이 한다면, 그들은 잠재적 돌봄제공자들의 보완적 효과에 의해서 입원을 더하는 것이 아니라, 과거의 입원 경험이 있는 개인의 본래 불건강한 상태에 의해서 입원을 더하게 되는 것이다. 또한, 설문지에 답변하는 것이 일시적인 상황에서 같이 사는 경우와 입원하는 행위가 가까운 시간에 동시다발적으로 일어날 가능성이 있다. 이러한 경우는 여러 이유에 의해서 입원하는 행동과 가구 유형을 선택하는 상황이 동시에 발생한 것이므로 어떤 것이 더 선행하고, 어떤 것이 더 후행하는 지 알 수 없다. 따라서, 개인의 입원 행동에 대한 잠재적 돌봄제공자의 효과를 도출하기 어렵다.

비공식적 돌봄과 입원을 주제로 다룬 여러 논문들은 입원 행동을 설명하는 비공식적 돌봄이 내생적 일 것을 고려하고, 내생성을 검사하여 이것을 줄이거나 없애기 위해서 다양한 노력을 하였다(Van Houtven, C. H., & Norton, E. C., 2004; Bolin et al, 2008; Weaver & Weaver, 2014; Mu et al, 2015). Van Houtven, C. H., & Norton, E. C.(2004)은 비공식적 돌봄의 지표를 내생성이 있다고 판단하여 도구 변수를 통해 이를 극복하려고 노력하였다. Bolin et al(2008)는 Vuong test를 통해 비공식적 돌봄의 지표가 외생적(exogenous)이라고 검사하였다. Weaver & Weaver(2014)는 입원 행위와 잠재적 비공식돌봄 제공 지표 사이에는 내생성이 있을지도 모른다고 언급하였다. 또한, 한 개인이 가구 유형을 선택(자가선택, self-selection)하는 것은 그들의 관찰되지 않는(Unobservable) 건강상태나 같이 사는 가구원들 중에 도움이 필요한 경우가 부분적으로 영향을 받는다고 주장했다. 이것을 조절하기 위해 만 18세 이상의 가구원을 분석 대상으로 하여 개인의 자가선택이 최대한 무작위적으로 발생되도록 하였다. 다음으로, 혼인과 건강의 정적(Positive) 관계성에 대해서 언급하면서 잠재적 돌봄 제공의 내생성이 있을 수 있음을 지적하였고, 과거에 입원 경험이 있는 환자가 가구 유형을 선택할 가능성이 있다고 언급하였다. 그것을 인정하면서 건강 지표 유무에 따라 그 영향력을 비교하고, 동시성(Simultaneity)과 역인과성(Reverse causality)에 대해서 강건성 검정들(Robust checks)을 실시하였다. Mu et al(2015)은 45세 이상 인구를 대상으로 1인 가구와 다인 가구를 비교하여 입원 확률과 입원 일수를 비교하였는데, Weaver의 논리와는 다르게, 45세 이상의 인구로 선정하는 이유는 해당 연령에서는 선택에 의해서 1인 가구가 되는 경우가 드물고, 오히려 만성 질환에 취약한 연령대로 설정해야 돌봄의 효과가 더 확실히 드러난다고 주장했다. 또한, 가구 유형 자가선택(self-selection)과 불건강에 대한 배우자의 예방효과(protective effects)는 전부 모델에서 관찰되지 않는 건강 상태 변수들과 오차항 간의 상관성 때문에 발생한 것일 수 있다고 주장하며, 만약 이러한 건강 상태 변수들을 모델에 포함하여 통제할 수 있다면 이러한 편향을 줄이거나 없애는 데에 기여할 것이라고 주장했다. 그래서 저자는 다양한 측면의 건강상태 변수들을 통제했다. 또한, 자녀 수와 맞자

녀의 연령, 종교 활동, 친목 활동을 도구 변수로 활용하면서 관찰되지 않는 혼인의 예방 효과를 통제하여 입원 행동에 대한 비공식적 돌봄의 영향력을 살펴보았다.

본 연구는 과거에 진행되었던 내생성 검정들 중 데이터베이스에서 설계 가능한 것들을 진행하였고, 다음의 네 가지 검정을 실시하였다. 첫 번째는 건강 상태 지표들을 통제한 연구 모델과 통제하지 않은 연구 모델에서 산출된 입원 행동에 대한 잠재적 비공식돌봄 제공자의 영향을 비교한다. 두 번째는 잠재적 비공식돌봄 제공자의 시차변수(time-lagged variable)를 사용하여 전년도에 입원하지 않은 (비교적 건강한) 개인들 중에서 잠재적 비공식 돌봄제공자의 유무에 따라 그 다음 연도의 입원 행동과 입원 일수에 어떤 영향을 미치는 지 비교하였다. 이는 가구 유형의 자가선택(Self-selection)과 입원 행위가 동시에 발생할 수 있는 가능성(Simultaneity)을 줄인다. 세 번째는 본 연구 모델에서 종속 변수인 입원 여부와 관심 변수인 잠재적 비공식돌봄 제공자 변수의 위치를 바꾸어서 재추정(re-estimate)하는 방법이다. 다만, 동시성의 위험을 같이 통제하기 위해 입원 여부의 시차 변수를 사용한다. 이러한 역설계(Reverse model)는 역인과성(Reverse causality)의 위험에 대한 크기를 파악할 수 있는 결과를 보여준다(Weaver & Weaver, 2014). 마지막으로 검정할 것은 본 연구에서 통제 변수로서 '입원 결정' 변수를 모델에 추가하여 재추정하는 것이다. 입원을 하는 행위는 또는 입원을 지속하는 행위는 환자 본인이나 가족에 의해서 결정된 것일 수 있지만, 이와 별개로 공급자인 의사에 의해서 결정된 것일 수 있다. 따라서 이를 모델에서 통제하는 것은 잠재적 비공식적 돌봄제공자의 존재가 입원 일수에 미치는 영향을 좀 더 불편향된(Unbiased) 추정치로 해석할 수 있도록 도와준다. '입원 결정' 변수는 입원을 한 정보가 있는 개인에 의해서 수집된 통계치로서 변수의 제한으로 입원 여부에 대한 효과는 계산할 수 없었고, 한번 입원한 경우에 입원 일수가 얼마나 강건(robust)한 지 검정하였다. 본 연구 모델에서 사용된 '입원 결정' 변수는 (1)의료진, (2)본인(환자 자신), (3)기타 : 가족, 지인 등으로 구성되어 있다. 이 변수가 연구 모델에 설명 변수로 포함된다면, 입원을 결정하는 주체가 동일하고, 모든 통제 변수들의 조건이 동일할 때, 잠재적인 돌봄 제공자가 있는 사람은 잠재적 돌봄 제공자가 없는 사람에 비해서 몇 배 정도로 더 혹은 덜 입원을 지속한다고 해석할 수 있다.

3. 분석 과정

본 연구의 목적은 입원 이용에 대한 가구 내 비공식적 돌봄 가능성의 영향을 확인하는 것이다. 한국의료패널 2014년부터 2016년까지의 데이터를 사용하여 대상 선정 기준에 부합하는 가구원을 최종분석대상으로 하여 통계적 분석을 한다. 이전에 언급된 네 가지 가설을 검정하기 위해서 투-파트 모델을 본 연구의 모델로서 활용하고 입원 여부와 입원 일수를 종속변수로 하여 가구 내 비공식적 돌봄 가능성의 영향을 파악한다. 첫 번째 파트는 로지스틱 회귀분석으로, 결과 값을 계수와 오즈비(Odds ratio), 95% 신뢰구간으로 나타내고, 통계적 유의성과 방향성을 논한다(가설 1). 두 번째 파트는 감마-로그

일반화 선형 모형을 이용한 분석으로, 결과 값을 계수와 표준 편차로 나타내고, 그 계수를 지수 변환하여 본래 회귀 계수의 의미를 서술한다(가설 2). 세 번째와 네 번째 가설을 검정하기 위해서, 가구 내 비공식적 돌봄을 받을 가능성이 있는 집단을 가구 유형을 기준으로 세분화하고, 돌봄을 받을 가능성이 적은 집단을 혼인 상태에 따라 세분화하여 그룹 간 비교를 통해 결과 값을 논한다. 이외에, 입원 행동에 대한 가구 내 비공식적 돌봄 가능성의 영향은 내생성이 있을 수 있다. 따라서, 이 크기를 검정하기 위해 이전에 언급된 네 가지 검정을 실시하며, 그 결과 값을 나타내고, 내생성의 영향력을 평가한다. 모든 통계적 분석 방법은 통계 패키지인 Stata/SE 14.2 (StataCorp, College station, TX, USA)를 활용하였다.

III. 연구 결과

[표 1]은 전체 집단에서의 기술 통계와 한 번이라도 입원한 경우 집단에서의 기술 통계를 각각 평균과 표준 편차로 나타내었다. 준거 그룹(reference group)은 제외하고, 이외의 값에 대해서 기술하였다. [표 2]은 투-파트 모델에 대한 계수 값을 파트 1과 파트 2 부분으로 나누어 제시하였다. 파트 1(Part 1)은 입원 확률을 유추할 수 있는 통계로서 계수 값과 동시에 오즈비(odds ratio)와 95% 신뢰구간을 제시하였고, 파트 2(Part 2)은 한 번 입원한 경우에 입원 일수의 지속성에 대한 의미를 시사하는 통계로서 계수 값과 강건한 표준 편차를 제시하였다. [표 3]은 하위 집단에 따라 입원 행동에 어떤 영향을 미치는 지 분석한 것으로, 같은 통제 변수를 사용하여 투-파트 모델에 적용하였다. 결과 값은 파트 1(Part 1) : 입원 여부와 파트 2(Part 2) : 한번 입원 시 입원 일수 부분으로 나누어 제시하며, 관심 변수를 제외한 나머지 통제 변수들은 [표 3]에 기술하지 않았다.

[표 1] 분석 모델에서 활용된 전체와 입원한 경우의 기술 통계

변수	전체 (N = 15,923)		입원한 경우 (N = 1,219)	
	평균	표준 편차	평균	표준편차
종속 변수				
입원 여부 (ref. 없음)	0.077	0.266	1	0
입원 일수 (일)	0.899 [0,160]	5.840	11.756 [1,160]	17.837
관심 변수				
잠재적 돌봄제공자				
있음 (ref. 없음)	0.840	0.367	0.761	0.479
통제 변수				
건강 상태 지표				
주관적 건강 상태				
나쁨, 매우 나쁨 (ref. 매우 좋음, 좋음, 보통)	0.236	0.425	0.355	0.479
신체 활동 (ref. 안함)	0.318	0.466	0.285	0.451
흡연 (ref. 비흡연)	0.132	0.338	0.110	0.313
음주 상태 (ref. 거의 마시지 않음)				
주 1회 이상	0.227	0.419	0.207	0.405
월 3회 이하	0.157	0.364	0.151	0.358
일상 활동(ADL) 제한 있음 (ref. 없음)	0.086	0.280	0.089	0.284
만성 질환 있음 (ref. 없음)	0.894	0.308	0.929	0.258
비만 (ref. 비만 아님)	0.020	0.141	0.030	0.172
사회 경제적 지표				
연령 그룹 (ref. 55세 ~ 64세)				
65세 ~ 74세	0.367	0.482	0.363	0.481
75세 ~ 84세	0.211	0.408	0.211	0.408
85세 이상	0.027	0.163	0.017	0.130
여성 (ref. 남성)	0.574	0.495	0.635	0.482
개인 총소득 5분위 (ref. 1분위)				
2분위	0.239	0.426	0.257	0.437
3분위	0.185	0.388	0.154	0.361
4분위	0.159	0.366	0.168	0.374
5분위	0.154	0.361	0.139	0.346
교육 수준 (ref. 대학교 졸업 이상)				
초등학교 졸업 이하	0.422	0.494	0.460	0.499
중학교 졸업 이하	0.200	0.400	0.210	0.407
고등학교 졸업 이하	0.259	0.438	0.241	0.428
경제 활동 상태 여부 (ref. 안함)	0.493	0.499	0.472	0.499

주 : N은 2014년부터 2016년까지의 개인 단위의 관측된 데이터를 뜻하며, 인년(person-year)의 개념으로 이해됨. 전체 집단은 연구 모델에 맞는 전체 표본 집단을 의미하고, 입원한 경우의 집단은 전체 집단 중에서 12개월 이내에 한번이라도 입원한 경우를 의미함. 입원 일수는 평균 값과 범위를 표시함. 전체 집단의 연령은 55세부터 102세까지며, 평균은 67.9세이고, 입원한 경우 집단의 연령은 55세부터 92세까지며, 평균은 67.6세임.

ref. = Reference Group.

1. 전체 경우와 입원한 경우의 일반적 특성

[표 1]을 살펴보면, 표본 집단의 약 7.7%가 평균적으로 지난 1년 간 입원을 하는 것으로 보인다. 또한, 한번 입원한 경우에 평균 입원 일수는 11.76일이다. 가정에서 비공식적 돌봄을 제공할 사람이 있는 경우 즉, 가구 내 비공식적 돌봄의 가능성이 있는 가구는 전체 인구 집단은 84%이고, 입원한 경우는 76.1%였다. 입원한 경우에 약간 더 적은 비중을 차지하였다.

예상하였듯이, 입원한 경우의 대상자가 전반적으로 건강 상태가 좋지 않았다. 주관적 건강상태가 '좋지 않다'와 '매우 좋지 않다'를 응답한 비율과 만성 질환이 있다고 응답한 비율이 명확히 차이가 났다. 좋지 못함과 매우 좋지 못함을 응답한 비율은 전체 집단이 23%이고, 입원한 경우는 35%였다. 만성질환이 있다고 응답한 비율은 전체 집단이 89.4%이고, 입원한 경우는 92.9%였다. 그 밖의 신체 활동, 흡연, 음주 상태, ADL 제한 여부, 비만 여부에서는 큰 차이는 나지 않았다.

연령은 예상과 달리, 전체 집단의 경우와 입원한 경우가 비슷한 분포를 보였다. 여성의 비율은 전체 집단은 57.4%이고, 입원한 경우는 63.5%였다. 소득은 전체 집단과 입원한 경우의 집단이 비슷한 양상을 보였다. 교육 수준은 두 그룹 간 전체적으로 비슷한 분포를 보였으나, 초등학교 졸업 이하 집단의 비율이 입원한 경우가 더 많았다(42.2 vs. 46.0 %). 경제 활동 여부도 두 그룹 간 비슷하였고, 전체 집단의 비율이 49.3%로 입원한 경우(47.2%)보다 약간 더 높았다. 상기하였듯이, 집에서 비공식적으로 돌봄을 제공받을 가능성이 높은 집단으로서 다인 가구는 84%이고, 돌봄을 제공받을 가능성이 적은 집단인 1인 가구는 16%이다. 전체 집단의 경우, 1인 가구는 혼인 상태를 기준으로 사별(12.6%), 혼인/이별/이혼(3%), 미혼(0.4%)의 분포를 보이고, 다인 가구는 가구 유형을 기준으로 부부(45%), 부부와 주로 자녀인 어른(26%), 3인 이상의 기타 가구(6.71%), 편부/편모와 자녀(6.33%)의 분포를 보인다. 입원한 경우, 1인 가구는 사별(17.88%), 혼인/이별/이혼(5%), 미혼(0.98%)의 분포를 보이고, 다인 가구는 부부(41.92%), 부부와 주로 자녀인 어른(22.15%), 편부/편모와 자녀(6.48%), 3인 이상의 기타 가구(5.58%)의 분포를 보인다. 전체 경우에 비해서 입원한 경우는 부부 집단과 부부와 주로 자녀인 어른 비율이 감소하고, 1인 가구의 전체적인 비율이 증가하였는데, 그들 중에서 사별 그룹이 가장 많은 비율로 증가하였다.

[표 2] 투-파트 모델에 따른 입원 여부와 입원 일수에 대한 잠재적 돌봄제공자의 효과

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,921)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,219)
	Coef.	Odds ratio	95% C.I.	Coef. (Robust Std. Err.)
잠재적 돌봄제공자 있음 (ref. 없음)	-0.557***	0.573***	0.489, 0.671	-0.220 (0.105)**
<i>건강 상태 지표</i>				
주관적 건강 상태				
나쁨, 매우 나쁨 (ref. 보통, 좋음, 매우 좋음)	0.602***	1.826***	1.596, 2.090	0.080 (0.086)
신체 활동 (ref. 안함)	-0.048	0.953	0.830, 1.092	-0.071 (0.086)
흡연 (ref. 비흡연)	-0.150	0.860	0.700, 1.056	0.120 (0.148)
음주 상태 (ref. 거의 마시지 않음)				
주 1회 이상	0.041	1.041	0.879, 1.236	0.065 (0.121)
월 3회 이하	0.006	1.005	0.846, 1.197	-0.234 (0.102)**
일상 활동(ADL) 제한 있음 (ref. 없음)	-0.029	0.971	0.774, 1.220	0.454 (0.152)**
만성 질환 있음 (ref. 없음)	0.334**	1.396**	1.103, 1.766	-0.114 (0.131)
비만 (ref. 비만 아님)	0.352*	1.422*	0.999, 2.024	0.115 (0.238)
<i>사회 경제적 지표</i>				
연령 그룹 (ref. 55세 ~ 64세)				
65세 ~ 74세	-0.208**	0.812**	0.695, 0.948	-0.282 (0.093)**
75세 ~ 84세	-0.372***	0.689***	0.563, 0.844	-0.084 (0.122)
85세 이상	-0.869***	0.419***	0.260, 0.676	-0.264 (0.325)
여성 (ref. 남성)	0.037	1.038	0.884, 1.218	0.088 (0.101)
개인 총소득 5분위 (ref. 1분위)				
2분위	0.145*	1.157*	0.974, 1.374	0.213 (0.110)*
3분위	-0.039	0.961	0.782, 1.180	0.153 (0.144)
4분위	0.265**	1.303**	1.057, 1.607	0.270 (0.137)*
5분위	0.147	1.159	0.919, 1.461	-0.013 (0.139)
교육 수준 (ref. 대학교 졸업 이상)				
초등학교 졸업 이하	0.196	1.217	0.955, 1.552	0.176 (0.149)
중학교 졸업 이하	0.223*	1.250*	0.981, 1.593	0.267 (0.160)*
고등학교 졸업 이하	0.155	1.167	0.926, 1.471	-0.078 (0.152)
경제 활동 상태 여부 (ref. 안함)	-0.047	0.954	0.832, 1.093	-0.291 (0.084)**

주 : 파트 1은 각 변수들이 입원 여부에 차이가 있는 지 분석하는 것이고, 파트 2은 입원한 경우에 그 지속되는 입원 일수가 차이가 있는 지 분석하는 것임. 각각의 Coef.는 파트 1은 로지스틱 회귀분석의 계수이고, 파트 2은 일반화 선형모형의 계수임. 연도와 장소의 고정 효과들은 [표 2]에 기록하지 않았으며, 파트 1에서 세종시의 데이터(2 obs)는 제외됨.

C.I. = Confidence Interval.

ref. = Reference Group.

Robust Std. Err. = Robust Standard Error.

*** P-value < 0.001, ** P-value < 0.05, * P-value < 0.1.

2. 잠재적인 비공식적 돌봄의 영향

한국의 중·고령층에서 입원 여부에 대한 잠재적인 비공식적 돌봄의 영향은 통계적으로 유의하게 음(negative)의 관계를 보였다(표 2, Part 1). 또한, 집에서 돌봄 제공자가 있는 경우가 없는 경우에 비해서 약 0.573배로 덜 입원하는 것으로 보인다(Odds ratio = 0.573, $p < 0.001$). 이것은 입원 여부와 잠재적인 비공식적 돌봄 간의 대체적 관계를 암시하며, 가설 1의 귀무가설을 기각할 만한 근거를 제공한다. 한편, 한번 입원한 경우의 입원 일수에 대한 잠재적인 비공식적인 돌봄의 영향은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 음의 관계를 보였다(표 2, Part 2). 그리고, 집에서 돌봄 제공자가 존재하는 경우가 존재하지 않는 경우에 비해서 약 19.8% 더 적게 입원을 지속하는 것으로 보였다. 이는 입원 일수와 잠재적인 비공식적 돌봄 간의 대체적 관계를 암시하며, 가설 2의 귀무가설을 기각할 만한 근거를 제공한다.

두 모형(Part 1, Part 2)에서 건강 상태 지표들은 대체로 기대되는 방향성(sign)을 보였다. 우선 Part 1에서, 건강 상태 지표는 주관적 건강 상태, 만성 질환 유무, 비만 여부 변수가 입원 확률과 통계적으로 유의한 관계를 보였다. 주관적 건강 상태가 좋지 못함과 매우 좋지 못함이라고 응답한 집단은 아닌 집단에 비해서 모든 조건이 동일할 때, 약 1.83배로 더 입원할 확률이 높았다. 또한, 만성 질환이 있는 경우에 입원할 확률이 약 1.40배 더 높은 것으로 보였다. 비만인 경우에 그렇지 않은 경우에 비해서 입원할 확률이 약 1.42배 높았다. 단, 이는 10% 유의수준에서 통계적으로 유의하였다. 하지만, 나머지 변수인 신체 활동, 흡연, 음주 상태, ADL 제한 유무 변수는 입원 여부에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 다음으로 Part 2에서, ADL 제한 유무, 음주 상태 변수를 제외한 나머지 변수들은 한번 입원한 경우의 입원 일수에 유의한 영향을 미치지 않았다. ADL 제한이 있는 경우에 없는 경우에 비해서 모든 조건들이 동일할 때, 한 번 입원하는 경우에 약 1.56배 더 길게 입원하는 것으로 나타났다. 음주 상태는 거의 마시지 않는 집단에 비해서 월 3회 이하 마시는 집단이 한번 입원하는 경우에 입원 일수가 더 짧은 것으로 보였다.

사회 경제적 지표들도 역시 대체로 기대되는 방향성을 띄었으나, 몇몇의 변수가 특이한 양상을 보였다. 우선 Part 1에서, 연령은 통계적으로 유의하게 입원과 음의 관계를 가졌다. 즉, 연령이 증가함에 따라 입원 확률이 감소하는 것처럼 보였다. 또한, 예상과 달리 입원 여부는 성별에 따라 유의한 영향을 미치지 않았고, 그 크기도 매우 작은 것으로 보였다. 개인 총소득은 부분적으로 입원 여부와 양의 관계를 보였다. 개인 총소득은 건강보험 여부와 높은 상관성을 가진다고 앞서 언급하였다. 따라서, 입원 여부에 대한 소득의 효과 및 건강보험의 효과는 제한적이라고 판단된다. 교육 수준은 중학교 졸업 이하 집단을 제외(음의 관계)하고, 입원 여부에 통계적인 유의성이 없었다. 경제 활동을 하는 것은 입원 여부에 영향을 미치지 않는 것으로 보였다. Part 2에서, 연령은 65세 이상과 74세 이하 집단을 제외(음의 관계)하고 한 번 입원한 경우의 입원 일수에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았

다. 성별은 입원 여부와 같이 입원 일수에도 유의한 차이를 보이지 않았다. 개인 총소득은 한 번 입원한 경우의 입원 일수와 부분적으로 양의 관계를 보였다. 마찬가지로, 한 번 입원 시 입원 일수에 대한 소득 및 건강보험의 효과는 제한적으로 보인다. 교육 수준은 중학교 졸업 이하 그룹을 제외(양의 관계)하고 한 번 입원한 경우의 입원 일수가 그룹 간 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 경제 활동을 하는 것은 통계적으로 유의하게 한 번 입원한 경우의 입원 일수와 음의 관계를 보였다.

지역에 따라서 입원 여부는 통계적으로 유의하게 차이를 보였다($F(15, 15905) = 66.06, Prob > F = 0.000$). 또한, 한번 입원한 경우의 입원 일수도 통계적으로 유의한 차이를 보였다($F(15, 1203) = 93.15, Prob > F = 0.000$). 따라서, 국내의 입원 행동은 지역 간의 보이지 않는 이질성이 존재한다고 판단할 수 있다.

[표 3] 투-파트 모델에 따른 입원 여부와 입원 일수에 대한 가구 유형과 혼인 상태의 효과

변 수	Part 1 : 입원 여부 (N = 15,921)			Part 2 : 입원 일수 (N = 1,219)
	Coef.	Odds ratio	95% C.I./ F-statistics	Coef. (Robust Std. Err.)/ F-statistics
<i>1인 가구의 혼인 상태에 따른 구분 (ref. 사별)</i>				
혼인 중, 이별, 이혼	0.175	1.192	0.869, 1.635	-0.117 (0.195)
미혼	0.972**	2.645**	1.357, 5.155	0.040 (0.535)
			8.68**	0.38
<i>다인 가구의 가구 유형에 따른 구분</i>				
편부, 편모와 자녀	-0.477**	0.621**	0.468, 0.822	-0.015 (0.176)
부부	-0.450***	0.638***	0.529, 0.768	-0.275 (0.122)**
부부와 다른 어른	-0.585***	0.557***	0.443, 0.701	-0.322 (0.146)**
3인 이상의 기타 유형	-0.579***	0.561***	0.413, 0.761	0.001 (0.234)
			2.80	5.56

주: Part 1에서 F-검정의 계수와 유의 확률은 각각 $F(2, 15918) = 8.68, Prob > F = 0.013$ 이고, $F(3, 15917) = 2.80, Prob > F = 0.424$ 임. Part 2에서 F-검정의 계수와 유의 확률은 각각 $F(2, 1216) = 0.38, Prob > F = 0.828$ 이고, $F(3, 1215) = 5.56, Prob > F = 0.135$ 임.

ref. = reference group.

*** P-value < 0.001, ** P-value < 0.05, * P-value < 0.1.

3. 가구 유형과 혼인 상태에 따른 영향

[표 3]에 따르면, 입원 여부와 한번 입원 시 입원 일수에 대한 가구 내 비공식돌봄 가능성의 영향은 다양한 가구 유형(편부/편모와 자녀, 부부, 부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)에 따라 두 변수 모두 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다($Prob > F = 0.424, Prob > F = 0.135$). 따라서, 가설 3은 기각되었다고 볼 수 있다. 한편, 사별 가구와 비교하여 미혼인 집단이 통계적으로 유의하게 더 높은 입원 확률을 보였고, 한 번 입원 시 입원 일수도 더 긴 것으로 보였으나, 그 차이가 작고 통계적으

로 유의하지 않았다. 또한, 혼인/이별/이혼 가구, 사별 가구, 미혼 가구는 입원 여부에 있어서 통계적으로 유의한 차이를 보였다. 하지만, 입원 시 입원 일수가 세 가구에서 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 따라서 가설 4의 귀무가설을 기각할 만한 근거를 보인다. 또한, 필자는 가구원 수가 증가함에 따라 입원 행동에 대한 잠재적 비공식적 돌봄의 효과가 커지는 사실에 주목한다. [표 3] 하위 집단의 정렬 기준은 가구원 수로 하였다. [표 3, Part 1]을 살펴보면, 사별한 가구에 비해서 2인 가구 유형(편부/편모와 자녀, 부부)보다 3인 이상 가구 유형(부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)에서 입원 여부에 대한 감소 폭이 더 큰 것을 확인할 수 있다. 하지만, 2인 가구 유형과 3인 가구 유형의 계수 값의 차이는 통계적으로 유의한 차이를 보이지는 않았다(T -statistics = 1.39, Prob > T = 0.24).

4. 강건성 검정(Robustness Checks)

건강 상태를 통제변수로 포함하지 않은 모델에서 모든 통제 변수들이 같다는 조건 하에 잠재적 돌봄 제공자가 있는 경우가 제공자가 없는 경우보다 0.583배로 더 적게 입원하였다. 이는 건강 상태를 통제된 모델(본 연구의 모델)에서 잠재적 돌봄제공자가 있을 경우가 제공자가 없는 경우보다 0.573배 입원했던 결과와 약간의 차이를 보인다. 모델에서 사용된 건강 상태 변수들이 개인의 건강상태를 완전히 통제하였다는 가정 하에, 오히려 건강 상태를 통제된 본 모델에서 입원 행동을 줄이는 잠재적 돌봄 제공자의 효과가 약간 더 크게 나타나는 것을 알 수 있다. 따라서 입원 확률과 잠재적 돌봄제공자 사이의 누락 변수 편익은 적은 것으로 보인다. 한편, 잠재적인 돌봄제공자가 있는 사람이 제공자가 없는 사람에 비해서 한번 입원 시 입원 일수가 0.773배로 더 짧았다. 본 연구 모델에서 잠재적 돌봄제공자가 있는 경우에 제공자가 없는 경우에 비해서 0.802배의 입원을 지속하는 것과 비슷한 방향성과 크기를 보였다. 하지만 입원 확률과는 다르게, 건강 상태의 통제 유무에 따라 한 번 입원 시 입원 일수에 대한 잠재적 돌봄제공자의 효과는 약간의 차이를 보이는 것으로 판단된다. 두 번째로, 전년도의 입원한 경력이 없고, 잠재적 돌봄제공자가 있는 사람은 전년도의 입원한 경력이 없고, 잠재적 돌봄제공자가 없는 사람에 비해서 0.658배로 통계적으로 유의하게 더 적게 입원하는 것으로 나타났다($n = 8,613$, $p < 0.001$, 95% Confidence Interval = 0.517 ~ 0.837). 이는 본 연구의 모델과 같은 방향성과 유사한 영향 크기를 보인다. 한편, 한번 입원한 경우의 입원 일수에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았고, 계수의 크기도 작았다($\beta = 0.954$, $p = 0.745$). 이는 본 연구의 모델과 다소 차이를 보인다. 세 번째로, 작년도의 입원 여부는 잠재적인 돌봄제공자에 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 영향을 미치지 않았고, 그 크기도 작았다(Odds Ratio = 0.881, $p = 0.108$). 마지막으로, 입원을 결정하는 주체변수를 통제하고, 입원 일수에 대한 잠재적 비공식적 돌봄 제공자 존재의 효과를 측정해보았다. 검정 결과, 돌봄 제공자가 있는 사람은 없는 사람에 비해서 통계적으로 유의하게 0.809배로 한번 입원할 경우에 입원을 더 짧게 지속한다. 이는 기존 모델에서 같은 조건에서 0.802배였던

경우와 비교해보면 매우 유사한 결과 값을 보인 것이다. 또한, 흥미로운 점은 의사에 의해서 입원을 결정하는 경우보다 환자 본인이 결정하는 경우, 가족이나 지인에 의해서 결정하는 경우가 각각 1.517 배, 4.054배로 더 입원 일수가 길다는 결과를 보였다. 다음의 네 가지 검정 결과, 여러 상황을 고려했음에도 모델에 따른 계수가 본 연구 모델의 계수와 대체로 유사한 방향성과 영향력을 보였다. 따라서 본 연구의 모델은 내생성의 크기가 적은 것으로 보인다.

IV. 논의 및 고찰

본 연구의 목적은 한국의 중·고령층의 입원 행동에 대한 가구 내 비공식적 돌봄 가능성의 영향을 확인하는 것이다. 거주하는 공간에 잠재적 비공식적 돌봄자의 존재 유무와 개인의 입원 행동 사이에 어떤 관계가 있는 지 확인하는 것은 보건정책적으로 중요한 의미일 수 있다. 만약 두 변수 간의 관계가 대체적이라면, 전체 가구 중 1인 가구의 비율이 점점 증가함에 따라 사회 전체적으로 의료 비용에 대하여 공적인 측면과 사적인 측면이 동시에 증가하게 된다(Weaver & Weaver, 2014). 이는 사회적 의료 비용을 적절한 수준으로 관리하는 목적의 제도들의 재정적 부담을 증가시키며, 의료 서비스를 이용하는 개인들의 재정적 부담을 증가시킨다. 하지만, 국내의 선행 연구들은 대부분 장기요양보험제도 등과 같은 제도(공식적 돌봄)와 의료 행위 간의 관계나 비공식적 돌봄제공자의 건강 수준에 초점을 맞추고 있다. 국내의 비공식적 돌봄에 초점을 맞추어 개인의 입원 행위를 분석한 문헌은 극히 드물다.

본 연구의 의의는 다음과 같이 열거된다. 첫째로, 국내 패널 자료원인 한국의료패널을 사용하여 한국의 중·고령층에서 가구 내 비공식적 돌봄 가능성과 입원 행동 사이의 관계를 보이는 경험적 근거를 제시한다. 입원하는 행위는 모든 연령군에서 가능하지만, 특히 중·고령층에 주목하는 이유는 나이가 들수록 건강하지 못할 확률이 높아지고 만성 질환의 비율이 높아지게 되는데, 이러한 상황에서 가정 내 돌봄 가능성의 입원 행동에 대한 영향이 좀 더 두드러질 것이라 사료되기 때문이다. 다음으로, 패널 데이터의 장점을 활용하여 국내의 많은 선행 문헌에서 언급한 내생성과 역인과성의 문제를 패널 자료원의 특성을 통해 검사하고, 그 결과를 평가했다는 데에 의의가 있다. 마지막으로, 본 연구는 최근 한국의 혼인 상태와 가구 유형이 복잡하고 다양해지고 있는 인구사회적 변화를 반영한다. 하위 집단으로서 가구 유형과 혼인 상태에 따라 분석 대상을 세분화한 뒤, 집단 별로 입원 행동을 비교하며 보건정책적인 의미를 찾을 수 있는 경험적 근거를 산출하는 데에 본 연구의 의의가 있다.

연구 결과, 한국의 중·고령층에서 입원 여부에 대한 잠재적인 비공식적 돌봄의 영향은 통계적으로 유의하게 대체적 관계를 보였다. 이는 잠재적 비공식적 돌봄 제공자가 존재하는 개인이 제공자가 존재하지 않은 개인에 비해서 더 적은 입원을 하는 것을 시사한다. 기존 문헌과 비교해보면, Van houtven과 Norton의 문헌(2004), Bolin 등의 문헌(2008), Mu 등의 문헌(2015)과 입장을 같이하며, Van

houtven과 Norton의 문헌(2008), Weaver와 Weaver의 문헌(2014), Torbica 등의 문헌(2015)과 입장을 달리한다. Van houtven과 Norton의 문헌(2008)과 Torbica 등의 문헌(2015)에서 연구 모델의 종속변수는 재활을 주로 하는 서비스를 이용할 확률인데, 본 연구의 종속변수는 주로 재활 목적보다는 단기적인 치료를 목적으로 한 입원 이용이 대부분이기 때문에 이러한 차이를 보이는 것으로 판단된다. 분석에서 사용된 입원 데이터를 보면, 입원이 발생한 병원의 분포는 종합전문병원(10.8%), 종합병원(29.37%), 병원(28.06%), 의원(29.12%), 한방병원(1.56%), 한의원(0.25%), 노인(요양)병원(0.82%)이다. 지적인 대로, 재활 목적이 강한 노인(요양)병원보다는 단기적인 치료 목적이 강한 종합병원, 의원, 병원에서 주로 입원하는 것으로 보인다. 또한, 입원하는 이유도 대부분 사고, 중독이나 질병으로 인한 것으로 파악된다(사고, 중독(19.93%), 질병(76.46%), 퇴원 후 1개월 이내의 재입원(2.87%), 종합검진(0.66%), 기타(0.08%)). [표 2]의 Part 1을 살펴보면 사회 경제적 지표 중에서 연령이 입원 확률과 음의 관계를 보임으로써 일반적인 지식과 반대되는 양상을 보였는데, 이 역시 입원 데이터의 특성이 반영된 결과라 사료된다. Torbica 등(2015)은 연령이 1세 증가함에 따라 급성(acute)의 총 건강관리 비용은 1.6% 떨어진다고 분석한 바 있다. Weaver와 Weaver의 연구 모형과 본 논문의 모형이 유사함에도 불구하고, 이러한 차이를 보이는 것은 국내 중·고령층의 입원 행동에 대하여 조력자의 역할의 사회문화적 차이가 반영된 것으로 보인다. 국내의 장기요양보험제도 등과 같은 보건정책의 운용에 있어서 조력자의 역할은 개인의 입원 행동에 영향을 미친다는 점에서 중요한 고려 요소일 수 있다. 한편, 한번 입원한 경우의 입원 일수에 대한 잠재적인 비공식적인 돌봄의 영향은 5% 유의수준에서 통계적으로 유의하게 대체적 관계를 보였다. 구체적으로 가구 내에 잠재적 비공식돌봄 제공자가 존재하는 경우가 존재하지 않는 경우에 비해서 약 19.8% 더 적게 입원을 지속하는 것으로 보였다. 이는 많은 문헌과 유사한 결과 값을 보였다(Van Houtven, C. H. & Norton, E. C., 2004; Weaver & Weaver, 2014; Mu et al, 2015).

또한, 본 연구는 국내 인구·사회적 변화를 반영하여 다인 가구의 가구 유형과 1인 가구의 혼인 상태 별로 관심 변수의 효과를 비교하였다. 그 결과, 입원 여부와 한번 입원 시 입원 일수에 대한 가구 내 비공식돌봄 가능성의 영향은 다양한 가구 유형(편부/편모와 자녀, 부부, 부부와 다른 어른, 3인 이상의 기타 유형)에 따라 두 종속변수 모두 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 Weaver와 Weaver의 문헌(2015)과 그 결과를 같이한다. 한편, 1인 가구 중 혼인 경험이 없는 집단(미혼)이 혼인 경험이 있는 집단(혼인/이별/이혼, 사별)보다 통계적으로 유의하게 더 높은 입원 확률을 보였고, 한번 입원 시 입원 일수도 더 긴 것으로 보였으나, 그 차이가 작고 통계적으로 유의하지 않았다. 또한, 혼인/이별/이혼, 사별, 미혼 가구는 입원 여부에 있어서 통계적으로 유의하게 차이를 보였지만, 한번 입원 시 입원 일수는 세 집단이 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 같은 데이터 원을 사용한 박영희(2014)는 종합전문병원과 종합병원에 한정하여 혼인 상태에 따른 개인의 입원 행위를 부분적으로 분석하였다. 종합병원에 비해서 종합전문병원에 입원할 확률이 현재 혼인한 경우가 혼인

경험이 있는 독거 가구(별거, 사별, 이혼)의 경우보다 1.43배 높았고, 미혼 집단과 혼인 경험이 있는 독거 가구(별거, 사별, 이혼)는 통계적으로 유의한 차이를 보이지 않았다. 이는 본 연구의 결과와 다소 차이를 보인다. 하지만, 이는 종합병원 이상의 입원 건만을 대상으로 하였고, 입원 확률이 아닌 종합병원과 비교한 종합전문병원의 입원 확률이기 때문에 국내 개인의 입원 행위라고 판단하기 어렵다. 분석 대상에 병원과 의원급의 병원 입원 건수를 포함하고, 종속변수를 1년 기간 중 입원 여부로 한다면 유사한 결과를 보일 것이다.

본 연구는 몇 가지 고려되어야 할 점이 있다. 첫 번째, 분석 대상이 55세 이상의 인구인 것을 감안할 때, 조사 대상으로 측정된 75세 이상의 노인 인구가 같은 연령대 한국의 실제 노인 인구보다 건강한 상태일 가능성이 높다. 즉, 건강한 상태의 노인 인구만 조사 대상으로 남게 되어 선택 편의(Selection bias)를 불러일으킨다. 이는 긴 기간에 종단적 설계에 따른 분석을 요구하지만, 본 연구 모델과 같이 단 기간에 따른 분석은 이를 측정하기 어렵다. 추후에 분석 자료가 갱신됨에 따라 이러한 편의를 줄일 수 있는 분석 모형이 고려될 수 있을 것으로 보인다. 두 번째, 연구 모형에서 잠재적인 비공식적 돌봄과 입원 행동 간의 인과적 관계를 완전하게 다루지 못했다. 예컨대, 혼자 사는 노인의 경우에 잠재적 돌봄 제공자가 없다고 파악되지만, 노인과 가까운 곳에 살면서 노인에게 비공식적 돌봄을 제공할 수 있다. 또한, 같이 사는 노인의 경우에도 잠재적 돌봄 제공자가 있다고 판단하지만, 잠재적 돌봄 제공자가 노인에게 돌봄을 제공하지 않을 수 있다. 그럼에도 불구하고, 강건성 검정 결과에서 알 수 있듯이 이러한 내생성의 문제는 본 연구의 결과에 큰 영향을 미치지 않는다. 가구 내에서 비공식적 돌봄이 제공된 실제 시간을 파악할 수 있다면, 이러한 내생성의 문제를 완화할 수 있다. 세 번째, 가족 구성원과 함께 거주하게 된 기간이나 혼자 살게 된 기간이 모델에 포함되지 않아 가구 내 비공식적 돌봄의 장기적인 측면이 개인의 입원 행위에 어떤 영향을 미치는 지 파악하기 어렵다. 혼자 살게 되는 기간이 길면 길수록 가구 내 비공식적 돌봄 가능성의 입원 행동에 대한 대체 효과가 더 커질 것으로 사료된다.

몇 가지 한계점에도 불구하고, 본 연구의 결과는 보건정책의 수립과정에서 중요한 고려 사항을 제시할 수 있다. 특히, 1인 가구 중 혼인 상태에 따른 입원 행동에 차이를 보이는 것은 입원 행동과 관련한 보건정책 수립과정에서 1인 가구 집단이 세분화될 필요성이 있음을 시사한다. 혼자 살게 되는 이유 중에서 혼인을 하지 않은 집단이 사별한 집단과 비교해서 의료 이용 확률이 매우 높는데, 앞으로 1인 가구 증가 현상과 비혼 현상이 지속된다면, 이에 대한 정책적 논의가 필요해 보인다.

참고문헌

- Arber, S., & Ginn, J. (1990). The meaning of informal care: gender and the contribution of elderly people. *Ageing & Society, 10*(4), 429-454.
- Bolin, K., Lindgren, B., & Lundborg, P. (2008). Informal and formal care among single-living elderly in Europe. *Health Economics, 17*(3), 393-409.
- Condelius, A., Edberg, A. K., Hallberg, I. R., & Jakobsson, U. (2010). Utilization of medical healthcare among people receiving long-term care at home or in special accommodation. *Scandinavian journal of caring sciences, 24*(2), 404-413.
- Duan, N., Manning, W. G., Morris, C. N., & Newhouse, J. P. (1984). Choosing between the sample-selection model and the multi-part model. *Journal of Business & Economic Statistics, 2*(3), 283-289.
- Kasper, J. D., Pezzin, L. E., & Rice, J. B. (2010). Stability and changes in living arrangements: relationship to nursing home admission and timing of placement. *Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences & Social Sciences, 65*(6), 783-791.
- Manning, W. G., & Mullahy, J. (2001). Estimating log models: to transform or not to transform? *Journal of health economics, 20*(4), 461-494.
- Mu, C. Z., Kecmanovic, M., & Hall, J. (2015). Does Living Alone Confer a Higher Risk of Hospitalisation? *Economic Record, 91*, 124-138. doi:10.1111/1475-4932.12184
- OECD. (2019). Trends Shaping Education 2019.
- Reinhard, S. C., Feinberg, L. F., Choula, R., & Houser, A. (2015). Valuing the invaluable: 2015 update. *Insight on the Issues, 104*, 89-98.
- Torbica, A., Calciolari, S., & Fattore, G. (2015). Does informal care impact utilization of healthcare services? Evidence from a longitudinal study of stroke patients. *Social Science & Medicine, 124*, 29-38.
- Van Houtven, C. H., & Norton, E. (2004). Informal care and health care use of older adults. *Journal of health economics, 23*(6), 1159-1180.
- Van Houtven, C. H., & Norton, E. C. J. J. o. h. e. (2008). Informal care and Medicare expenditures: testing for heterogeneous treatment effects. *27*(1), 134-156.
- Volkert, D., Kreuel, K., Heseker, H., & Stehle, P. (2004). Energy and nutrient intake of

- young-old, old-old and very-old elderly in Germany. *European Journal of Clinical Nutrition*, 58(8), 1190-1200. doi:10.1038/sj.ejcn.1601950
- Weaver, F. M., & Weaver, B. A. (2014). Does availability of informal care within the household impact hospitalisation? *Health Economics Policy and Law*, 9(1), 71-93. doi:10.1017/s1744133113000169
- 김명화, 권순만, & 김홍수. (2013). 노인의 장기요양이용이 의료이용에 미치는 영향. [The Effect of Long-term Care Utilization on Health Care Utilization of the Elderly]. *보건경제와 정책연구(구 보건경제연구)*, 19(3), 1-22.
- 김진구. (2008). 노인의 의료이용과 영향요인 분석. [Factors Affecting the Choice of Medical Care Use by the Elderly Person]. *노인복지연구*, 39, 273-302.
- 박금령, & 최병호. (2018). 노인의 미충족 돌봄과 미충족 의료에 대한 탐색적 연구. *보건사회연구*, 38(4), 40-56.
- 박영희. (2014). 상급종합병원 입원의 특성 및 이용 요인 분석: 한국 의료패널 자료 (2008~ 2011)를 이용하여. *The Korean Journal of Health Service Management*, 8(3), 13-25.
- 배화숙. (2011). 가구유형별 노인의 사회서비스 이용경험과 영향요인 연구. *사회과학연구*, 27(3), 1-24.
- 이민아. (2010). 결혼상태에 따른 노인의 우울도와 성차. *한국사회학*, 44(4), 32-62.
- 이승호, & 신유미. (2018). 공적돌봄과 가족돌봄의 종단적 관계. [Longitudinal Relationship between Public Care and Family Care: Focusing on Home Care for Older People in South Korea]. *한국노년학*, 38(4), 1035-1055.
- 이윤석. (2012). 혼인상태에 따른 중년남녀의 건강행위와 건강상태. *한국인구학*, 35(2), 103-131.
- 이인정. (2014). 초고령 노인의 스트레스 요인과 대응방식이 우울에 미치는 영향. [The Effects of Stressors and Coping on Depression of the Oldest Old]. *보건사회연구*, 34(4), 264-294.
- 이호용, & 문용필. (2015). 노인장기요양보험의 도입전후 진료형태별 의료비 변화 분석. [The Effect of Long-term Care Utilization on Health Care Utilization of the Elderly]. *보건경제와 정책연구(구 보건경제연구)*, 21(3), 81-102.
- 임경춘, & 김선호. (2012). 노인의 연령별 우울정도와 영향요인: 전기노인과 후기노인의 비교. *정신간호학회지*, 21(1).
- 통계청. (2017). *장래가구추계 : 2015 ~ 2045*.
- 황연희. (2011). 한국의료패널로 본 한국 노인들의 의료이용 및 의료비 지출. *보건복지포럼*, 51-59.

지역별 응급의료 접근성이 환자의 예후 및 응급의료비 지출에 미치는 영향

김연진(서울대학교 보건대학원 보건정책관리학전공)

요약

응급의료 취약지를 개선하기 위해 2012년 이후, 권역응급의료센터 선진화 추진계획을 시행하였고, 2013~2017년의 4년 동안 응급의료체계의 개편을 통해 예방 가능한 사망률을 개선하였으나, 아직도 응급의료 취약지는 다수 존재하고 있으며, 대응과 프로토콜의 차원에서 응급의료체계가 미흡하다는 지적이 나오고 있다. 본 연구는 한국 의료패널 연간 데이터 13차 beta version 1.6과 국가통계포털(KOSIS)의 지역별 의료이용통계, 시군구별 의료시설 및 의료인력 현황, 도시계획 현황 통계 자료를 활용하였다. 연구대상으로 2013~2017년 동안 응급실에 내원한 환자 8119명을 대상으로 다수준 분석과 다중 회귀분석, 다항 로지스틱 회귀분석을 시행하였다. 개인 변수와 지역 변수를 모두 고려한 다수준 분석의 결과, 통계적으로 유의하게 면적 100km²당 응급의료기관 수가 증가할수록 응급실까지 소요시간은 감소하는 것으로 나타났다. 다중 회귀분석과 다항 로지스틱 회귀분석 결과, 환자의 예후와 응급의료비 모두 소요시간에 유의하게 영향을 받는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구를 통해 응급의료의 접근성은 지역별 특성에 영향을 받으며, 접근성이 응급의료비 지출 및 환자의 예후에 영향을 미친다는 것을 규명하였다. 본 연구의 결과는 현 응급의료 시스템의 기초자료로 활용될 수 있을 것으로 기대된다.

I. 서론

1. 연구 배경 및 필요성

응급의료체계란 ‘일정 지역 내에서 양질의 응급의료서비스를 제공하는데 필요한 모든 요소 (시설, 인력, 장비 등)을 조직화한 체계’로 응급환자에 대한 신속한 현장 처치와 후송 중 처치, 병원 내 응급진료 등이 포함되는 개념이다(이정찬, 2011). 응급질환의 특성상 시간, 장소 제한 없이 누구나 응급환자가 될 수 있다. 따라서 응급의료체계를 구축하고 개선하는 것이 국가 차원에서는 사회안전망을 확보하는 것이라고 볼 수 있다. 우리나라의 경우 1980년대 말부터 응급의료체계 개선방안에 대한 연구가 진행되었고, 1994년 응급의료에 관한 법률이 제정되면서 응급의료체계의 인프라가 강화되었다(이정찬, 2011). 2008년, ‘응급의료에 관한 법률’의 일부 개정으로 응급의료기금이 확충되었고, 이 확충된 기금으로 응급의료 선진화 계획을 추진하였다(한국보건산업진흥원, 2011). 2012년 이후, 권역 응급의료센터 선진화 추진계획을 통해 응급의료의 접근성이 떨어지는 응급의료 취약지를 개선하고자 하였으며, 2013~2017년의 4년 동안 응급의료체계의 개편을 통해 예방 가능한 사망률을 개선하였다(보건복지부, 2018).

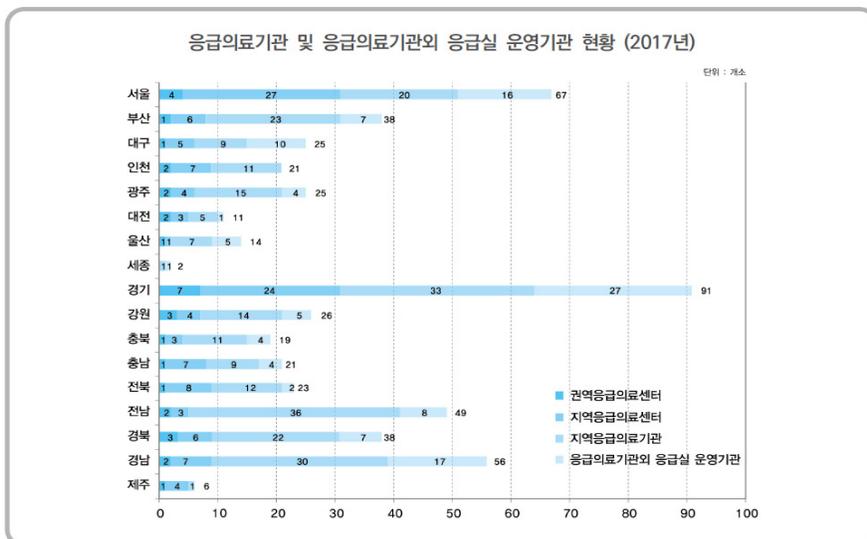
건강은 인간에게 있어 생명과 직결되는 필수적인 요소로, 보건의료서비스가 존재하는 이유이다. 보건의료서비스 접근성 측면에서 수요자들에게 공정한 방식으로 효율적으로 분배하기 위한 문제는 항상 중요한 과제로 등장하게 된다(Neutens, 2015). 특히 최적의 의료서비스 유지를 위한 의료 접근성에 대해 OECD는 ‘어떤 서비스를 이용하고자 할 때 개인 측에서 이용에 장애가 없는 것’이라고 정의하고 있는데, 의료서비스는 공간적 요소(지리적 위치와 이동 거리)와 비공간적 요소(사회경제적 지위, 인구의 건강상태, 재정적 상태, 건강에 대한 인식, 관례 등) 모두에 의해 영향을 받는다(Kanuganti et al, 2016). 접근성은 건강과 보건과 연계하여 지역주민들의 의료서비스와 시설에 도달할 수 있는 용이성 개념으로 이해할 수 있다(박정환, 2017). 의료서비스의 공간적 접근성의 장애는 의료서비스의 이용을 감소시키고, 수요자의 건강 수준을 더욱 악화시킬 수 있는데, 이는 응급의료에도 적용될 수 있다. 그 이유는 응급의료의 가장 큰 특징 중의 하나가 ‘지역성’이기 때문이다. 응급의료에서의 지역성이란 응급의료 환자가 발생한 해당 지역의 의료 자원을 활용하여 환자에게 신속하게 치료가 제공될 때 환자의 생존율이 높아지는 것을 말한다 (김동진, 2013).

현재의 국내 응급의료체계에서 중증 응급환자의 이송 지연 이동 원칙은 사고 현장이나 이송지점에서 30분 이내의 거리에 전문외상센터가 없다면, 근처의 가장 큰 병원으로 환자를 이송하는 것인데, 결정적인 치료를 받기 위한 시간으로 1시간 이내가 최적 시간 (golden hour)로 권장되고 있다(조현민, 2016). 응급의료체계 개편안에서 제시한 현재 응급의료 시스템의 한계점으로 신속한 초기 대응이 미흡하고, 적정 병원으로의 이송이 지연되고 있으며, 골든 타임 준수를 위해 필요한 일정 수준의 응급

실과 이송 자원이 확보되지 않은 응급의료 취약지역이 다수 존재한다는 점, 지역 특성과 응급의료자원 현황을 반영하여 상담-이송-진료 등을 지역 단위에서 완결하는 지역별 프로토콜이 부재하다는 점도 한계점으로 들고 있다(보건복지부, 2018). 이는 응급환자의 건강과 생존에 직결되는 문제이기 때문에 응급의료의 한계점에 대한 개선방안의 논의가 필요하다.

의료 접근성과 형평성에 관한 연구는 활발히 이루어지고 있다. 응급의료의 경우, 의료이용이라는 항목으로 입원과 외래 등과 통합된 변수로 분석한 연구들이 대다수이며 응급의료 자체의 접근성과 취약지에 관한 지역별 연구도 환자의 만족도나 충족도와 같은 특정 지역에만 국한되어 있다. 응급의료 접근성이 환자의 예후에 미치는 영향에 대한 연구는 골든 타임이 중요한 3대 중증 응급질환에 국한되어 있으며, 급성심근경색이나 중증 외상에 대해 분석한 연구에 따르면 접근성의 향상이 사망률을 개선한다고 논하고 있다. 의료비 지출에 대해 응급의료 단독으로 분석한 연구는 적으며, 응급의료비 지출에 관하여 1차 의료의 강화가 응급의료비 지출을 감소시킨다는 연구가 있다. 응급의료시설에 대한 경제적 가치에 대해 분석한 연구가 있으며, 응급의료시설 강화는 사망률을 낮추는 경제적 가치가 있다는 결과를 보여주지만, 이는 전국이 아닌 한 지역만을 대상으로 하였다. 급성심근경색, 급성 뇌졸중, 중증외상으로 대변되는 '3대 중증 응급질환'은 골든 타임이 생존과 직결되는 중요한 질환이지만, 심근경색, 뇌졸중 등 하나의 질환을 대상으로 전원을, 사망률 및 사망 위험비에 대해 지역 단위로 분석한 연구는 존재하지만, 환자의 예후와 응급의료비 지출에 대한 연구는 적고, 응급질환을 전부 반영한 연구도 적다.

따라서 본 연구에서는 물리적 접근성, 즉 소요시간에 초점을 맞추고자 하며, 지역별 특성이 응급의료의 접근성에 미치는 영향과 응급의료 접근성이 환자의 예후와 응급의료비 지출에 미치는 영향에 대해 규명하고자 한다. 본 연구를 통해 2013~2017년 동안 응급의료체계 개편사업의 결과로 자리잡은 현 응급의료 시스템의 실증적 분석을 하고자 한다.



[그림 1] 응급의료기관 및 응급의료기관의 응급실 운영기관 현황 (2017년)

자료: 2017 응급의료 통계연보 16호. (2017)

2. 연구 목적 및 연구 가설

본 연구는 지역별 특성에 따른 응급의료의 접근성이 차이가 있는지 규명하고, 접근성의 차이가 응급환자들의 예후와 응급의료비 지출에 어떠한 영향을 미치는지 분석하고자 한다. 연구 목적에 맞게 연구 질문과 연구 가설을 세웠으며, 이는 다음과 같다.

연구 질문 1: 지역별 특성에 따라 응급의료의 접근성에 차이가 있는가?

- 연구 가설 1: 지역별 특성에 따라 응급의료의 접근성에 차이가 있을 것이다.

연구 질문 2: 응급의료 접근성이 환자의 예후와 응급의료비 지출에 영향을 미치는가?

- 연구 가설 2-1: 응급의료 접근성이 좋을수록 응급환자의 예후에 긍정적인 영향을 미칠 것이다.

- 연구 가설 2-2: 응급의료 접근성이 좋을수록 응급의료비 지출이 감소할 것이다.

II. 이론적 배경 및 선행문헌 고찰

1. 의료 접근성의 정의

접근성이란 삶의 모든 분야에 참여할 수 있도록, 물리적 환경, 교통, 정보 및 시설 등을 이용하는 데 있어서 동등하게 접근할 수 있는 정도를 의미하며, 각종 교통수단을 이용할 권리인 이동권, 공공 시설 등에서 편의를 제공받을 권리인 시설이용권, 의사 표현과 정보이용에 필요한 모든 서비스를 받을 권리인 정보 접근권이 여기에 포함된다(소남열, 2009; 서정희, 2010; 전보영 & 권순만, 2015).

의료 접근성이란 '어떤 서비스를 이용하고자 할 때 개인 측에서 이용에 장애가 없는 것'으로(OECD, 2015) 의료시설까지의 이동 거리 및 소요시간 등 물리적, 지리적 차원과 의료보험, 지불 능력, 교육 등의 사회적 요인을 복합적으로 아우르는 개념을 의미한다(이유진, 2012). 접근성은 환자가 보건의료 서비스를 이용하기에 쉬운 정도를 나타내는 개념이며, 보건의료의 질을 구성하는 중요한 요소로서, 접근에 제한이 없는 것은 임상적으로 적절하고 효과적인 치료의 전제 조건이 된다(Penchansky & Thomas, 1981; 전보영 & 권순만, 2015). 접근성을 더 세분화하면, 가용성(availability), 물리적 접근성(accessibility), 편의성(accommodation), 지불가능성 (affordability), 수용성(acceptability)으로 나눌 수 있다. 공급자 요인에 해당하는 가용성(availability)은 환자 수 대비 적절한 의료제공자, 시설 및 프로그램의 제공량을 의미하고, 물리적 접근성(accessibility)은 환자의 위치와 공급자 위치 사이의 관계로, 교통의 편리함, 이동시간과 이동 거리 등을 의미한다(Penchansky & Thomas, 1981; 전보영 & 권순만, 2015). 편의성(accommodation)은 환자의 편의를 도모하는 공급자의 조직화된 노력과 환자가 이러한 시스템을 이용하고 받아들이는 정도를 의미하며, 지불가능성

(affordability)은 서비스의 가격과 환자의 소득 수준, 건강보험의 관계를 말한다. 수용성(acceptability)은 환자가 서비스 제공자를 받아들이는 태도와 서비스 제공자가 환자를 받아들이는 태도를 의미한다(Penchansky & Thomas, 1981; 전보영 & 권순만, 2015).

보건 의료 연구에서의 접근성은 지역 또는 거리와 같은 공간적 개념과 소득 또는 사회적 요소와 같은 비공간적 개념으로 이해할 수 있다. 공간적 개념에서 지역과 관련한 의료서비스 이용에 대한 접근성을 살펴본 연구는 주로 의료 자원의 분포, 의료이용의 지역 간 이동이었다. 의료서비스에 필요한 자원과 인력이 대도시에 집중적으로 편중되어있는 우리나라 의료특성상, 중소도시 혹은 농어촌에서는 의료서비스를 이용하기 위해 지역 간 이동이 이뤄지는 등 자원의 공급 부족 현상으로 인하여 의료 불평등을 초래하기가 쉽다. 기존 연구에서는 도시와 농촌 간 의료시설과의 지리적 접근성의 차이가 건강에도 영향을 미친다는 결과가 있었고(Chan et al, 2006; Bello et al., 2012), 의료의 교통 접근성은 건강상태에 제약으로 작용한다는 결과가 있었다(Hong et al., 2004).

본 연구에서는 정의하는 접근성이란 의료시설까지의 소요시간을 의미하는 물리적, 지리적 차원의 개념을 말한다. 지역과 관련된 공간적 개념의 관점에서 접근성에 대한 연구를 진행하여 응급의료기관까지의 소요시간이 지역의 영향을 받는지 규명하고자 했으며, 이것이 환자의 예후와 응급의료비 지출에 미치는 영향을 보고자 하였다.

2. 응급의료 접근성에 대한 선행연구

응급의료는 응급환자가 의료서비스를 받는 것이기 때문에 환자가 발생한 해당 지역의 의료 자원을 활용하여 환자에게 신속하게 치료가 제공될 때 환자의 생존율이 높아진다(김동진, 2013). 따라서 신속한 치료를 위해서는 이동 거리 및 시간이 중요하므로 응급의료의 접근성의 개념은 물리적, 지리적 차원의 개념인 경우가 많다. 본 절에서는 응급의료의 접근성에 영향을 미치는 요인과 이것이 다른 요인에 어떠한 영향을 미치는지에 대한 선행문헌을 고찰하고자 한다.

가. 응급의료 접근성에 미치는 요인

GIS 네트워크 분석기법으로 수정 3SFCA 모형을 활용한 충청 지역의 응급의료의 공간적 접근성을 분석한 박정환의 연구(2017)에 의하면 모든 연령층이 응급의료기관을 중심으로, 임계거리가 증첩되는 지역에서 접근성이 높았다. 시군구의 공간적 접근성은 연령대별로 지역 차가 뚜렷하며, 연령별로 접근성 차이가 발생한 이유는 연령별 임계거리, 응급의료기관 이용 비중, 관내 기관 이용 비중에서 차이가 나타나고, 연령별 총인구수가 다르기 때문으로 나타났다(박정환, 2017). GIS 네트워크 분석기법으로 응급의료 취약지 분석한 임준홍의 연구(2016)에 따르면 응급의료서비스가 확대될수록 응급의료의 혜택을 받기 쉽다고 하였으며, 충청도에서 농촌과 작은 도시에 거주하는 환자들은 응급의료의 혜택을

받기 어려운 것으로 나타났다. 또한, 의료서비스 도달권역과 응급환자 발생 비율이 높은 지역이 일치하지 않는 것으로 나타났다(임준홍, 2016). 단순히 접근성만 본 다른 연구로는 응급의료의 접근성이 도시와 농촌 간의 차이가 있다는 미국의 연구도 있었다(Carr, 2008).

나. 응급의료 접근성이 영향을 미치는 요인

응급의료의 접근성이 응급의료 만족도에 미치는 영향을 분석한 이정찬의 연구(2011)에 따르면 응급실 내원 수단으로는 구급차를 이용한 이용자보다 도보나 자가용 혹은 택시를 이용한 환자의 만족도가 더 높은 것으로 나타났고 이 이유는 병원 도착 지연, 의료장비 부족, 구급차 내부의 불청결 등 때문이다. 또한, 응급실 도착까지 지연 경험이 없는 응답자들의 응급의료서비스에 대한 만족도가 높았다. 이송의 지연은 응급실 도착까지의 지연을 의미하고 장기간의 대기나 치료 대기는 응급실 도착 후 의료진의 진료를 받을 때까지의 대기를 의미하기 때문에 만족도에 영향을 미치는 것으로 나타났다(이정찬, 2011).

응급의료 접근성이 응급의료비 지출에 미치는 영향에 대한 연구는 적지만 이호준의 연구(2014)에 따르면 응급의료시설 확충을 통한 접근성의 향상은 응급사망률의 개선하고 응급사망자 수가 감소하는 효과를 보이며, 응급사망비용이 감소하였다. 이호준은 응급사망률의 개선은 응급의료시설에 대한 접근이 불가능했다면 사망했을 환자들이 응급의료시설의 혜택으로 생존하게 될 때 발생한다고 하였다. 즉, 응급의료시설이 확충됨으로써 현재 응급사망자 일부의 사망을 예방할 수 있다는 것을 의미한다. 응급의료시설의 확충은 사망률 개선 효과가 컸지만, 특히 낙후된 지역의 경우 개선 효과가 컸다. 이호준의 연구에서 응급사망비용이란 응급사망으로 수반되는 경제적 비용을 의미한다. 응급의료시설의 확충으로 응급사망률을 낮추고, 이로 인해 응급사망비용을 절감할 수 있는지 분석하였으며, 군산 전북대 건립병원의 사례에서 절감할 수 있음을 증명하였다(이호준, 2014). 또한 Miller(2012)와 Bamezai 외(2005)의 연구에 따르면 1차 의료와 예방의료의 강화는 응급실 이용의 감소에 기여할 수 있으며, 1차 의료과 예방 의료에 들어가는 비용은 응급의료비보다 낮으므로 전체 의료비 지출을 낮출 수 있다고 밝혔다(Bamezai et al., 2005; Miller, 2012; 김수정, 2015) 또한, 지역에 따라 도시 농촌 간의 응급의료비의 차이가 존재한다는 연구도 있었다(Busato, 2012).

급성심근경색, 급성 뇌졸중, 중증외상으로 대변되는 3대 중증 응급질환은 우리나라에서 초기 치료의 질을 평가하고 관리하는 중요한 질환이다(중앙응급의료센터, 2017). 3대 중증 응급질환은 여러 지침에 따르면 골든 타임이 존재하므로 신속한 응급의료 치료 및 접근성 분석에 많이 활용되고 있다. 선행문헌을 보면 응급의료에 관련된 연구 중 심근경색, 뇌졸중 등 하나의 질환을 대상으로 다양한 독립 변수와 종속 변수의 관계를 분석한 연구가 많다.

급성심근경색 환자의 증상 발현 후 골든 타임 안에 응급의료센터까지 도착하는데 절반 이상이 골든 타임을 초과하여 병원에 도착하는 것으로 나타났다. 급성심근경색 환자의 골든 타임 내 응급의료센터에 도착하는데 여성일수록, 고령일수록, 응급의료 취약지일수록, 구급차 대신 개인 차량을 이용할수록

지연되는 것으로 나타났다(안혜미 외, 2016). 이 연구에 의하면 우리나라는 응급의료 개편계획을 통해 시스템을 개선하고자 노력하고 있으나, 환자 중증도에 따라 적절히 환자를 이송하는 응급의료이송체계 정책이 미흡하다는 것을 알 수 있다.

김혜심의 연구(2018)에 의하면 응급의료 권역별 응급의료기관 내원 후 전원위험도는 환자의 거주지와 동일한 응급의료 권역으로 내원했는지에 따라 통계적으로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 환자가 내원한 응급의료기관의 종별에 따른 전원 발생 비교위험도를 분석한 결과, 지역 응급의료센터를 내원한 경우가 권역 응급의료센터보다 전원위험도가 유의하게 높은 것으로 나타났다. 또한, 전원 여부에 따라 사망 위험비가 높아지는 것으로 나타났으며, 뇌졸중은 전원된 환자를 대상으로 동일권역으로의 전원된 환자가 사망 위험비가 낮은 것으로 나타났다(김혜심, 2018). 즉, 환자의 응급의료센터의 접근성이 높을수록 전원될 가능성과 사망 위험비가 낮을 가능성이 크다고 볼 수 있다.

중증외상환자의 이송에 관련된 연구에 따르면, 사고 발생으로부터 본원 응급실을 내원하기까지 걸린 시간(전원 시간)은 104분(1시간 44분)의 중앙값을 보였다. 중증 외상 환자의 사고 후 손상에 대한 골든 타임이 1시간 이내일 때 생존율이 높고 합병증 발생률이 낮으므로 사고 즉시 외상센터로의 신속한 이송이 필요하다(정경원 외, 2011). 권역외상센터를 설립하여 운영하고 있으나, 아직도 구축단계이며, 2010년의 OECD 예방 가능 사망률이 35.2%로 나타났고, 2020년까지 선진국 수준인 20%까지 감소하겠다고 했으나, 아직 일반 국민과 응급의료 종사자들에게 외상센터에 대한 인지도가 높지 않고, 병원 전 단계에서 환자이송체계가 효율적이지 못하다(박도중 외, 2017). 이강현(2007)의 연구에 따르면 외상으로 인한 사망 환자의 응급실까지의 내원시간, 응급실 도착 후 수술까지 걸린 시간, 수술까지 걸린 시간이 생존 환자보다 유의하게 높아 예후에 영향을 준다고 하였다(이강현, 2007).

III. 연구방법

1. 연구대상 및 자료원

본 연구는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하는 한국 의료패널 연간 데이터 13차 beta version 1.6을 분석에 사용하였다. 한국 의료패널은 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 수행하는 조사로 보건의료비용과 의료비 지출 수준의 변화를 파악하여 보건의료정책 및 건강보험정책 수립의 기초자료로 활용되는 자료이다. 한국 의료패널 자료는 가구와 가구의원의 사회경제적 특성, 만성질환 특성, 입원, 응급, 외래의 의료이용 행태를 자료로 제공하고 있으므로 본 연구에 활용하기 적합하다. 다수준 분석에 활용할 자료인 지역별 의료 자원 현황과 면적 및 인구밀도는 국가통계포털(KOSIS)에서 지역별 의료이용통계와 도시계획 현황 통계를 활용하였다.

본 연구는 지역별 응급의료의 접근성이 환자의 예후 및 응급의료비 지출에 미치는 영향을 보는 연구

이므로 연구대상을 2013~2017년 동안 응급실에 내원한 환자를 모두 포함하였으며, 응급실에 내원한 9402건 중 중복을 제거한 8119명을 대상으로 분석하였다.

2. 변수 정의

본 연구에서는 지역별 응급의료의 접근성이 환자의 예후 및 응급의료비와의 관계를 분석하기 위하여 설정한 변수는 표 1과 같다. 종속 변수는 응급실 내원한 후 결과와 응급의료비로 설정하였다. 독립 변수로는 응급상황 발생 이후(응급실에 가기로 한 후) 응급실에 도착하는데 걸린 시간, 즉 발생 장소(집, 회사, 타병원)에서 이 병원까지의 소요시간으로 설정하였다. 환자의 예후는 응급실 내원 후 입원 연계 항목에서 귀가, 입원 및 전원, 사망으로 설정하였고, 응급의료비는 수납창구에서 수납한 금액으로 건강보험부담금, 법정본인부담금, 비급여를 모두 합한 총진료비에서 1을 더한 후 로그값을 취한 값을 분석에 활용하였다.

개인의 특성이 반영된 요인들을 통제하기 위해 통제변수로는 성별, 연령, 교육수준, 결혼상태, 소득수준, 의료보장형태, 장애판정 여부, 만성질환 유무의 변수를 포함하였다. 응급의료 이용에 관련된 변수는 응급실 이용횟수, 응급실 내원 수단, 응급의료기관 종류와 국공립병원 여부를 포함하였다. 골든 타임 때문에 의료이용의 접근성이 예후에 매우 중요한 요인이 되는 3대 중증 응급질환 여부도 종속 변수에 영향을 미칠 수 있다고 판단하여 변수로 포함하였다. 3대 중증 응급질환 여부는 심근경색(KCD-10 진단 코드 I21), 뇌졸중(KCD-10 진단 코드 I60-64), KCD-10 진단 코드 S와 T 코드 중 동상(T33-T35.6), 중독(T36-T65), 외인의 기타 및 상세 불명의 영향(T66-T78), 달리 분류되지 않은 외과적 및 내과적 처치의 합병증(T80-T88)을 제외한 중증외상으로 진단받으면 1의 값을 가지고, 진단받지 않으면 0의 값을 가지는 이분형 변수로 설정하였다. 중증외상의 코드는 보건복지부에서 정책보고서에서 제시한 중증외상 코드를 기준으로 3대 중증 응급질환에 반영하였다(권역외상센터의 중증외상환자 수가 개선방안, 2014).

지역 변수는 기존 보건의료분야에서 다수준 분석 시 사용된 지역 변수를 참고하여 개인의 건강 및 행태 중 물리적 접근성과 연관이 있다고 생각되는 지역적 특성으로 설정하였다. 환자들은 응급상황이 발생한 장소에서 가장 가까운 응급의료기관으로 내원하기 때문에 한국 의료패널에서 제공하는 환자의 거주 지역을 기준으로 변수를 구성하였고, 자료의 특성상 활용할 수 있는 거주지 단위가 시·도였기 때문에 지역 변수도 시·도를 기준으로 설정하였다. 본 연구에서 보고자 하는 지역 변수는 면적 100km²당 응급의료기관 수, 인구 10만 명당 지역별 구급차 수, 지역별 인구밀도로 KOSIS에서 제공하는 자료를 이용하여 다음과 같이 계산하였다.

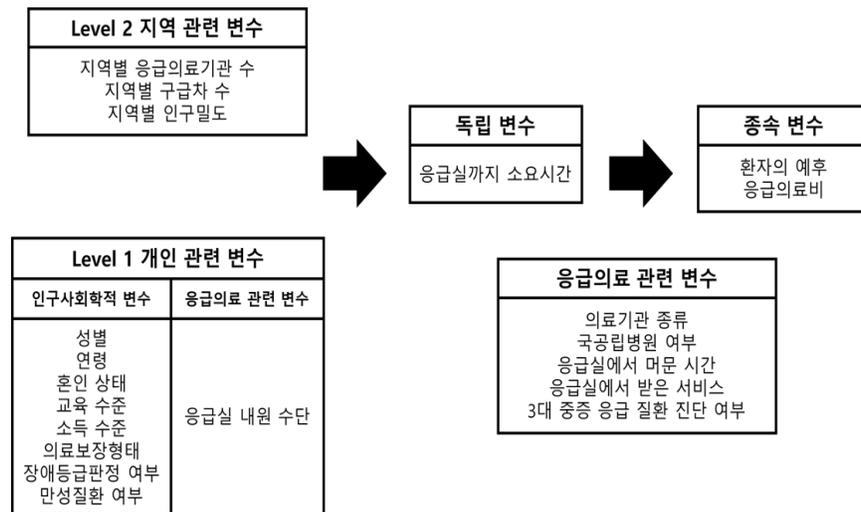
- 면적 100km²당 응급의료기관 수: 시·도별 면적 100km²당 응급의료기관 수
- 인구 10만 명당 지역별 구급차 수: 시·도별 인구 10만 명당 구급차 수
- 지역별 인구밀도: 시·도별 주민등록연앙인구 / 시·도별 면적

[표 1] 변수 정의

변수		정의
종속 변수	내원 후 결과	0=귀가 1=입원 및 전원 2=사망
	응급의료비	log(총진료비+1)
독립 변수	응급실까지 도착하는데 소요된 시간	단위: 분
응급의료 관련 변수	의료기관 종류	0=병·의원 1=종합병원 2=상급종합병원
	국공립병원 여부	0=국공립병원 1=사립병원
	응급실에서 머문 시간	단위: 분
	응급실에서 받은 서비스	1=수술 2=수술 이외의 치료(약물, 수혈 등) 또는 응급처치 3=검사만
	응급실 내원 수단	0=도보 1=개인차량 2=택시 3=구급차
	3대 중증 응급질환 진단 여부	0=없음 1=있음
통제변수	성별	0=여성 1=남성
	연령	단위: 세
	혼인상태	0=미혼 1=기혼
	교육수준	1=초졸 이하 2=중졸 3=고졸 4=대졸 이상
	소득 수준	1=1분위수 2=2분위수 3=3분위수 4=4분위수 5=5분위수
	의료보장형태	0=건강보험 1=의료급여
	장애등급판정 여부	0=없음 1=있음
	만성질환 여부	0=없음 1=있음
지역 변수	지역별 응급의료기관 수	면적 100km ² 당 응급의료기관 수
	지역별 구급차 수	인구 10만 명당 구급차 수
	지역별 인구밀도	지역별 인구밀도

3. 분석방법

응급의료의 접근성이 환자의 예후 및 응급의료비에 미치는 영향을 분석하기 위해 세운 연구 모형을 도식화하면 그림 2와 같다. 본 연구는 지역 특성이 응급의료 접근성에 미치는 영향을 살펴보고, 이것이 환자의 예후와 응급의료비 지출에 미치는 영향을 보고자 했으며, 응급의료 관련 변수의 영향을 통제하였다.



[그림 2] 연구 모형

응급의료의 접근성이 환자의 예후 및 응급의료비에 미치는 영향을 분석하기 전에 연구대상자의 인구 사회학적 특성을 알아보기 위해 빈도분석, 백분율, 평균 등을 알아보는 기술 통계량을 산출하였다. 선행문헌에서 설정했던 지역 변수를 참고하여 지역별로 응급의료기관 수, 구급차 수, 인구밀도는 다르며, 이 요인들이 응급의료의 물리적 접근성에 직접적인 영향을 미칠 것으로 판단하였다(최영은, 2013). 따라서 지역별 요인과 소요시간 간의 관계를 규명하기 위해 level 2 다수준 분석을 시행하였다. 다수준 분석이란 군집 무작위 시험(cluster randomized trials)의 분석에 활용되는 분석방법으로, 군집 무작위 시험에서는 집단(도시, 학교, 학급 작업장 등) 수준에서 중재 조치를 무작위 배정하며, 결과 변수(중재 조치의 효과)는 개인 수준에서 측정된다. 즉 level 2의 독립 변수(중재 조치), level 1의 결과 변수를 가진 다수준 모형으로 분석할 수 있다(이무송, 2004). 다수준 분석은 사회과학 연구자로 분석에 유용하게 쓰이고 있다. 본 연구에서 분석할 모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 y_{ij} &= \beta_{0j} + \beta_{1j}x_{ij} + \gamma_{ij} \\
 \beta_{0j} &= \gamma_{0j} + u_{0j} \\
 \beta_{1j} &= \gamma_{10}
 \end{aligned}$$

i= 개인 수준, j=지역 수준

본 연구의 모형이 다수준 분석을 하기에 적합한지 판단하기 위해 지역 수준의 변이를 분석하였다. 집단 내 상관계수(Intraclass Correlation Coefficient, ICC)를 측정하였고, 각 연구 모형의 설명력은 절편만 포함한 모델 1(Null Model)과 각 모델에서 분산 비율(percentage change in variation, PCV)으로 나타냈다. 집단 내 상관계수와 분산 비율의 식은 아래와 같다.

$$ICC = \frac{\gamma}{\gamma + \frac{\pi^2}{3}}$$

γ : 지역 수준 분산, $\frac{\pi^2}{3}$: 개인 수준 분산

$$PCV = \frac{(v_0 - v_1)}{v_0}$$

v_0 : Model 1의 분산, v_1 : 각 모형의 분산

독립 변수인 소요시간이 종속 변수인 환자의 예후와 응급의료비 지출에 미치는 영향을 규명하기 위해 다항 로지스틱 회귀분석 및 다중 회귀분석을 실행하였다. 통계프로그램은 SAS 9.4와 STATA 14를 이용하였다.

IV. 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

연구대상자는 2013년부터 2017년까지 응급실에 내원한 환자로 일반적 특성을 나타내는 기술 통계량은 다음과 같다(표 2). 5년 동안 입원한 건수는 총 8119건이었고, 남성은 49.13%이고 여성은 50.87%로 나타났다. 연령의 평균은 48.69세(±26.48)였고, 미혼은 29.51%, 기혼은 70.49%였다. 교육수준은 초졸 이하가 34.91%, 중졸이 16.59%, 고졸이 28.66%, 대졸 이상이 19.84%였다. 의료보장형태는 의료급여가 2.19%, 건강보험가입자가 97.81%였다. 장애로 판정을 받은 경우는 11.39% 아닌 경우는 88.61%였다. 만성질환이 있는 경우는 80.64%로, 없는 경우는 19.36%로 나타났다. 거주지 분포는 다음과 같이 나타났다. 거주하는 비율이 가장 높은 곳은 경기도로 19.82%였고, 서울특별시는 10.09%, 부산광역시는 7.03%, 대구광역시는 6.05%, 인천광역시는 4.79%, 광주광역시는 2.93%, 대전광역시는 2.52%, 울산광역시는 3.05%로 나타났다. 강원도는 4.53%, 충청북도는 3.67%, 충청남도는 4.82%, 전라북도 4.82%, 전라남도는 6.69%, 경상북도는 5.69%, 경상남도는 9.94%, 제주도 3.74%로 나타났다. 소득 수준은 1분위가 18.87%, 2분위가 19.56%, 3분위가 20.75%, 4분위가 21.43%, 5분위가 19.39%로 나타났다. 응급의료기관의 종류는 상급종합병원이 19.94%, 종합병원이

55.99%, 병·의원이 24.07%였다. 국공립병원은 10.06%, 사립병원은 89.94%였다. 응급실에 내원하기 위해 이용한 교통수단은 구급차가 18.33%, 개인차량이 60.48%, 택시가 15.61%, 도보가 5.59%로 나타났다. 응급실까지 소요된 시간은 평균 21.46분(±22.95)였다. 응급실에서 머문 시간은 평균 140.84분(±174.73)이었고, 응급의료비는 평균 1,265,044원(±3,663,355)로 나타났다. 응급실에서 받은 서비스 중 수술은 3.74%, 수술 이외의 치료(약물, 수혈, 검사 등)는 96.26%로 나타났다. 응급의료 이용 후 결과는 귀가가 56.24%, 입원 및 전원이 37.15%, 사망이 6.61%로 나타났다.

2013년~2017년 동안 지역별 응급의료 지표의 추세변화를 살펴보기 위해 전국 16개 시도의 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수, 인구 10만 명당 지역별 구급차 수, 지역별 인구밀도를 표와 그래프로 나타냈으며, 이는 부록에 별도로 제시하였다(표 6), (표 7), (표 8).

[표 2] 연구대상자의 일반적 특성

	N=8119	N 수	백분율(%)
성별	남	3989	49.13%
	여	4130	50.87%
연령	Mean ± SD	48.69	26.48
혼인상태	미혼	2396	29.51%
	기혼	5723	70.49%
교육수준	초졸 이하	2834	34.91%
	중졸	1347	16.59%
	고졸	2327	28.66%
	대졸 이상	1611	19.84%
의료보장형태	건강보험	7941	97.81%
	의료급여	178	2.19%
장애등급판정 여부	장애 없음	7194	88.61%
	장애 있음	925	11.39%
만성질환 유무	없음	1572	19.36%
	있음	6547	80.64%
지역	서울특별시	819	10.09%
	부산광역시	571	7.03%
	대구광역시	491	6.05%
	인천광역시	389	4.79%
	광주광역시	238	2.93%
	대전광역시	205	2.52%

	N=8119	N 수	백분율(%)
	울산광역시	248	3.05%
	경기도	1609	19.82%
	강원도	353	4.53%
	충청북도	298	3.67%
	충청남도	391	4.82%
	전라북도	391	4.82%
	전라남도	543	6.69%
	경상북도	462	5.69%
	경상남도	807	9.94%
	제주도	304	3.74%
소득 수준			
	1분위	1532	18.87%
	2분위	1588	19.56%
	3분위	1685	20.75%
	4분위	1740	21.43%
	5분위	1574	19.39%
3대 중증 응급질환			
	진단받지 않음	5712	70.35%
	진단받음	2407	29.65%
의료기관 종류			
	상급종합병원	1619	19.94%
	종합병원	4546	55.99%
	병·의원	1954	24.07%
국공립 여부			
	국공립	817	10.06%
	사립	7302	89.94%
응급실 내원 수단			
	구급차	1488	18.33%
	개인차량	4910	60.48%
	택시	1267	15.61%
	도보	454	5.59%
응급실까지 소요된 시간(분)			
	Mean ± SD	21.46	22.95
응급실에서 머문 시간(분)			
	Mean ± SD	140.84	174.73
응급의료비(원)			
	Mean ± SD	1265044	3663355
응급실에서 받은 서비스			
	수술	304	3.74%
	수술 이외의 치료(약물, 수혈, 검사 등)	7815	96.26%
응급의료 이용 후 결과			
	귀가	4566	56.24%
	입원	3016	37.15%
	사망	537	6.61%

2. 응급실까지 도착하는데 소요된 시간에 영향을 미치는 요인

응급실에 도착하는데 소요된 시간에 영향을 미치는 요인들을 분석하기 위해 종속 변수는 소요시간으로 설정하였고, 개인적 특성과 지역별 특성이 미치는 영향을 분석하기 위해 다수준 분석을 시행하였으며 결과는 표 3과 같다. 기초모형의 지역 수준의 분산은 11.961로 통계적으로 유의하게 나타나 응급실까지 도착하는데 소요된 시간에 지역 특성을 고려하여 분석하는 다수준 분석이 타당함을 입증한다. 종속 변수인 소요시간의 전체 분산 중 지역 수준의 분산이 차지하는 비율을 나타내는 ICC는 0.023으로 소요시간의 총 분산(개인분산 + 지역분산) 중 지역 수준이 2.3%를 설명하는 것으로 나타났다. Model 1과 Model 2를 비교하였을 때, 개인적 특성이 반영된 변수는 지역 분산의 18.7%를 설명하였고, Model 1과 Model 3을 비교하였을 때, 지역 변수는 지역 분산의 21.5%를 설명하였으며, Model 1과 Model 4를 비교하였을 때, 개인 변수와 지역 변수의 분산이 지역 분산의 30.3%를 설명하였다.

개인 변수만을 포함한 Model 2의 결과, 소요시간에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수는 성별, 연령, 혼인 여부, 교육수준, 응급실 내원 수단이였다. 남성이 여성보다 소요시간이 1.729분 더 길었고, 연령이 1년 증가할수록 0.169분이 더 길었다. 기혼이 미혼보다 2.796분 덜 걸리는 것으로 나타났다. 교육수준은 초졸 이하보다 중졸은 유의하지 않았으나 감소하는 방향으로 나타났고, 고졸은 2.127분, 대졸 이상은 2.619분 감소하는 것으로 나타났다. 내원 수단은 도보보다 구급차는 7.430분 증가하는 것으로 나타났고, 개인 차량은 11.921분, 택시는 9.815분 증가하는 것으로 나타났다. 지역 변수만을 고려한 Model 3의 결과, 유의한 지역 변수는 면적 100km²당 지역별 의료기관 수, 지역별 인구밀도로 나타났다. 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수는 감소할수록, 지역별 인구밀도는 증가할수록 소요시간이 증가하는 것으로 나타났다.

개인 변수와 지역 변수를 모두 고려한 Model 4의 결과, 소요시간에 통계적으로 유의한 영향을 미친 개인 변수는 성별, 연령, 혼인 여부, 교육수준, 응급실 내원 수단이였고, 지역 변수는 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수로 나타났다. 남성이 여성보다 소요시간이 1.727분 더 증가하는 것으로 나타났고, 연령은 1년 증가할수록 0.169분 증가하는 것으로 나타났다. 기혼이 미혼보다 2.813분 감소하는 것으로 나타났으며, 교육수준은 초졸 이하보다 중졸은 감소하는 방향으로, 고졸은 2.094분, 대졸 이상은 2.588분 감소하는 것으로 나타났다. 응급실 내원 수단은 도보보다 구급차가 7.369분 증가하는 것으로 나타났고, 개인 차량은 11.862분, 택시는 9.801분 증가하는 것으로 나타났다. 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수가 증가할수록 소요시간은 감소하는 것으로 나타났다. Model 4의 지역 수준 분산은 8.332로 Model 2와 비교하였을 때, 지역 관련 변수가 지역 간 차이를 8.8% 설명하는 것으로 나타났다.

[표 3] 응급실까지 소요된 시간에 영향을 미치는 요인들에 대한 다수준 분석 결과

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Intercept	21.481	5.781**	25.094***	9,378***
	0.140	0.001	0.000	0.000
성별		1.729**		1.727**
		0.001		0.001
연령		0.169***		0.169***
		0.000		0.000
혼인 여부		-2.796*		-2.813**
		0.010		0.009
교육수준				
초졸 이하		ref		ref
중졸		-0.384		-0.384
		0.616		0.615
고졸		-2.127**		-2.094**
		0.001		0.001
대졸 이상		-2.619**		-2.588**
		0.001		0.000
건강보험 가입 여부		-0.065		-0.012
		0.971		0.265
장애 여부		-0.169		-0.148
		0.837		0.857
만성질환 여부		-0.589		-0.657
		0.407		0.356
소득 수준				
1분위		ref		ref
2분위		0.952		0.917
		0.247		0.265
3분위		0.615		0.607
		0.482		0.487
4분위		-1.358		-1.391
		0.131		0.122
5분위		-0.488		-0.503
		0.602		0.591
3대 중증 응급질환 여부		0.485		0.487
		0.378		0.376
응급실 내원 수단				
구급차		7.430***		7.369***

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
		0.000		0.000
개인 차량		11.921***		11.862***
		0.000		0.000
택시		9.815***		9.801***
		0.000		0.000
도보		ref		ref
지역 관련 변수				
면적 100km ² 당 지역별 응급의료기관 수			-2.452**	-2.130*
			0.008	0.017
인구 10만 명당 지역별 구급차 수			-0.094	-0.112
			0.236	0.140
지역별 인구밀도			0.001*	0.001
			0.046	0.056
Random effect (variance)				
Level 2 (region)	11.961	9.722	9.388	8.332
Level 1 (individual)	517.872	497.994	517.511	496.661
Intraclass correlation (Model 1)	0.023			
Explained Variance(%)		18.7%	21.5%	30.3%

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

ref: Reference

3. 응급실에 도착하는데 소요된 시간이 환자의 예후 및 응급의료비 지출에 미치는 영향

응급실에 도착하는데 소요된 시간이 환자의 예후 및 응급의료비 지출에 미치는 영향을 분석하기 위해 다중 회귀분석 및 다항 로지스틱 회귀분석을 시행한 결과는 표 4와 같다. 응급의료비는 응급실에서 입원하는지에 따라 지출되는 비용의 편차가 크기 때문에 총진료비에 1을 더하여 로그를 취한 값으로 분석하였고, 환자의 예후는 귀가, 입원 및 전원, 사망인 범주형 변수를 종속 변수로 설정하여 분석하였다. 분석 결과, 환자의 예후와 응급의료비 지출은 모두 소요시간에 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다.

가. 환자의 예후 중 입원 및 전원에 미치는 영향요인

환자의 예후에 미치는 영향은 입원 및 전원과 사망이 다르게 나타났다. 입원 및 전원될 오즈가 통계적으로 유의하게 나타난 요인은 소요시간, 성별, 연령, 혼인 여부, 교육수준, 소득 수준, 건강보험 가입

여부, 장애 여부, 만성질환 여부, 응급실 처치, 응급실에서 머문 시간, 의료기관 종류, 교통수단으로 나타났다. 소요시간이 1분 증가할 때 귀가에 비해 입원 및 전원할 오즈는 1.010배(1.007-1.013)로 나타났고, 남성이 여성보다 입원 및 전원할 오즈가 1.264배(1.140-1.401)로 나타났다. 입원 및 전원이 예후로 나타날 오즈는 연령이 1년 증가할 때 1.025배((1.020-1.029)로 나타났고, 기혼이 미혼보다 0.568배(0.453-0.711)로 낮게 나타났다. 교육수준의 경우 초졸 이하에 비해 중졸이 입원 및 전원할 오즈가 0.748배(0.643-0.871), 고졸은 0.773배(0.678-0.882), 대졸 이상은 0.639배(0.547-0.747)로 나타났다. 소득 수준의 경우 1분위에 비해 2분위가 입원 및 전원할 오즈는 0.770배(0.654-0.906), 3분위는 0.805배(0.677-0.956), 4분위는 0.566배(0.473-0.677), 5분위는 0.601배(0.499-0.723)로 나타났다. 의료급여인 경우가 건강보험 가입자보다 입원 및 전원할 오즈가 1.667배(1.181-2.354)로 나타났고, 장애가 있는 경우는 없는 경우에 비해 오즈가 1.330배(1.129-1.567) 높은 것으로 나타났다. 만성질환이 있는 경우는 1.519배(1.302-1.771) 높은 것으로 나타났고, 3대 중증 응급질환은 입원 및 전원에 양의 영향을 미치지만 유의하지 않은 것으로 나타났다. 응급실 처치 종류의 경우, 수술 이외의 처치에 비해 수술한 경우의 입원 및 전원 오즈는 0.603배(0.453-0.802)로 나타났다. 응급실에서 머문 시간은 통계적으로 유의하지만 영향은 미미한 것으로 나타났다. 의료기관 종류는 상급종합병원이 병·의원보다 입원 및 전원 오즈가 1.418배(1.207-1.666) 높은 것으로 나타났고, 종합병원은 증가하는 것으로 나타났으나 유의하지는 않았다. 국공립병원보다 사립병원의 오즈가 증가하는 것으로 나타났으나 유의하지 않았으며, 교통수단은 도보에 비해 입원 및 전원할 오즈가 구급차가 3.791배(2.895-4.963), 개인 차량은 1.755배(1.368-2.252), 택시는 1.752배(1.338-2.296) 더 높은 것으로 나타났다.

나. 환자의 예후 중 사망에 미치는 영향요인

귀가에 비해 사망할 오즈가 통계적으로 유의하게 나온 요인들은 소요시간, 성별, 연령, 혼인 여부, 교육수준, 소득 수준, 장애 여부, 3대 중증 응급질환 진단 여부, 응급실 처치, 응급실에서 머문 시간, 의료기관 종류, 국공립 여부, 교통수단으로 나타났다. 소요시간이 1분 증가하면 사망할 오즈는 1.013배(1.009-1.016) 증가하는 것으로 나타났다. 남성이 여성보다 사망할 오즈가 1.610배(1.324-1.957) 높게 나타났으며, 연령이 1년 증가할수록 사망할 오즈가 1.032배(1.024-1.041) 증가하는 것으로 나타났다. 기혼이 미혼보다 사망할 오즈는 0.471배(0.299-0.742) 낮은 것으로 나타났으며, 교육수준의 경우 초졸 이하에 비해 나머지 군의 사망할 오즈가 낮게 나타났다. 중졸은 0.467배(0.351-0.621)로 나타났고, 고졸은 0.526배(0.414-0.669), 대졸 이상은 0.507배(0.375-0.687)로 나타났다. 소득 수준의 경우 1분위에 비해 2분위가 사망할 오즈는 1.373배(1.031-1.830), 3분위는 1.484배(1.088-2.025), 4분위와 5분위는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 의료급여인 경우가 건강보험 가입한 경우보다 사망할 오즈가 증가하였으나 유의하지 않았다. 장애가 있는 경우는 사망할 오즈가 2.111

배(1.646-2.708)로 나타났고, 만성질환이 있는 경우는 사망할 오즈가 증가했지만 유의하지 않았으며, 3대 중증 응급질환으로 진단받은 경우는 1.972배(1.620-2.402) 증가하는 것으로 나타났다. 응급실 처치 종류 중 수술한 경우는 수술 이외의 치료 경우보다 0.237배(0.114-0.492) 낮게 나타났다. 응급실에서 머문 시간은 1분 증가할수록 사망할 오즈는 유의하게 증가하는 것으로 나타났지만 효과는 작게 나타났다. 의료기관의 종류는 상급종합병원만 유의하게 나타났는데 병·의원에 비해 사망할 오즈가 1.432배(1.066-1.924)로 나타났다. 국공립병원보다 사립병원에서 사망할 오즈는 0.562배(0.430-0.735) 낮게 나타났다. 교통수단의 경우 사망할 오즈가 높게 나타났는데, 구급차는 13.991배(5.087-38.478)로 매우 높게 나타났고, 개인 차량의 경우 6.336배(2.327-17.248), 택시의 경우는 6.282배(2.263-17.440)로 나타났다.

다. 응급의료비 지출에 미치는 영향요인

응급의료비 지출에 통계적으로 유의하게 영향을 미치는 요인들은 소요시간, 성별, 혼인 여부, 교육수준, 소득 수준, 응급실에서 머문 시간, 의료기관 종류, 국공립병원 여부, 교통수단으로 나타났다. 소요시간이 1분 증가하면 응급의료비가 0.9% 증가하는 것으로 나타났다. 응급의료비에 성별의 경우, 남성이 여성보다 응급의료비가 14.9% 더 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 연령이 1년 증가할수록 응급의료비 지출은 2.2% 증가하였고, 기혼이 미혼보다 39.0% 감소하는 것으로 나타났다. 교육수준의 경우, 초졸 이하에 비해 중졸은 11.4%, 고졸은 11.2%, 대졸 이상이 응급의료비 지출이 14.9로 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 소득 수준은 1분위에 비해 모든 분위 수가 응급의료비 지출이 감소하는 방향으로 나타났으며, 4분위는 17.1%, 5분위는 24.4%로 유의하게 감소하였다. 건강보험 가입한 군보다 가입하지 않은 군이 의료비 지출이 증가하는 것으로 나타났으나 유의하지 않았다. 장애가 있는 경우는 응급의료비 지출이 증가하는 것으로 나타났으나 통계적으로 유의하지 않았다. 만성질환자의 경우는 아닌 경우보다 응급의료비 지출이 감소하는 방향으로 나타났으나 유의하지 않았다. 3대 중증 응급질환으로 진단받은 사람은 응급의료비가 32.2% 증가하는 것으로 나타났다. 응급실 처치의 경우, 수술한 경우가 유의하지 않지만 증가하는 방향으로 나타났다. 응급실에서 머문 시간이 1분 증가할수록 응급의료비 지출이 1.0% 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 상급종합병원은 병·의원보다 응급의료비 지출이 139.7%, 종합병원은 71.2% 증가하는 것으로 나타났다. 사립병원이 국공립병원보다 12.7% 지출이 증가하는 것으로 나타났다. 마지막으로 응급실 내원 수단은 도보보다 구급차를 이용하는 경우가 128.1%, 개인 차량을 이용하는 경우는 54.6%로, 택시를 이용하는 경우는 63.1% 증가하는 것으로 나타났다.

[표 4] 환자의 예후와 응급의료비 지출에 영향을 미치는 요인

		내원 후 결과(OR)		
		입원 및 전원	사망	log(응급의료비)
소요시간		1.010*** (1.007-1.013)	1.013*** (1.009-1.016)	0.009*** 0.000
개인 관련 변수				
성별				
	여성	ref	ref	ref
	남성	1.264*** (1.140-1.401)	1.610*** (1.324-1.957)	0.149*** 0.000
연령		1.025*** (1.020-1.029)	1.032*** (1.024-1.041)	0.022*** 0.000
혼인 여부				
	미혼	ref	ref	ref
	기혼	0.568*** (0.453-0.711)	0.471** (0.299-0.742)	-0.390*** 0.000
교육수준				
	초졸 이하	ref	ref	ref
	중졸	0.748*** (0.643-0.871)	0.467*** (0.351-0.621)	-0.114* 0.049
	고졸	0.773*** (0.678-0.882)	0.526*** (0.414-0.669)	-0.112* 0.025
	대졸 이상	0.639*** (0.547-0.747)	0.507*** (0.375-0.687)	-0.149** 0.009
소득 수준				
	1분위	ref	ref	ref
	2분위	0.770** (0.654-0.906)	1.373* (1.031-1.830)	-0.098 0.116
	3분위	0.805* (0.677-0.956)	1.484* (1.088-2.025)	-0.006 0.927
	4분위	0.566*** (0.473-0.677)	0.958 (0.681-1.349)	-0.171* 0.011
	5분위	0.601*** (0.499-0.723)	0.918 (0.638-1.323)	-0.244** 0.001
건강보험 가입 여부				
	건강보험 가입자	ref	ref	ref
	의료급여	1.667** (1.181-2.354)	1.663 (0.859-3.221)	0.095 0.472
장애 여부				

	내원 후 결과(OR)		
	입원 및 전원	사망	log(응급의료비)
없음	ref	ref	ref
있음	1.330** (1.129-1.567)	2.111*** (1.646-2.708)	0.013 0.833
만성질환 여부			
없음	ref	ref	ref
있음	1.519*** (1.302-1.771)	1.200 (0.876-1.643)	-0.012 0.820
응급의료 관련 변수			
3대 중증 응급질환	1.072 (0.955-1.204)	1.972*** (1.620-2.402)	0.322*** 0.000
응급실 처치			
수술	0.603** (0.453-0.802)	0.237*** (0.114-0.492)	0.156 0.125
수술 이외의 치료 (약물, 수혈, 검사 등)	ref	ref	ref
응급실에서 머문 시간	1.000* (1.000-1.001)	1.001*** (1.001-1.001)	0.001*** 0.000
의료기관 종류			
상급종합병원	1.418*** (1.207-1.666)	1.432* (1.066-1.924)	1.397*** 0.000
종합병원	1.093 (0.963-1.242)	1.003 (0.779-1.293)	0.712*** 0.000
병·의원	ref	ref	ref
국공립 여부			
국공립	ref	ref	ref
사립	1.065 (0.897-1.265)	0.562*** (0.430-0.735)	0.127* 0.047
응급실 내원 수단			
구급차	3.791*** (2.895-4.963)	13.991*** (5.087-38.478)	1.281*** 0.000
개인 차량	1.755*** (1.368-2.252)	6.336*** (2.327-17.248)	0.546*** 0.000
택시	1.752*** (1.338-2.296)	6.282*** (2.263-17.440)	0.631*** 0.000
도보	ref	ref	ref

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

Ref: reference, OR: odds ratio, CI: confidence interval

V. 고찰 및 결론

1. 연구결과 고찰

본 연구는 지역별 특성이 응급의료 접근성에 미치는 영향을 보고 이로 인한 접근성의 차이가 환자의 예후와 응급의료비 지출에 어떠한 영향을 주는지 분석하고자 하였다. 이를 위해 지역별 특성과 응급의료의 접근성을 대표하는 변수인 응급실까지 도착하는데 소요된 시간의 관계를 규명하고자 다수준 분석을 시행하였고, 소요시간이 환자의 예후와 응급의료비 지출에 미치는 영향을 규명하기 위해 다중 회귀분석과 다항 로지스틱 회귀분석을 시행하였다.

가. 지역 특성이 응급실까지 도착하는데 소요된 시간에 미치는 영향

응급실에 도착하는데 소요된 시간에 영향을 미치는 종속 변수만 넣은 null model인 Model 1, 개인 특성만 반영한 Model 2, 지역 특성만 반영한 Model 3, 개인 특성과 지역 특성을 모두 반영한 Model 4를 설정하였다. 그 결과, 소요시간에 유의한 영향을 미치는 개인 특성의 요인으로는 성별, 연령, 혼인 여부, 교육수준, 응급실 내원 수단으로 나타났다. 남성이면서 고연령일수록 소요시간이 늘어나므로 응급의료에 대한 접근성이 떨어진다고 볼 수 있다. 연령에 관한 본 연구의 결과는 고령일수록 응급실 내원 시 지연될 가능성이 크다고 나온 선행연구 결과와 일치한다(Moser DK et al, 2005; McKinley S et al, 2000; O'Donnell S, 2006). 성별의 경우, 급성심근경색 및 뇌졸중의 연구결과와는 상반된 결과인데, 그 이유는 본 연구의 대상이 응급실에 내원한 모든 환자이기 때문에 중증외상과 감염성 질환 등으로 내원하는 비율이 높고 특히 중증외상은 남성 비율이 더 높아서 결과에 영향을 미친 것으로 보인다(정경원 외, 2011). 기혼일수록 소요시간이 감소하는 것으로 나타났는데, 이는 급성심근경색 및 뇌졸중 환자를 대상으로 응급실 내원 지연 여부에 관해 연구한 선행문헌들의 결과와 일치한다. 선행연구에서는 혼자서 이벤트를 겪을 때보다 주변의 도움을 받을 수 있는 상황일 때 응급실 내원 시 소요시간이 더 적은 것으로 나타났으며(Herlitz et al, 2010), 기혼자들 또한 소요시간이 유의하게 적게 나타났다(Brokalaki et al, 2011). 교육수준이 높을수록 질환 및 질병 혹은 응급한 상황 대처에 대한 정보 습득이 쉬우므로 응급실 내원시간이 감소한다는 연구결과가 있으며(Goff et al, 2004), 이를 고려하였을 때 교육수준에 따른 소요시간의 감소는 기존의 연구와 유사한 결과를 나타냈다고 볼 수 있다. 소요시간에 유의한 영향을 미친 지역 특성의 요인은 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수로, 이것이 증가할수록 응급실까지 소요시간이 감소한다고 나타났다. 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수가 증가하면, 같은 면적 안에서 환자가 내원할 수 있는 응급의료기관 수가 늘어나므로 응급실까지 소요시간이 감소하고 환자의 응급의료에 대한 접근성이 향상되었다고 볼 수 있다.

개인 변수와 지역 변수를 모두 고려한 Model 4의 결과 중 주목해야 하는 것은 다음과 같다. 첫째,

Model 3에서 유의했던 지역별 인구밀도의 경우, 개인 변수가 통제된 Model 4에서 유의하지 않게 바뀐 점이다. Model 3에서 지역별 인구밀도가 증가할수록 소요시간이 증가하는 것으로 나왔으나, 개인 변수를 통제한 Model 4에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 인구밀도가 개인 변수와 연관이 있는 것을 알 수 있다. 둘째, Model 1에서 Model 4로 갈수록 지역 분산의 설명 가능한 비율이 증가했다는 점이다. 이는 본 연구에서 설정한 지역 관련 변수가 응급실까지 소요시간에 무시할 수 없는 영향을 미치고 있으며, 다수준 분석으로 응급의료의 접근성에 영향을 미치는 요인들을 분석한 방법이 타당함을 보여준다.

나. 환자의 예후 및 응급의료비 지출에 미치는 영향요인

응급실까지 도착하는데 소요된 시간이 증가할수록 환자의 예후는 귀가보다 입원 및 전원을 하거나 사망할 가능성이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 응급의료비 지출도 소요시간이 증가할수록 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 소요시간의 순수한 효과만을 보기 위해 응급실에서 머문 시간과 응급실에서 받는 처치 종류를 통제하였음에도 불구하고 양의 방향으로 유의한 결과를 보였다. 응급한 상황으로 응급실에 내원하는 경우가 많으므로 소요시간에 따라 중증도가 달라질 수 있다. 중증도에 따라 응급의료비 지출이 달라질 수 있으며, 중한 질환일수록 응급의료비 지출이 증가할 것이다. 응급실에 내원하는 환자들은 위급한 환자가 많으므로 응급실까지 도착하는 시간이 빠를수록 신속한 치료가 가능하다. 하지만 소요시간이 증가하면 신속한 치료가 어려우므로 환자의 예후가 나빠질 가능성이 크며, 이는 입원 및 전원과 사망할 가능성이 크게 나온 본 연구의 결과와 상통한다. 이는 본 연구가설이 타당함을 입증한다.

응급의료비 지출과 환자의 예후에 모두 유의하게 영향을 미치는 개인적 요인은 성별, 혼인 여부, 교육수준, 소득 수준으로 나타났다. 응급실 다방문 환자의 임상적 특성을 분석한 선행연구에서는 응급실 다방문 환자는 남성이고, 고령이며, 중증 질환을 앓고 있으며, 소득 수준이 낮아 의료보호에 속하는 경우가 많은 것으로 나왔다(송형근, 2011). 이 선행연구를 토대로 본 연구결과를 분석하면 성별의 경우, 남성이 여성보다 응급의료비가 유의하게 증가하고 환자의 예후도 남성이 더 나빠지는 것으로 나타났는데, 그 이유는 남성이 응급실에 내원할 때 중증인 경우가 여성보다 더 많기 때문이다. 연령이 증가할수록 응급의료비 지출이 증가하고 예후가 나빠지는 것으로 나타난 이유는 기저질환이 있을 가능성이 크며, 노화로 인한 신체 기능 저하와 건강 악화로 인해 중증으로 응급실에 내원할 가능성이 크기 때문이다. Herlitz의 연구(2010)에 따르면, 혼자서 이벤트를 겪을 때보다 주변의 도움을 받을 수 있는 상황일 때 응급실 내원하는데 소요되는 시간이 더 적은 것으로 나타났는데(Herlitz et al, 2010), 기혼이 미혼에 비해 응급의료비 지출이 감소하고 예후가 좋은 방향으로 나타난 이유는 이와 상통한다. 즉, 주변의 도움을 받아 응급의료에 대한 접근성이 미혼에 비해 좋으므로 응급질환의 신속한 치료가 가능하고 이로 인해 응급의료비 지출은 감소하고 예후가 나빠질 가능성이 작다.

본 연구결과에서 교육수준은 초졸 이하보다 그 이상의 학력을 가진 경우가 응급의료비 지출이 감소하고 예후가 좋은 것으로 나타났는데, 이는 앞선 결과에서 교육수준이 높을수록 응급의료에 대한 접근성이 높아지는 것과 상통한다. 선행연구에 따르면 교육수준이 증가할수록 건강수명도 증가하는 경향이 나타난다는 연구결과가 있는데, 그 이유는 교육수준이 낮을수록 건강증진 서비스의 혜택에서 멀어서 건강수명을 결정하는 기대여명과 건강 지표 모두가 낮게 나타나기 때문이다(Perenboom, 2005; 강은정, 조영태, 2009). 소득 수준은 1분위에 비해 4, 5분위에서만 유의하게 응급의료비 지출이 감소하는 방향으로 나타났으며, 예후의 경우 소득 수준이 높을수록 유의하게 입원 및 전원이 될 가능성은 적게 나타났지만, 사망할 가능성은 2, 3분위에서만 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 선행연구에 따르면 저소득 계층의 의료비 지출이 고소득 계층보다 많이 늘어나는 경향을 보이며, 이는 의료이용의 상대적 증가로 볼 수 있고 소득계층에 따른 의료이용의 차이가 감소했다고도 볼 수가 있다(허순임, 2009).

환자의 예후에만 영향을 미치는 개인적 특성으로는 건강보험 가입 여부와 장애 여부, 만성질환 여부가 있다. 의료급여 수급권자는 건강보험 가입자보다 입원 및 전원할 가능성이 유의하게 나빠지는 것으로 나타났다. 선행연구에 따르면 의료급여 만성질환자의 질병으로 인한 응급실 이용 위험은 건강보험 만성질환자보다 약 2배 높게 나타났다. 이러한 이유는 의료급여 환자의 외래방문 시 최소한의 보험 적용 의료서비스만 이용하여 충분한 치료가 이루어지지 못하여 입원 및 응급실의 많은 이용이 나타날 수 있기 때문으로 보인다. 그리고 경제적으로 매우 취약한 의료급여 환자의 경우 외래 이용 시 부담해야 하는 비용에 대한 부담으로 건강상태가 악화될 때까지 치료를 미루다가 상태가 많이 악화되면 본인 부담이 없는 응급실로 내원할 가능성이 있다(박수정 외, 2015). 이는 의료급여 수급권자는 의료이용에 대한 경제적 접근성이 떨어지기 때문으로 보인다. 장애 기간이 길수록 기능상태의 악화, 노화 등으로 인해 의료에 대한 욕구는 높아지는 데에 반해, 장애 관련 지원 혜택은 한정되어 있고, 경제적 불안정은 지속되기 때문에 필요로 하는 서비스에 충분히 접근하지 못한다는 선행연구가 있다(Ponzio et al, 2015; 전보영, 권순만, 2015). 장애가 있는 경우는 환자의 예후가 유의하게 나빠지는 결과를 얻었는데, 선행연구의 결과와 상통한다. 응급의료의 경우 신속한 의료이용이 환자의 생존에 직결되는데, 장애가 있는 경우에 의료이용의 접근성이 저하되어 예후도 나빠질 가능성이 크다. 만성질환이 있는 경우는 입원 및 전원할 가능성은 크지만, 사망 위험은 크지 않은 것으로 나타났다. 만성질환을 기저질환으로 앓고 있는 환자의 경우는 기저질환에 의한 합병증 등으로 입원할 가능성이 크지만, 그만큼 건강에 대한 경각심이 높으므로 대비를 할 가능성이 높으며, 이는 송형근(2011)의 연구결과와 상통한다.

응급의료비 지출과 환자의 예후에 유의한 영향을 미친 응급의료 이용 요인으로는 응급실에서 받은 처치, 응급실에서 머문 시간, 의료기관 종류, 국공립병원 여부, 응급실 내원 수단으로 나타났다. 응급실에서 수술 이외의 처치를 한 경우보다 수술한 경우가 응급의료비 지출은 증가하고 예후는 더 좋아지는 것으로 나왔다. 수술 이외의 처치를 했을 때보다 수술을 했을 때가 예후가 더 좋게 나온 것은 응급실 질환일수록 치료를 적절히 하였지만, 수술 이외의 처치를 받은 경우는 질환의 심각성에 비해 적절한

치료를 받지 못했을 가능성이 크다. 수술한 경우 환자의 예후가 좋아진 결과에 관한 추후 연구가 필요할 것이다. 응급실에서 머문 시간은 유의한 결과가 나왔으나 영향은 미미하게 나왔다. 머문 시간은 입원 기간이 포함되지 않고 응급실에서만 머문 시간이며, 입원 및 전원된 환자의 응급의료비는 입원비용과 합쳐서 정산됐다. 따라서 응급실에 머문 시간은 최댓값이 300시간이며 분산은 작지만, 응급의료비 분산은 매우 크므로 머문 시간이 미치는 영향은 미미할 수밖에 없다. 환자의 예후도 머문 시간이 증가할수록 나빠질 가능성이 높게 나왔으며, 이 역시 응급실에서만 머문 시간을 반영한 분석의 결과이지만 오래 머물수록 중증일 가능성이 높기 때문에 타당한 결과라고 볼 수 있다. 의료기관 종류에서 상급종합병원과 종합병원일수록 응급의료비 지출이 증가하는데 그 이유는 장비가 더 많이 갖춰져 있고, 비용이 많이 들어가는 치료를 할 수 있는 곳이 상급종합병원과 종합병원이기 때문이다. 상급종합병원만 유의하게 예후가 나빠지는 것으로 나왔는데, 그 이유는 중증인 환자들이 치료를 위해 상급종합병원에 내원하거나 전원될 가능성이 높거나 상급종합병원 응급실의 과밀화 때문이다. 국공립은 사립보다 비용이 더 적기 때문에 응급의료비가 적은 것으로 나타났다. 응급한 의뢰서비스가 필요한 경우에도 사회경제적 약자들인 노인, 저소득층, 국가 유공자 또는 의료급여자, 만성질환자, 장애가 있는 환자들은 사립병원보다는 국공립병원을 더 선택한다는 선행연구결과에 부합한다(길미령, 2017). 사립병원이 사망할 가능성이 줄어드는 것으로 나왔는데 이는 의료 요구가 높은 환자의 경우 경제적인 이유로 국공립병원을 더 선택한다는 연구(길미령, 2017)와 건강상태가 좋지 않은 사람이 저소득층에 집중되어 있으며 저소득 계층일수록 건강상태가 좋지 않기 때문에 의료 요구가 더 높다는 연구를 뒷받침한다고 볼 수 있다(서남규, 2013). 응급실 내원 수단의 결과의 경우, 도보에 비해 다른 내원 수단이 의료비 지출이 증가한 것은 도보로 응급실에 내원하는 환자는 질환이 경증일 가능성이 높고, 중증이어도 병원 근처에서 응급실로 내원했을 가능성이 커서 신속한 치료가 가능하기 때문이다. 구급차가 의료비 지출이 가장 높았는데, 구급차를 이용하는 환자는 중증일 가능성이 매우 크기 때문에 처치나 치료 비용이 더 들어갔을 가능성이 크다. 예후도 도보에 비해 다른 내원 수단이 나쁠 가능성이 큰 이유는 병원 간 전원을 한 환자 중 중환자실에 입원한 비율이 소방구급차군, 자가 이동순으로 나왔다는 선행연구 결과를 뒷받침한다(왕일재 외, 2018).

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 다수준 분석이 level 2의 수는 25개를 넘는 것을 권장하고 있지만 본 연구는 데이터에서 얻을 수 있는 지역에 대한 정보가 16개의 시, 도만 있어서 level 2의 권장 수에 미치지 못한다. 25개 이상을 권장하는 이유는 이분산성의 문제점이 있기 때문이다. 지역별 특성에 따른 응급의료 접근성이 응급의료비 지출과 환자의 예후에 미치는 영향을 정확하게 분석하기 위해서는 시군구 단위의 지역 변수를 설정하여 응급의료 취약지를 반영한 후 다수준 분석을 시행했어야 했으나, 시도를 기준으로 지역별 특성이 접근성에 미치는 영향만 다수준 분석을 시행하였다. 두 번째 한계점은 본 연구의 주제에 적합한 변수를 찾기 어려웠다는 점이다. 응급의료의 접근성을 보기 위해서는 거리 등의 다양한 변수를 고려해야 하지만 물리적 접근성과 관련된 변수 중 활용할 수 있는

것은 소요시간밖에 없으므로 이것만 반영하여 접근성을 정의하였다. 세 번째 한계점은 응급환자의 중증도를 반영하기가 어려워서 3대 중증 응급질환이라는 변수로 대신하였다는 점이다. 3대 중증 응급질환이 비록 골든 타임이 중요한 질환이기는 하나 응급질환에는 KTAS라는 중증 분류체계가 있다. KTAS는 Canadian Triage and Acuity scale을 기반으로 하여 개발된 분류 도구로, 국내 지역 및 권역 응급의료센터에서 중증도 분류에 사용되고 있다(Kim et al, 2016). 이 분류체계를 활용하여 분석했다면 정밀한 분석이 가능했을 것이다. 네 번째로 환자의 예후에 미치는 다른 요인들을 고려하기 어려웠다는 점도 한계점이다. 비록 권역, 지역 응급의료센터를 존재하는 상급종합병원, 종합병원에 지정하기는 하나, 의료기관 종류보다는 응급의료센터 체계를 반영하는 것이 타당하며, 입원의 종류도 일반 입원, 중환자실 입원 등을 반영하는 것이 더 정확한 분석에 도움이 될 것이다.

2. 결론

본 연구는 지역별 특성이 응급의료의 물리적 접근성에 미치는 영향과 응급의료 접근성이 환자의 예후와 응급의료비 지출에 미치는 영향에 대해 규명하고자 하였다. 다수준 분석 결과, 지역 변수는 접근성에 미치는 영향요인 모델의 상당 부분을 설명하는 것으로 밝혀졌으며, 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수 소요시간을 감소시키는 것으로 나타났다. 개인 변수의 경우, 소요시간에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 변수는 성별, 연령, 혼인 여부, 교육수준, 응급실 내원 수단이였다. 응급실까지 도착하는데 소요된 시간이 증가할수록 응급의료비 지출은 증가하고 환자의 예후는 나빠지는 것을 확인할 수 있었다. 이 외에도 응급의료비 지출과 환자의 예후에 모두 유의하게 영향을 미치는 개인적 요인은 성별, 혼인 여부, 교육수준, 소득 수준으로 나타났다. 따라서 본 연구를 통해 응급의료의 접근성은 지역별 특성에 영향을 받으며, 이것이 응급의료비 지출 및 환자의 예후에 영향을 미친다는 것도 규명하였다는 점에서 연구의 의의가 크다.

언제 어디서나 응급한 상황은 발생할 수 있으며, 누구나 응급한 상황으로 응급실에 내원할 수 있으므로 응급의료의 접근성은 매우 중요하다. 2018~2022년의 응급의료 개편계획안에 따르면 다음과 같은 목표를 가지고 있다. 응급환자 발생부터 최종치료까지 통합적 서비스 제공하는 것, 기능적 내실화를 통해 적시에 중증 응급환자 치료하는 것, 지방정부의 응급의료체계 관리 권한과 책임을 강화하는 것, 환자 중심의 편리하고 안전한 응급의료서비스를 구현하는 것이다(보건복지부, 2018). 본 연구는 응급의료의 접근성이 지역별 특성에 영향을 받는다는 것을 규명하였고, 이것이 응급의료비 지출 및 환자의 예후에 유의한 영향을 미쳤음을 밝혔다. 본 연구는 응급의료 기본계획의 목표를 달성하는데 현 응급의료 시스템의 한계점을 보완하기 위한 기초자료로 활용이 가능할 것이며, 지역 간 응급의료 접근성의 격차를 확인할 수 있고, 지역별 응급의료 질 향상을 위한 정책의 기초자료로서의 활용을 기대할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강은정, 조영태. (2009). 성별 교육수준별 건강수명의 형평성과 정책과제. 보건복지포럼, 149(0), 15-25.
- 권순만, 강현진. (2016). 지역별 심뇌혈관질환 사망률의 차이 및 영향요인. 보건행정학회지, 26(1), 12-23.
- 권역외상센터의 중증외상환자 수가 개선방안, 2014, 아주대학교 산학협력단. Reterieved from 보건복지부
- 김동진, 2013, 농어촌 응급의료서비스 현황 및 접근성 제고 방향, 보건복지포럼, 4월 198호, 79-89.
- 김수정, 김보린, 박소정 (2015). 만성질환자의 예방가능한 입원 및 질병으로 인한 응급실 방문: 의료급여 수급여부를 중심으로. 보건사회연구, 35(2), 405- 428.
- 김혜심, 2018, 응급의료기관을 내원한 급성심근경색 및 뇌졸중 환자의 병원 간 전원 및 전원 후 사망의 지역 간 비교, 박사 학위 논문, 한양대학교 보건대학원
- 박도중, 박찬용, 조현민, 이강현, 한호성. (2017). 한국 외상센터의 현실과 과제. J Korean Med Assoc. 60(7):530-532. <https://doi.org/10.5124/jkma.2017.60.7.530>
- 박소정, 김수정, 김보린. (2015). 만성질환자의 예방 가능한 입원 및 질병으로 인한 응급실 방문: 의료급여 수급 여부를 중심으로. 보건사회연구, 35(2), 405-428.
- 박정환, 우현지, 김영훈. (2017). 수정 3SFCA 모형을 활용한 응급의료서비스 접근성 분석. 한국지역지리학회지, 23(2), 388-402.
- 서남규 외. (2013). 2013년 한국의료패널 심층분석보고서. 국민건강보험공단.
- 송형곤, 송진우, 홍종근, 신태건. (2011). 원저 : 응급실 다방문환자의 임상적 특성에 관한 연구 -응급실 다방문환자의 응급실 과밀화 및 중증도와의 관련성-. 대한응급의학회지, 22(1), 86-92.
- 안혜미, 김형수, 이건설, 이정현, 정효선, 장성훈, 이경룡, 김성해, 신은영. (2016). 급성심근경색 환자의 증상 발현 후 골든타임내 응급의료센터 도착률 및 지연에 관련된 요인. 대한간호과학회지, 46(6), 804-812.
- 여지영, 정형선. (2015). 우리나라 의원에서의 공급자 유인수요 실증분석: 유인수요 효과와 가용성 효과의 구분. 보건행정학회지, 25(1), 53-62.
- 오영호. (2013). 우리나라 공공보건의료의 문제점과 정책방향. 보건복지포럼, 2013(6).
- 응급의료 선진화 추진계획 중간성과 분석 연구. (2011). Retrieved from 한국보건산업진흥원
- 이강현, 강성준, 박일환, 오진록, 배금석, 조민수, 김완식, 황금. (2007). 원저 : 외상으로 인한 사망

- 환자의 임상적 분석. 대한외상학회지, 20(2), 96-100.
- 이강호, 김미정, 박재성, 조석주, 염석란, 조영모, 황성연, 왕일재, 배병관. (2018). 응급실 퇴실 배치와 한국형 응급환자 분류체계를 통한 응급 여부, 내원 수단의 관계. 대한응급의학회지, 29(2), 144-151.
- 이무송, (2004). 다수준 분석(Multi-level analysis), 예방의학회지, 37(3), pp. 212-216,
- 이유진, 김의준. (2015). 의료시설 접근성과 대중교통 접근성이 농촌 및 도시 지역 거주 노인의 주관적 건강상태에 미치는 영향 분석. 한국지역개발학회지, 27(1), 65-87.
- 이정찬, 김계현, 김한나, 박윤희. (2011). 응급의료서비스 이용자의 만족도와 그 영향 요인 분석. 대한응급의학회지, 제22권.
- 임준홍, 박정환 (2016). 응급의료서비스 취약지역의 공간적 분포와 응급환자 발생 특성. 국토계획, 51(1), 63-75
- 전보영, 권순만. (2015). 장애인의 보건의료 접근성 저해 요인: 경제적 부담, 교통 불편, 시간적 제약으로 인한 미충족 의료를 중심으로. 사회보장연구, 31(3), 145-171.
- 조현민. 한국의 권역별 외상센터 사업의 안정화를 위한 제언. J Korean Med Assoc. 2016 Dec; 59(12):931-937. <https://doi.org/10.5124/jkma.2016.59.12.931>
- 최영은, 이강숙. (2013). 입원 중증 손상 환자의 사망과 전원에 영향을 미치는 요인에 관한 다수준분석. 보건행정학회지, 23(3), 233-243.
- 최천근, 길미령. (2017). 응급의료서비스 이용자의 국공립병원 선택요인에 관한 연구. 한국정책학회보, 26(3), 23-50.
- 허순임. (2009). 소득계층별 의료비 부담의 추이. 보건복지포럼, 149(0), 48-62.
- 2018-2022년 응급의료 기본계획(안). 2018. Retrieved from 보건복지부
- André Busato, Pius Matter, Beat Künzi, David Goodman, Geographic variation in the cost of ambulatory care in Switzerland. J Health Serv Res Policy. 2012 Jan; 17(1): 18-23. Published online 2011 Oct 18. doi: 10.1258/jhsrp.2011.010056
- Bamezai A., Melnick G., Nawathe A. (2005). The cost of an emergency department visit and its relationship to emergency department volume. Annals of Emergency Medicine, 45(5), pp.483-490.
- Bello, A. K., Hemmelgarn, B., Lin, M., Manns, B., Klarenbach, S., Thompson, S., & Tonelli, M. 2012. Impact of Remote Location on Quality Care Delivery and Relationships to Adverse Health Outcomes in Patients with Diabetes and Chronic Kidney Disease. Nephrology Dialysis Transplantation, vol.27, no.10, pp. 3849-3855

- Brokalaki, H. , Giakoumidakis, K. , Fotos, N. , Galanis, P. , Patelarou, E. , Siamaga, E. and Elefsiniotis, I. (2011), Factors associated with delayed hospital arrival among patients with acute myocardial infarction: a cross-sectional study in Greece. *International Nursing Review*, 58: 470-476. doi:10.1111/j.1466-7657.2011.00914.x
- Carr BG, Branas CC, Metlay JP, Sullivan AF, Camargo CA Jr. Access to emergency care in the United States. *Ann Emerg Med*. 2009; 54(2):261-269. doi:10.1016/j.annemergmed.2008.11.016
- D.H. Cho(2017), A Review of Evaluation Methods for Spatial Equity of Public Service Distributions, *Journal of Geography Education*, Vol.48;100-12
- David C Goff, Paul Mitchell, John Finnegan, Dilip Pandey, Vera Bittner, Henry Feldman, Hendrika Meischke, Robert J Goldberg, Russell V Luepker, James M Raczynski, Lawton Cooper, Clay Mann, Knowledge of heart attack symptoms in 20 US communities. Results from the rapid early action for coronary treatment community trial, *Preventive Medicine*, Volume 38, Issue 1, 2004, Pages 85-93, ISSN 0091-7435, <https://doi.org/10.1016/j.ypmed.2003.09.037>.
- Hong, T., Oddone, E., Weinfurt, K., Friedman, J., Schulman, K., & Bosworth, H. 2004. The Relationship Between Perceived Barriers to Healthcare and Self-Rated Health. *Psychology, Health and Medicine*, vol.9, no.4, pp. 476-482.
- J. Herlitz, M. Thuresson, L. Svensson, J. Lindqvist, B. Lindahl, C. Zedigh, M. Jarlöv, Factors of importance for patients' decision time in acute coronary syndrome, *International Journal of Cardiology*, Volume 141, Issue 3, 2010, Pages 236-242, ISSN 0167-5273, <https://doi.org/10.1016/j.ijcard.2008.11.176>.
- Kanuganti, S., Sarkar, A.K., and Singh, A.P., 2016, Evaluation of access to health care in rural areas using enhanced two-step floating catchment area(E2SFCA) method, *Journal of Transport Geography*, 56, 45-52.
- Kim, J. H., et al. (2016). "Validation of the Korean Triage and Acuity Scale Compare to Triage by Emergency Severity Index for Emergency Adult Patient: Preliminary Study in a Tertiary Hospital Emergency Medical Center." *Journal of The Korean Society of Emergency Medicine* 27(5): 436-441.
- Lee, Hojun and Hong, SokChul, An Estimation on the Economic Value of Emergency Medical Facilities, November 29, 2014. *KDI Journal of Economic Policy* 2014, 36(4) 103-133. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2777349>

- McKinley S, Moser DK, Dracup K. Treatment-seeking behavior for acute myocardial infarction symptoms in North America and Australia. *Heart & Lung: The Journal of Acute and Critical Care*. 2000;29(4):237-247.
- Miller S. (2012). The effect of insurance on emergency room visits: An analysis of the 2006 Massachusetts health reform. *Journal of Public Economics*, 96(11-12), pp.893-908.
- Moser DK, McKinley S, Dracup K, Chung ML. Gender differences in reasons patients delay in seeking treatment for acute myocardial infarction symptoms. *Patient Educ Couns*. 2005;56:45-54.
- Neutens, T., 2015, Accessibility, equity and health care: review and research directions for transport geographers, *Journal of Transport Geography*, 43, 14-27
- O'Donnell S, Condell S, Begley C, Fitzgerald T. Prehospital care pathway delays: gender and myocardial infarction. *J Adv Nurs*. 2006;53:268-76.
- Penchansky R., Thomas JW., 1981, "The concept of access: definition and relationship to consumer satisfaction", *Med Care*. 19(2), pp.127-140.
- Perenboom RJM, van Herten LM, Boshuizen HC, van den Bos GAM. Life expectancy without chronic morbidity: Trends in gender and socioeconomic disparities. *Public Health Reports* 120:46~54, 2005.

부록

[표 1] 3대 중증 응급질환 판별 기준표

질병명	질병코드(KCD-10)
심근경색	I21
뇌졸중	I60-64
중증외상	S00-S99, T00-T32, T35.7, T79, T89-T98

자료: 권역외상센터의 중증외상환자 수가 개선방안, 2014, KCD-10

[표 2] 16개 시도별 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수

	2013	2014	2015	2016	2017
서울특별시	10.41	11.57	11.24	11.07	11.07
부산광역시	5.19	5.06	5.06	5.06	4.94
대구광역시	3.28	3.17	3.17	3.05	2.83
인천광역시	1.92	2.00	2.00	1.79	1.98
광주광역시	4.99	4.59	4.79	4.99	4.99
대전광역시	2.04	2.04	2.04	2.04	2.04
울산광역시	1.23	1.23	1.23	1.32	1.32
경기도	0.88	0.91	0.89	0.89	0.89
강원도	0.17	0.17	0.17	0.16	0.15
충청북도	0.28	0.28	0.28	0.26	0.26
충청남도	0.25	0.29	0.28	0.26	0.26
전라북도	0.31	0.27	0.29	0.29	0.29
전라남도	0.42	0.39	0.41	0.41	0.40
경상북도	0.22	0.20	0.19	0.20	0.20
경상남도	0.64	0.58	0.58	0.57	0.53
제주특별자치도	0.38	0.38	0.38	0.32	0.32

[표 3] 16개 시도별 면적 100km²당 지역별 응급의료기관 수

	2013	2014	2015	2016	2017
서울특별시	9.20	8.84	8.94	8.07	8.19
부산광역시	10.72	11.76	11.92	10.89	11.55
대구광역시	13.55	13.28	12.54	12.07	12.24
인천광역시	10.66	10.99	10.49	10.74	11.26
광주광역시	16.70	16.60	15.01	15.52	16.05
대전광역시	13.37	13.19	13.89	12.15	12.71
울산광역시	12.19	11.06	11.25	10.41	10.90
경기도	15.71	15.44	15.32	15.22	15.37
강원도	57.90	56.27	56.73	55.13	54.19
충청북도	18.82	16.85	16.48	16.40	16.68
충청남도	15.90	18.66	18.26	17.86	17.27
전라북도	16.98	16.62	17.76	16.78	17.52
전라남도	17.51	17.63	19.85	26.10	20.35
경상북도	19.52	17.99	17.43	20.03	19.39
경상남도	14.67	14.48	16.55	15.80	16.51
제주특별자치도	11.96	11.69	11.37	12.00	11.87

[표 4] 16개 시도별 인구밀도

	2013	2014	2015	2016	2017
서울특별시	16766.36	16699.56	16565.59	16414.24	16293.27
부산광역시	4581.34	4570.65	4563.35	4543.54	4507.34
대구광역시	2833.06	2820.43	2814.29	2810.58	2800.04
인천광역시	2766.36	2769.66	2789.15	2768.64	2773.79
광주광역시	2939.94	2945.88	2938.52	2932.56	2921.70
대전광역시	2838.54	2841.95	2817.76	2809.59	2787.06
울산광역시	1091.02	1099.32	1106.06	1104.90	1098.15
경기도	1202.66	1214.77	1230.72	1248.82	1263.76
강원도	91.64	91.79	92.09	92.16	92.12
충청북도	212.33	213.17	213.85	214.88	215.23
충청남도	250.29	255.61	263.69	269.22	275.79
전라북도	232.20	232.00	231.77	231.11	229.84
전라남도	155.00	154.83	155.04	154.55	153.74
경상북도	141.86	141.93	142.02	141.89	141.42
경상남도	316.39	317.92	319.26	320.10	320.72
제주특별자치도	321.15	328.47	337.69	347.00	355.18

출산이 부모의 흡연행태에 미치는 영향 : 이론적 분석 및 패널 자료를 이용한 실증 분석

김현재*, 최한실**

요약

본 연구는 자녀의 유무를 결정하는 출산이 부모의 흡연 행태에 미치는 영향을 분석하였다. 부모의 흡연에 따른 간접흡연이 자녀의 건강에 부정적인 영향을 미치는 것은 널리 알려져 있는 사실이며 이에 관한 수많은 연구들이 있어왔다. 그러나 반대로 자녀의 유무가 부모의 흡연행태에 미치는 영향을 분석한 연구는 지금까지 수행된 바가 없다. 이를 분석하기 위해 본 연구는 이론적 모형을 이용해 출산이 부모의 흡연행태 미치는 영향에 관한 가설을 설정하고, 패널 데이터를 이용한 실증분석을 통해 가설 중 어느 시나리오와 일치하는 지를 확인하였다. 실증분석 결과, 남성의 경우 출산 후 2년 동안은 흡연량에 유의한 차이가 없으나 그 이후에는 출산 이전에 비해 흡연량이 증가하는 것으로 나타났다. 여성의 경우, 출산 후 3년 동안은 출산효과가 흡연량을 감소시키고 그 이후에는 출산 전과 비슷한 수준으로 돌아가는 것으로 나타나 두 성별 간 출산이 흡연 행태에 미치는 효과의 방향이 상반되는 결과를 보였다.

주제어: 출산, 간접흡연, 배우자 흡연, 아동 건강

* 성균관대학교 경제학과 박사과정, Email: gate250@naver.com

** 성균관대학교 경제학과 석박통합과정, Email: wlwme27@naver.com

I. 서론

1. 연구배경

부모의 흡연에 따른 간접흡연이 자녀의 건강에 부정적인 영향을 미치는 것은 널리 알려져 있는 사실이다. 이에 관한 수많은 연구들이 있어왔다. 국가적으로도 보건 당국 차원에서 아동이 있는 가정에 금연을 유도하는 캠페인을 벌여왔으며, 특히 임신 전후기에 있는 여성들에 대한 금연 캠페인은 지속적으로 이루어지고 있다. (U.S. Department of Health and Human Services, 2006; 서흥관, 2007; 보건복지부, 2017) 그러나 지금까지의 연구들은 간접흡연이 아동에 어떤 부정적 건강 효과가 있는지에 집중했을 뿐, 반대로 아동의 가정 내 존재여부(혹은 출산)가 부모의 흡연행동에 어떤 영향을 미치는지에 대한 연구는 거의 없으며, 출산 여성의 흡연행동을 추적 조사한 연구 정도만이 이루어져왔다. 특히 국내에는 이 주제를 다룬 연구가 전무한 실정이다.

경제학적 측면에서 출산 전후의 부모의 흡연 행태 변화는 부모가 얼마나 자녀의 효용을 내부화하는가에 대한 연구라고 볼 수 있다. 흡연은 교과서적인 부정적 외부효과를 가진 재화이지만 부정적 외부효과를 받는 당사자가 자신과 무관한 개인이 아닌 자신의 자녀라는 점에서 자녀의 효용을 부모가 내부화할 가능성이 높다. 부모가 자녀의 효용을 내부화하는 것에는 두 가지 이유가 있는데, 하나는 부모가 자녀에 대해 가지는 이타심 때문이며, 다른 하나는 자녀의 건강악화 시 부모가 금전적 비용을 지불하여 치료해야하기 때문이다(Gruber & Koszegi, 2008). 그러므로 출산 전후 부모의 흡연행태 변화는 주로 부모가 자녀가 받는 간접흡연으로 인한 피해를 자신의 효용으로 얼마나 내부화 하나에 따라 차이를 보이게 될 것이다. 만약 내부화 정도가 크다면 부모는 출산 후 흡연을 줄일 것이고 그 정도가 작다면 흡연을 줄이지 않을 것이다.

그리고 출산이 흡연 행태에 영향을 미칠 수 있는 다른 메커니즘으로는 출산 및 육아에 따른 스트레스 증가가 있다. 스트레스의 증가는 흡연량을 증가시키는 것으로 알려져 있는데 출산 및 육아는 부모의 스트레스를 증가시킨다는 연구결과가 있기 때문이다(Kassel, Stroud, Paronis, 2003; Deater-Deckard & Scarr, 1996).

이를 종합해 볼 때, 본 연구의 결과에서 나타나는 흡연량 변화를 통해 자녀의 탄생으로 생겨나는 이타심이 흡연에 미치는 영향과 출산 및 육아로 인한 스트레스가 흡연에 미치는 영향 중 어느 것이 더 큰지를 확인할 수 있을 것이다.

정책적 측면에서도 이 연구는 중요하다. 금연 정책 시행 시 아동이 있는 가정의 금연에 더 많은 자원을 투입할지 혹은 어떠한 방식으로 자원을 투입할지 결정하기 위해서는 출산에 따른 부모의 정확한 흡연행태를 파악할 필요가 있기 때문이다. 만약 부모가 전적으로 아동의 건강을 생각해 출산 이후 금연한다면 아동의 간접흡연 부분에 초점을 맞춘 금연 정책이 필요 없겠지만 반대로 부모의 흡연행태

가 출산에 전혀 영향을 받지 않는다면 이는 출산가정에 금연정책을 집중해야할 이유가 될 수 있을 것이다. 또한 출산 후 흡연 행태가 부모의 성별에 따라 다르다면 성별에 따라 다른 금연정책을 펴는 것이 더욱 효과적일 수 있다. 그러므로 본 연구의 결과는 효율적인 금연 정책 예산 집행에 기여할 수 있을 것이다.

본 연구는 다음과 같은 순서로 진행될 것이다. 우선 제1장에서는 출산과 부모의 흡연을 다룬 선행연구들을 제시할 것이다. 본 연구와 직접적으로 연관된 연구는 소수지만 가장 근접한 내용을 연구한 선행연구들을 소개하고 해당 연구와 본 연구의 차별점에 대해 설명할 것이다. 제2장은 크게 이론적 모형에 관한 부분과 실증분석 부분으로 나누어진다. 이론적 부분은 출산이 부모의 흡연에 영향을 미칠 수 있는 메커니즘에 대한 간단한 경제학적 모형을 설명될 것이다. 이를 바탕으로 실증분석에서 검증하기 위한 가설들이 제시된다. 실증분석 부분에서는 분석에 사용될 방법론 및 실증 모형과 표본 데이터에 대해 설명할 것이다. 제3장에서는 앞장에서 설명한 내용을 바탕으로 기초통계 및 통계적 분석 결과를 제시하고, 이를 토대로 이론적 모형에서 제시한 가설을 검증할 것이다. 마지막으로 제4장에서는 연구 내용을 정리하고 이를 바탕으로 정책적 함의를 제시할 예정이다.

2. 선행연구

본 절에서는 출산과 부모의 흡연 행동을 다룬 선행연구들을 제시하고 본 연구와 어떤 관계에 있는지를 설명할 것이다. 먼저 출산 경험자의 임신 전, 임신 중, 출산 후 흡연행태에 미치는 변수에 관한 연구를 한 Kahn et al.(2002)이 있다. 이 연구는 종속변수에 산모의 임신 전, 임신 중, 출산 후 흡연행태를 두고, 산모의 사회경제적 특성, 배우자 흡연 여부, 알코올의존도, 모유수유 여부, 우울증 여부와 같은 의학적 특성과 어떤 관계에 있는지를 분석하였다. 그 결과, 여성의 높은 교육수준, 가정 내 흡연자 존재가 임신 전 및 임신 후 35개월 동안의 흡연율과 음의 상관관계에 있는 것으로 나타났다. 출산 후 부모의 흡연행태를 다루고 있다는 점에서 본 연구와 비슷한 면이 있다고 하겠다.

그러나 본 연구와의 가장 큰 차이점은 출산이 흡연행태에 미치는 효과에 대한 분석은 없다는 점이다. 추적조사를 통해 표본을 수집하였으나 어떤 특성을 가진 사람들이 임신 및 출산 기간 동안 흡연을 하는 지에 대한 상관관계를 분석하는데 그치고 있다. 데이터 및 실증분석방법론으로는 횡단면데이터를 사용한 단순한 로지스틱 회귀분석(Logistic regression)을 시행하였고, 내생성 부분에 대해서는 고려하지 않았다는 점이 한계점이라고 볼 수 있다.

Blackburn et al.(2005)은 이미 배우자가 출산한 경우, 남자의 흡연 행태에 미치는 변수에 관한 연구이며, 출산 전후 설문조사를 통한 분석을 수행하였다. 그 결과, 자녀의 출산 후 남성의 4%만이 금연에 성공했으며 하루 흡연량이 적고, 간접흡연에 대한 지식이 많을수록 금연 성공률이 높다고 보고하고 있다. 출산 후 배우자의 흡연행태를 다루고 있다는 점에서 본 연구와 비슷한 면이 있으며, Kahn

et al.(2002)과 비교해 다양한 간접흡연과 관련 흡연행태를 종속변수로 사용했다는 부분이 의미 있다. 본 연구에서 논의를 집중하고 있는 출산 효과를 다루기는 하였으나 모든 표본이 배우자의 출산을 경험한 남성이기 때문에 배우자의 출산 여부와 흡연 행태 사이에 상관관계가 존재할 경우 생길 수 있는 내생성 문제를 고려하지 않았다는 한계가 있다. 또한 실증분석 방법론적으로는 횡단면데이터를 사용한 단순 로지스틱 분석을 시행하여 단순한 상관관계 분석에 그치고 있다는 한계를 보이고 있다.

국내 연구에서 출산과 부모의 흡연 행태에 대한 분석은 존재하지 않았다. 흡연 행태 요인을 분석한 연구로 김잔디 등(2013)이 있었으나, 해당 연구에는 출산 혹은 자녀 유무는 분석에 포함되지 않아 본 연구와는 분석의 방향이 달랐다. 김잔디 등(2013)은 개인의 인구학적, 사회경제적, 심리적 요인들이 흡연 여부에 어떤 영향을 미치는지를 앞선 두 연구와 같이 로지스틱 회귀분석을 이용해 분석하였다. 그 결과, 저소득층은 자아존중감, 가구형태, 결혼상태 등이, 비저소득층은 교육수준, 미혼 여부 등이 흡연여부에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다고 보고하고 있다.

소개한 선행 연구들과 대비되는 본 연구의 특징은 첫째, 출산이 부모의 흡연 행동에 영향을 미치는 메커니즘에 대한 이론적 모형을 바탕으로 실증분석을 수행했다는 점이다. 앞서 소개한 연구들은 부모의 흡연행동을 분석함에 있어 엄밀하며 논리적인 모형은 제시하지 않았다. 둘째, 출산과 흡연 행동 사이의 인과관계를 규명하고자 했다는 점이다. 기존 연구들은 출산 전후 흡연행태와 개인들의 특성 사이에 어떤 상관관계가 있는지를 밝히는데 국한되었다. 반면 본 연구는 출산 이외의 개인 특성들을 내생성을 고려하여 통제된 뒤, 출산이 부모의 흡연행태에 미치는 영향을 분석하여 단순한 상관관계를 넘어 인과관계를 밝히고자 했다. 연구 결과를 정책적으로 활용한다는 관점에서 볼 때 본 연구는 출산과 흡연 행태 사이에 명확한 선후관계를 제시함으로써 정확한 정책 효과 예상에 도움이 될 수 있을 것이라고 생각한다.

II. 연구방법

1. 출산 전/후 흡연 선택에 관한 경제학적 모형

기법비적인 연구인 Becker and Murphy(1988)를 위시로 경제학계에서는 흡연 행동에 대한 수많은 이론적/실증적 연구가 이루어져왔다. 본 연구에서도 실증분석에 앞서 가정 내 아동이 있는 상황에서 부모의 흡연행태에 관한 간단한 경제학적 모형을 제시할 것이다. 다만 Becker and Murphy(1988)에서는 흡연의 중독성을 고려해 경제 주체가 소비 선택 시 미래의 효용까지 고려하는 동태적(Dynamic) 모형으로 흡연 행태를 설명했으나, 본 연구에서는 논의를 출생 효과에 집중하고 실증 모형과의 연계를 용이하게 만들기 위해 경제 주체가 미래의 효용은 고려하지 않는 정적(Static) 모형을 사용했다. 본 연구의 이론적 모형은 흡연의 중독성보다는 간접흡연으로 인한 주변인들에게

영향을 주는 부정적 외부효과(Negative externality)에 초점을 맞추었다.

본 연구의 흡연 행태(소비) 모형 내의 경제적 주체(Economic agent)는 자녀와 같은 공간에서 생활하는 부모로 가정한다. 다만 자녀 출산 전후를 비교하기 위해 출산 이전에는 자녀가 없는 성인으로 상정되고, 출산 이후에는 자녀와 같이 생활하는 부모로 가정할 것이다. 이 경제 주체는 일반적인 경제학 모형에서와 같이 자신의 효용을 극대화하기 위해 소득 제약 하에 재화의 소비를 선택한다.

먼저 자녀가 없는 상황에서의 흡연 행태 모형을 보자. 이 경제 주체는 자신의 소득인 y 라는 제약 하에 담배 c 와 나머지 재화에 대한 소비를 선택하여 얻는 효용을 극대화하는 선택을 한다. 분석의 간편화를 위해 $u(\cdot)$ 의 함수형태를 준선형성(Quasi-linear)을 가진다고 가정하고, 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\max_{x,c} u_{pre}(x, c|str_{pre}) = x + \theta(c|str_{pre}) \quad \text{subject to} \quad y = x + p_c c \quad (1)$$

위 식에서 x 는 기준재(Numeraire)이며 가격은 1로 둔다. p_c 는 담배의 가격을 의미한다. str 은 경제 주체가 받고 있는 정신적 스트레스로 담배가 경제 주체에게 주는 효용의 정도를 변화시키는 외생 변수(Parameter)이다. 스트레스에 관한 가정은 뒤에 다시 다룰 것이다. $\theta(\cdot)$ 는 담배가 경제 주체의 효용에 미치는 방식을 표현한 함수이다. 식 (1)을 이용하여 경제 주체의 최적 소비수준을 찾으면 다음 식 (2)와 같다.¹⁾

$$\frac{\partial \theta(c|str_{pre})}{\partial c} = p_c \quad (2)$$

출산 전 상황에서 경제 주체는 자신이 담배 및 나머지 재화로부터 얻는 효용 이외에 고려할 부분이 없기 때문에 담배 한 개비의 한계효용이 담배 한 개비의 가격과 같아지는 지점까지 담배를 소비하게 된다. 이 상황에서 경제 주체의 담배 소비에 미치는 요소는 담배의 가격과 경제 주체가 받고 있는 스트레스 두 가지가 된다.

스트레스에 따라 담배의 효용이 변할 수 있다는 가정은 이미 Becker and Murphy(1988)의 이론적 모형에서 도입된 바 있고, Becker, Grossman and Murphy(1994)에서 실증적으로도 밝혀진 바 있다. 또한 심리학계에서 이루어진 연구에서도 스트레스가 흡연의 지속 및 재흡연에 양의 효과를 보인다고 보고되고 있다(Kassel, Stroud, Paronis, 2003). 스트레스는 출산 전후로 변화하는 것으로 가정되는데 출산 후 양육으로 인한 스트레스가 존재한다는 것은 이미 널리 알려진 사실이다(Deater-Deckard & Scarr, 1996) 이 사실들을 흡연 선택 모형에 적용하기 위해 스트레스와 담배 소비에 따른 한계효용이 강 단조증가(Strictly monotone increase) 관계에 있는 것으로 가정한다. 종합

1) $\theta(\cdot)$ 는 Quasi-linear utility의 정의에 의해 강 오목성(Strictly concave)을 가진 함수로 둔다.

하면 스트레스와 경제 주체의 효용함수에 관한 가정은 아래 식 (3)과 같다.

$$str_{pre} < str_{post}, \frac{\partial^2 \theta(c|str)}{\partial c \partial str} > 0 \quad (3)$$

다음으로 자녀 출산 후 흡연 행태 모형을 보자. 출산 후의 경제 주체 역시 자신의 소득인 y 라는 제약 하에 담배 c 와 나머지 재화에 대한 소비를 선택하여 얻는 효용을 극대화하는 선택을 한다. 그러나 출산 전과 다른 점은 많은 가정경제학 연구들에서 논의된 바와 같이 이 경제 주체가 부모로서의 이타심 (Altruism)을 가지게 된다는 것이다(Browning, Chiappori, Weiss, 2014) 간접흡연이 아동 건강에 미치는 부정적인 영향은 인식 수준의 차이는 존재할 수 있지만 정부 캠페인 등을 통해 오랜 기간을 걸쳐 이미 부모들에게 알려져 있다. 그러므로 출산 후 부모는 자신이 흡연으로 얻게 될 효용뿐만 아니라 자녀가 간접흡연으로 인해 받을 부정적 외부효과를 동시에 고려해 담배 소비를 결정하게 된다. 이를 수식으로 표현하면 다음 식 (4)와 같다.

$$\max_{x,c} u_{post}(x, c|str_{post}) = x + \theta(c|str_{post}) - kid(c) \quad \text{subject to } y = x + p_c c \quad (4)$$

위 식에서 $kid(c)$ 는 부모의 자녀에 대한 이타심 효용함수이다. 흡연 소비 부분에 논의를 집중하기 위해 단위재 소비에 따른 자녀 효용의 증감은 부모가 고려하지 않은 것으로 가정했다. $kid(\cdot)$ 함수는 간접흡연이 아동 건강에 부정적인 영향을 미치는 것을 고려해 담배 소비 c 에 대해 강 단조증가하고 강 오목성을 가진 함수라고 하고 앞에 음수 부호를 붙였다.²⁾ 이와 같은 논의를 바탕으로 식 (4)을 이용하여 최적 소비 조건을 찾으면 다음 식 (5)와 같다.

$$\frac{\partial \theta(c|str_{post})}{\partial c} - \frac{\partial kid(c)}{\partial c} = p_c \quad (5)$$

출산 후 경제 주체는 담배 한 개비의 한계효용과 한 개비로 인해 자녀에게 미칠 한계 부정적 외부효과를 합친 값과 담배 한 개비의 가격과 같아지는 지점까지 담배를 소비하게 된다.

이제 자녀 출산 전후 최적소비조건을 비교하여 담배 소비의 증감 여부에 대해 분석해보자. 담배 가격이 동일하다고 할 때, 다음의 조건에 따라 출산 후 담배 소비가 동일/증가/감소했다고 할 수 있다. 아래 식 (6)에서 c_{pre} 는 출산 전 담배소비 c_{post} 는 출산 후 담배소비이다.

$$c_{pre} = c_{post} \quad \text{if} \quad \left[\frac{\partial \theta(c|str_{post})}{\partial c} - \frac{\partial \theta(c|str_{pre})}{\partial c} \right] = \frac{\partial kid(c)}{\partial c}$$

2) $\frac{\partial kid(c)}{\partial c} > 0, \frac{\partial^2 kid(c)}{\partial^2 c} < 0$

$$\begin{aligned}
c_{pre} < c_{post} & \text{ if } \left[\frac{\partial \theta(c|str_{post})}{\partial c} - \frac{\partial \theta(c|str_{pre})}{\partial c} \right] > \frac{\partial kid(c)}{\partial c} \\
c_{pre} > c_{post} & \text{ if } \left[\frac{\partial \theta(c|str_{post})}{\partial c} - \frac{\partial \theta(c|str_{pre})}{\partial c} \right] < \frac{\partial kid(c)}{\partial c}
\end{aligned} \tag{6}$$

식 (3)에서 언급한 바와 같이 출산 후 스트레스는 전에 비해 증가하며, 스트레스 증가에 따라 담배 소비에 따른 한계효용도 증가하기 때문에 스트레스 변화에 따른 담배 소비 변화를 반영하는 식 (6) 조건식의 좌변들은 항상 양의 값을 가진다. 조건식의 우변들은 부모의 자녀에 대한 이타심 효용함수의 담배 소비에 따른 한계효용을 보여준다. 그러므로 위 비교식은 만약 스트레스 증가로 인한 담배 소비량 증가와 자녀의 간접흡연을 걱정하게 되어 발생하는 담배소비량 감소의 차이에 따라 출산 전후 담배 소비 증감 여부가 결정된다는 것을 의미한다.

본 연구는 부모들이 이와 같은 이론적 담배 소비 모형을 가지고 행동한다고 설정하고 실증 분석을 통해 출산 전후 담배 소비량 변화를 살펴볼 것이다. 그리고 실증 분석 결과 통해 부모의 출산 전후 스트레스로 인한 담배의 한계효용 증가와 자녀의 간접흡연에 대한 걱정으로 인한 담배의 한계효용 감소 중 어느 값이 더 크게 작용하는 지 알 수 있을 것이다.

2. 실증 분석 모형

이론적 가설을 검증하기 위한 실증분석 모형으로 패널 고정효과(Panel fixed effect) 회귀분석 모형을 사용하였다. 패널 고정효과 모형은 시간에 따라 변하지 않는 개인의 특성을 통제하고 회귀분석을 시행할 수 있다는 특징을 가지고 있다.

부모의 출산 전후 담배 소비량 변화를 분석 시 단순회귀분석(Ordinary least squares regression)을 시행할 경우 내생성 문제(Endogeneity problem)로 인해 추정된 계수 값에 편의(bias)가 존재할 수 있다. 예를 들어 개인이 가진 종교를 생각해보자. 특정 종교는 교리에 따라 금욕적인 생활을 강조한다. 여기서 금욕의 대상이란 중독적인 소비재, 성욕, 식욕 등으로 다양하다. 그러므로 본 연구에서 보고자하는 출산과 흡연 행동 모두에 영향을 미칠 가능성이 높다. 성욕에 대한 금욕은 출산 여부와 중독적인 소비재에 대한 금욕은 흡연 행태에 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 이 같은 종교 및 가치관을 반영할 수 있는 변수가 없는 상황에서 단순회귀분석 시행시 종속변수(Dependent variable)인 흡연량과 독립변수(Independent variable)인 출산 여부 양쪽에 영향을 미치는 변수가 잔차(Residual)에 포함되어 내생성 문제가 발생하게 된다.

이 같은 이유로 발생하는 내생성 문제는 패널 회귀분석시 고정효과를 포함시켜 해결할 수 있다. 앞서 예로든 종교와 같이 내생성을 일으킬 수 있는 개인의 특성이 고정효과에 포함되는 것이다. 여기서 고정효과는 시간에 따라 변하지 않는 것으로 가정된다. 본 연구에서 패널 고정효과 회귀분석 시 사용한 실증 모형은 다음 식 (7)과 같다.

$$c_{it} = \beta_1 newborn + X_{it}\beta_2 + Z_t\beta_3 + \alpha_i + u_{it} \quad (7)$$

c_{it} 는 개인 i 가 t 라는 연도에 소비한 하루 평균 흡연량을 나타내며 단위는 개비이다. $newborn_{it}$ 은 개인 i 에게 t 라는 연도가 출산 후 몇 년차인지 표시하는 범주형 변수(Categorical variable)이며 0에서 7까지 여덟 가지 범주로 이루어져 있다, X_{it} 는 개인 i 가 t 라는 연도에 가지는 개인 특성을 포함시킨 변수들이며, 여기에는 연령, 경제활동여부, 일평균 소득이 포함 되어있다. Z_t 는 t 라는 연도의 개비당 담배 가격과 같이 해가 변함에 따라 모든 개인들에게 동시에 영향을 미치는 변수이다. α_i 는 시간에 따라 변하지 않는 개인 i 만의 특성을 나타내는 고정효과를 의미한다. 앞서 말한 바와 같이 이 고정효과를 통해 종교관과 같이 관측은 불가능하지만 종속변수와 독립변수 모두에 영향을 미치는 요소를 통제할 수 있다. 그리고 u_{it} 에는 개인 i 가 t 라는 연도에 가지는 흡연량에 영향을 미칠 수 있지만 관측되지 않는 요소들이 포함되어 있다.

패널 회귀분석에 있어 시간에 따라 변하지 않는 개인별 고유특성을 고정효과로 가정하는 것이 나은지, 임의효과(Random effect)로 가정하는 것이 나은지를 통계적으로 확인하기 위해 하우스만 검정(Hausman test)을 시행하였다. 그 결과 귀무가설이 대립가설을 기각하지 못하여, 본 연구에서 사용한 고정효과 모형이 분석함에 있어 더 효율적인 것으로 나타났다.

3. 표본의 특성

가. 분석자료

본 연구의 분석자료는 한국보건사회연구원(KIHASA)의 한국의료패널 자료로 2009년에서 2017년까지 9개년도의 패널자료를 활용하였다. 한국의료패널 다른 자료들과 비교해 단순한 흡연 여부를 넘어 각 개인의 하루 평균 흡연량까지 관측 가능하다는 장점이 있어 보다 흡연 행태를 연구함에 있어 세부적인 분석을 가능하게 해준다는 장점을 가지고 있다. 한국의료패널은 2008년 7,866가구를 대상으로 1차 조사를 시작하여, 2018년 4,803가구를 대상으로 13차 조사를 마쳤다. 1차년도의 구축한 패널 가구의 이탈 등의 탈락을 보완하기 위하여 2012년 신규가구를 유치하였으며, 2014년 9차 조사부터 2,055가구의 신규가구 대상 조사 내용이 패널자료 안에 포함되었다.

본 연구에서 사용되는 표본은 (1) 만 19세 이상의 성인 남녀를 대상으로 (2) 표본에서 처음 관측될 때에 가구원의 나이가 49세 이하이며 세대구성이 부부로만 구성된 가구의 가구원이며 (3) 사실혼을 포함한 혼인 중인 상태인 사람 중 (4) 세대주와 배우자만을 분석대상으로 설정하였다. 혼인상태와 관련하여 이혼을 전제한 별거와 사별, 실종, 이혼 상태에 있다고 응답한 대상자는 조사대상에서 제외하였다. 또한 표본에 처음 관측될때의 나이를 49세로 한 이유는 일반적으로 출산가능연령을 49세 이하로 보기 때문이다. 또한 실제로 관측치 중에서 가장 늦은 출산은 48세로 나타났다. 이를 모두 만족하는

조사대상은 2009년에서 2017년까지 총 768명이며, 2009년에 조사된 가구원은 206명이다.

이와 같이 표본을 구성한 이유는 앞서 이론적 모형에서 본 바와 같이 본 연구에서 확인하고자 하는 부분이 자녀가 없는 상태에서 1자녀가 되는 경우의 출산 효과이기 때문이다. 자녀가 이미 있는 부부가 추가로 자녀를 출산한 경우와 자녀가 없는 상태에서 1자녀를 출산한 경우의 흡연 행태가 다를 수 있다. 그러나 데이터 상에서 이 두 가지를 구분하기가 어렵기 때문에 표본에서 처음 관측될 때에 오직 세대구성이 부부만으로 구성된 가구만을 표본에 포함시켰다.

나. 변수

(1) 종속변수

하루 평균 흡연량

본 연구에서는 흡연 행태 변화를 관측하기 위한 변수로 하루 평균 흡연량을 사용했다. 흡연 행태에는 금연 여부, 금연 시도 여부, 실내 흡연 여부 등 다양한 행동이 포함된다. 그러나 가장 직관적이며 간편한 행태는 개인의 담배 소비량이다. 그리고 이 하루 평균 흡연량 변수는 앞선 이론적 모형에서 사용한 종속 변수와도 부합한다.

하루 평균 흡연량 변수는 “현재 담배를 피우고 계십니까?”라는 질문에 “현재 매일 피움” 혹은 “가끔 피움”이라고 대답한 응답자에 대해서만 0 이상의 값을 가지고 나머지 응답자에 대해서는 0의 값을 가지게 하였다. 매일 흡연을 한다고 응답한 응답자의 경우에는 “하루 평균 흡연량” 변수를 사용하였고, 가끔 흡연을 한다고 응답한 응답자의 경우에는 “최근 1개월간 흡연일수”에 “흡연하는 날 하루 평균 흡연량”을 곱한 뒤 30으로 나누어 “하루 평균 흡연량”을 구하였다. 단위는 개비로 하였다.

(2) 설명변수

출산

이론적 모형의 식 (1)과 (4)의 차이는 자녀에 대한 이타심 함수가 포함되었는지 여부이다. 본 연구는 이론적 모형에서 도출된 가설인 식 (6)을 확인하기 위해서 출산 변수는 아이가 1명도 없고, 임신도 하지 않은 해의 경우 0으로 두고, 첫 아이를 출산한 년도를 기점으로 하여 1에서 8까지의 값을 가지는 것으로 설정했다. 직관적으로 출산 변수가 1이라는 의미는 자녀의 나이가 1살, 변수가 2라면 자녀의 나이가 2살인 것을 의미한다.

임신한 해의 경우 관측치에서 제거하였다. 그 이유는 첫째, 임신하지 않은 달과 임신한 달이 같은 년도에 포함되어 있으나 분리할 수 없기 때문이며, 둘째, 임신하지 않은 달과 임신한 달의 경우 부모의 흡연행태가 다를 수 있기 때문이다. 임신한 해를 1로 둘 경우, 본 연구에서 보고자 하는 출산 효과 외에 임신 효과가 중복되어 관측될 수 있다. 첫 아이를 출산한 년도를 1로 두는 이유는 출산 이전의 달의 경우에도 여성의 경우 임신 상태이기 때문에 부모의 흡연행태가 크게 달라지지 않을 것이라고 가정하였기 때문이다.

(3) 통제변수

담배가격

식 (2)와 식 (5)에서 나타나는 바와 같이 이론적 모형에서 담배가격은 경제 주체의 흡연 행태에 영향을 미치는 변수이다. 그러므로 출산이 흡연행태에 미치는 영향을 정확하게 파악하기 위해서는 담배 가격변수가 흡연행태에 미치는 영향을 통제해야만 한다. 실제로 질병관리본부는 2015년 담배가격 인상 이후 성인의 흡연율이 2014년 24.2%에서 2015년 22.6%로 감소하는 결과를 보였다고 보고하기도 했다(최선훈, 김윤정, 오경원, 2017).

담배가격 변수는 1개비당 가격으로 계산하여 2014년 이전은 125원(2,500원÷20개비)으로 2015년 이후는 225원(4,500원÷20개비)으로 설정하였다. 이는 정부는 2015년 1월 흡연율을 낮추기 위해 담배가격을 기존 1갑(20개비) 2,500원에서 4,500원으로 상승시켰기 때문이다.

인구사회학적 요인들

이외에 정확한 추정을 시행하기 위해 응답자의 성별, 연령, 경제활동여부, 소득과 같은 인구사회학적 요인을 통제하였다.

문화적 차이 및 생물학적 차이에 따라 여성과 남성은 자녀에 대한 이타심과 흡연에 대한 선호가 다를 수 있다. 이는 통계적으로 볼 때 두 성별 간 데이터 생성 과정(Data generating process)의 차이를 만들 수 있기 때문에 두 성별을 통합한 분석과 분리한 분석 모두 시행하였다. 통합하여 분석 시 성별은 시간에 따라 변하지 않는 특성으로 고정효과에 포함되어 통제되었다.

개인별 연령은 연령 변화에 따른 건강에 대한 염려 등으로 인한 담배에 대한 선호도 변화를 통제하기 위해 분석에 포함되었다. 연령은 시간에 따라 변화하는 변수이기에 고정효과로 통제할 수 없지만 흡연 행태에 영향을 미칠 수 있기 때문에 패널 회귀분석 시 통제하지 않으면 내생성이 발생할 수 있다. 연령은 설문조사에 응답한 연도를 기준으로 출생년도를 고려하여 만나이로 계산하였다.

경제활동여부는 부모와 자녀가 대면하는 시간의 대리변수로 사용하기 위해 분석에 포함시켰다. 부모의 흡연에 의한 자녀의 간접흡연은 같은 공간에 있을 경우 그 부정적 외부효과가 크고, 외부에서 흡연 후 같은 공간에서는 흡연하지 않을 경우 의복에 잔류하는 유해물질 등으로 인한 간접흡연 정도로 부정적 외부효과가 제한적일 수 있다. 이 부분을 통제하기 위해 자녀와 함께하는 시간을 간접적으로 파악할 수 있는 경제활동 여부를 분석 변수에 포함시켰다. 연구에서 사용된 경제활동여부 변수는 “수입을 목적으로 일을 하셨습니까?”라는 질문에 대한 응답으로(예=1, 아니오=2) 구분하였다.

마지막으로 소득은 기본적으로 개인들의 소비에 영향을 미치는 변수이다. 다만 앞선 이론적 모형에서는 수학적 단순화를 위해 흡연 소비만 소득효과에 영향 받지 않는 것으로 가정하였지만, 현실적으로 소득 변화는 흡연량에 영향을 미칠 가능성이 있다. 연구에서 사용한 소득 변수는 연간가구 소득으로 근로소득, 부동산/동산 소득, 금융소득, 사회보험, 민간보험, 정부보조금, 민간보조금, 기타소득을 포함하며, 365로 나누어 일평균 소득으로 변환하였으며 단위는 만원이다.

Ⅲ. 분석결과

1. 기술통계량

본 연구의 분석에 사용된 표본의 하루 평균 흡연량과 인구사회학적 특성, 경제활동여부, 가구소득, 담배가격에 대한 기술통계량은 [표 1]에 제시되어있다.

[표 1] 기술통계량

2009년~2017년	평균	표준편차	최소값	최대값	관측치	가구원 수
가구 내 출산경험여부	0.47	0.5	0	1	3,200	
하루 평균 흡연량(단위: 개비)	3.25	7.14	0	60	3,200	
성별(1=남성)	0.46	0.5	0	1	3,200	
연령(세)	38.17	7.43	21	57	3,200	768
경제활동여부(1=취업)	0.75	0.43	0	1	3,200	
소득(만원)	13.05	7.4	0	66.75	3,200	
담배가격(원)	171.78	49.9	125	225	3,200	
2009년						
하루 평균 흡연량(단위: 개비)	4.96	9.04	0	50	206	
성별(1=남성)	0.42	0.49	0	1	206	
연령(세)	38.82	7.44	21	49	206	206
경제활동여부(1=취업)	0.73	0.45	0	1	206	
소득(만원)	9.97	7.4	0	46.26	206	
담배가격(원)	125	0	125	125	206	
2017년						
하루 평균 흡연량(단위: 개비)	2.28	5.75	0	40	576	
성별(1=남성)	0.47	0.5	0	1	576	
연령(세)	38.49	7.33	23	57	576	576
경제활동여부(1=취업)	0.78	0.42	0	1	576	
소득(만원)	15.52	7.67	2.19	60.44	576	
담배가격(원)	225	0	225	225	576	

주: 가구 내 출산경험여부는 2009년에서 2017년 사이 한번이라도 출산을 경험한 본인 및 배우자 모두에 대해 1의 값을 가짐

2009년에서 2017년 사이에 출산을 경험한 가구원은 768명 중 360명으로 약 47%이다. 2009년에 존재하는 가구원 수는 206명이며, 이탈 등으로 인한 가구의 탈락과 2014년 신규가구의 등장으로 2017년에 남아있는 가구원 수는 576명이다.

전체 표본에서 흡연자의 하루 평균 흡연량은 평균이 3.25개비이며, 담배를 피우지 않는 사람의 하루 평균 흡연량은 0개비이며 가장 많이 피는 사람은 60개비(3갑)로 나타났다. 표본에는 남성이 46% 여성이 50%로 비슷한 비율로 포함되어 있다. 평균 연령은 만 38.2세이며, 만 21세부터 만 57세까지의 가구원이 포함되었다. 경제활동을 하고 있는 비율은 평균 75%로 나타났다. 가구의 일평균 소득은 13만원으로 나타났으며, 가장 소득이 적은 가구의 일평균 소득은 0만원이며, 가장 소득이 많은 가구의

일평균 소득은 66.8만원이다. 담배가격의 평균은 개비당 161.9원이며, 2014년 이전에는 125원으로 담배가격이 인상된 이후에는 225원으로 나타난다.

2009년과 2017년 표본을 비교해보면, 하루 평균 흡연량은 2009년 4.96개비에서 2.28개비로 감소하였다. 이는 평균 연령은 2014년 신규 표본으로 인해 38.8세에서 38.5세로 변화하였다. 성별 비율은 남성이 5% 증가하였으며, 경제활동율은 73%에서 78%로 감소하였다. 소득은 일평균 9.97만원에서 15.52만원으로 증가하였다.

2. 패널 회귀분석 결과

가. 전체 회귀분석 결과

본 연구의 분석결과는 [표 2]와 같다. [표 2]는 패널 회귀분석 결과로써, 모형 (1)은 표본 전체에 대한 결과를 나타내며, 모형 (2)와 모형 (3)은 남성 분석 결과이며 연도 더미(Year dummy)를 포함여부의 차이가 있다, 모형 (4)와 모형 (5)는 여성 분석 결과이며 연도 더미를 포함하여 회귀분석 했는지여부의 차이가 있다, 연도 더미가 포함된 모형의 경우 2015년 기준으로 인상된 담배 가격 인상 역시 연도 더미에 포함될 것이기 때문에 가격 변수를 모형에 포함시키지 않았다. 연도 더미를 넣은 모형과 넣지 않은 모형의 회귀분석 결과 모두를 제시한 이유는 연령변수 및 연도 더미 사이에 다중공선성(Multicollinearity) 문제가 존재할 수 있기 때문에 이를 확인하기 위함이다. 그러나 우려와 달리 계수 값에 큰 차이를 보이지는 않았다. (1)-(5) 모두에서 가구원의 고정효과를 고려하였으며, 이분산성(Heteroskedasticity)에 따른 회귀계수 추정의 비효율성을 고려해, 강건 표준오차(Robust standard error)를 사용하였다.

먼저 본 연구의 주요 분석대상인 출산 변수를 살펴보자. 앞서 변수 설명에서 말한 바와 같이 출산 변수는 0에서 8사이의 값을 가지는 범주형 변수이다. 그러므로 회귀분석 결과, 1-8이라는 범주형 변수에 각각 계수가 추정되며 그 계수가 의미하는 바는 임신 이전을 의미하는 '0'과 비교해 해당 범주형 변수가 흡연량에 미치는 영향을 의미한다. 예를 들어 출산 변수 '5'에 붙는 계수가 -1이라면 배우자 혹은 본인의 임신 이전과 비교해 출산 후 5년 차라는 사실이 하루 평균 1개비만큼 흡연량을 감소시켰음을 뜻한다. 즉, 출산 5년 차 효과를 의미하는 것이다. 물론 출산 연차별 흡연량에 미치는 효과는 흡연에 영향을 미칠 수 있는 다른 변수들을 통제된 상황에서 추정된 것이다.

[표 2] 전체 및 성별 패널 회귀분석 결과

	(1) 전체	(2) 남성	(3) 남성	(4) 여성	(5) 여성
출산					
1년 차	-0.286 (0.384)	0.197 (0.758)	0.264 (0.758)	-0.535** (0.259)	-0.567** (0.259)
2년 차	0.181 (0.417)	1.364 (0.863)	1.341 (0.860)	-0.546** (0.268)	-0.581** (0.265)
3년 차	0.611 (0.466)	2.211** (0.990)	2.242** (0.994)	-0.475* (0.284)	-0.501* (0.280)
4년 차	0.270 (0.499)	1.567 (1.093)	1.585 (1.098)	-0.392 (0.276)	-0.383 (0.274)
5년 차	0.988* (0.595)	3.051** (1.318)	3.058** (1.312)	-0.265 (0.303)	-0.281 (0.298)
6년 차	0.826 (0.696)	2.617* (1.520)	2.603* (1.530)	-0.045 (0.357)	-0.034 (0.360)
7년 차	0.175 (0.914)	1.327 (1.889)	1.159 (1.904)	0.125 (0.502)	0.247 (0.495)
8년 차	0.948 (0.812)	3.305* (1.811)	3.015* (1.818)	-0.173 (0.404)	-0.012 (0.385)

[표 2] 전체 및 성별 패널 회귀분석 결과(계속)

	(1) 전체	(2) 남성	(3) 남성	(4) 여성	(5) 여성
연령(세)	-4.110*** (0.850)	-0.393** (0.177)	-0.520** (0.212)	0.058 (0.049)	-4.205*** (0.825)
경제활동여부(1=취업)	-0.014 (0.213)	0.467 (0.923)	0.354 (0.939)	-0.106 (0.137)	-0.131 (0.141)
소득(만원)	0.018 (0.014)	0.047 (0.030)	0.045 (0.029)	-0.001 (0.007)	-0.000 (0.007)
담배가격(원)	- (-)	-0.007 (0.005)	- (-)	-0.005** (0.002)	- (-)
상수항	140.708*** (28.316)	20.876*** (6.143)	24.865*** (6.400)	-0.656 (1.609)	141.058*** (27.569)
Year dummy	O	X	O	X	O
Fixed effect	O	O	O	O	O
Obs.	3,200	1,461	1,461	1,739	1,739
Number of People	768	361	361	407	407
R-squared	0.019	0.035	0.039	0.016	0.041

주: 괄호 안은 강건 표준오차(Robust standard error)임. *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준에서 유의함을 의미

남녀 성별을 구분하지 않고 통합하여 회귀분석을 시행한 모형 (1)의 결과를 보면, 출산 1년차의 계수가 음수가 나왔으나 효과가 유의하지는 않았다. 출산 2년 차부터 4년 차에는 계수가 양수로 나왔지만 역시 효과가 유의하지는 않았다. 출산 5년 차에는 유일하게 계수가 유의한 것으로 나타났는데 임신 전에 비해 담배를 하루 평균 약 1개비 정도 더 많이 피우는 것으로 나타났다. 그리고 출산 6년 차 이후에는 다시 효과가 유의하지 않았다. 유의한 것으로 나타난 계수들의 값을 보면 4년 차에 일시적으로 계수 크기가 감소하지만 전체적으로 출산 후 계수의 크기가 점차 증가하는 경향을 보이고 있다.

이 결과를 이론적 모형을 통해 해석해보면, 출산 4년 차까지는 식 (6)에 제시된 3가지 경우 중 출산 후 스트레스로 인한 흡연의 한계효용 증가와 자녀의 간접흡연에 대한 걱정으로 인한 한계효용 감소가 비슷한 영향을 가진다는 의미가 된다. 그러나 5년차에는 일시적이지만 스트레스 증가에 따른 영향력이 상대적으로 더 커져 흡연량이 출산 전에 비해 증가한 것으로 해석할 수 있을 것이다. 그리고 6년 차 이후에는 다시 스트레스와 자녀의 간접흡연이 흡연 행태에 비슷한 영향을 주는 것으로 볼 수 있다. 계수의 크기가 출산 후 시간에 따라 증가하는 모양을 보이는 것은 유아기에 있는 자녀의 간접흡연에 노출될 것을 걱정하여 출산 후 얼마간은 출산 후 스트레스가 있음에도 흡연량을 증가시키지 않지만 자녀가 성장하면서 자녀가 더 어렸을 때에 비해 간접흡연으로 인한 걱정이 감소하여 흡연량이 증가하는 것으로 생각된다.

모형 (2), (3)과 모형 (4), (5)은 문화적 및 생물학적 차이에 따라 성별 간 자녀에 대한 이타심과 흡연에 대한 선호가 다를 수 있다는 점을 고려해 남성과 여성으로 나누어 패널 회귀분석을 시행한 결과이다.

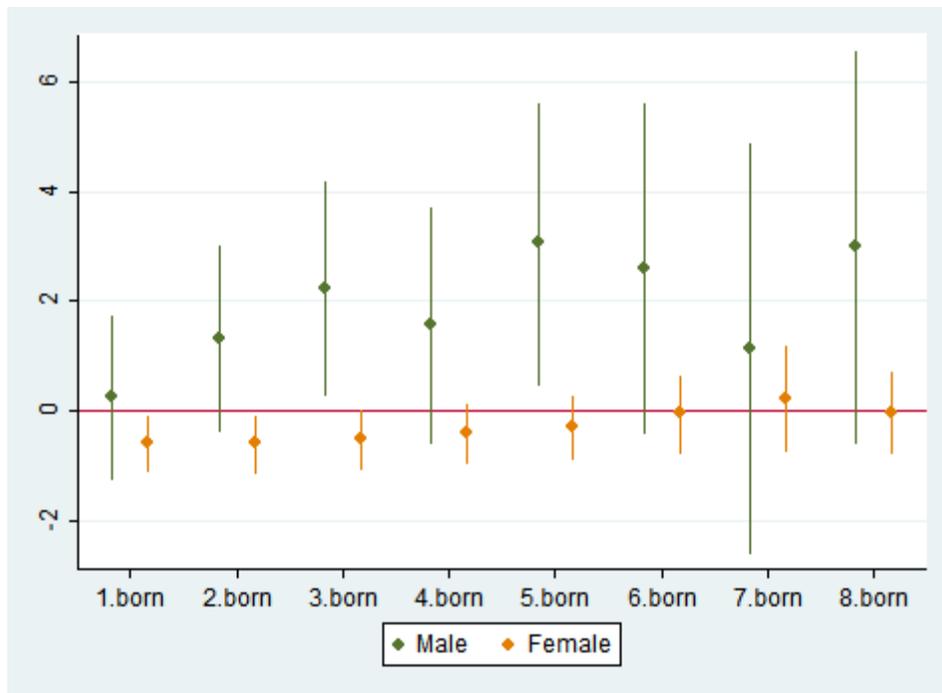
먼저 남성을 대상으로 분석한 결과인 (2), (3)를 보면, 출산 2년차까지의 흡연량은 임신 이전과 비교해 유의한 차이를 보이지 않았다. 그러나 출산 3년 차부터 6년 차까지는 계수가 4년 차 한 개년도를 제외하고 모두 양수이며 유의한 것으로 나타나 아이의 출산 이후 남성은 담배를 배우자의 임신 이전보다 많게는 하루 3.0개비에서 적게는 2.2개비 더 피우는 것으로 나타났다. 7년 차에는 출산 이전과 유의하게 흡연행태가 다르지 않는 결과를 보였다가 8년 차에 다시 흡연량이 증가하였다. 이는 5년차 한 개 연도 정도만 흡연량이 증가하는 것으로 나타났던 모형 (1)에서 보였던 경향과 비교해 많은 빈도이며 연도별로 흡연 증가량도 훨씬 크게 나타나고 있는 것이다. 출산 1년 후부터 8년 차까지 8년 중 출산하지 않은 경우에 비해 흡연을 더하는 것으로 나타난 연도가 절반이 넘는다는 점도 특징적인 부분이다.

모형 (3)과 모형 (4)에 나타난 여성의 결과는 남성과는 완전히 상반된 모습을 보여주고 있다. 출산효과가 흡연량에 유의하게 영향을 주지 않거나 도리어 흡연량을 증가시키는 것으로 나타난 남성과 달리, 여성은 출산 후 상당히 오랜 기간 동안 금연 효과가 유지되는 것으로 나타났기 때문이다. 분석 결과, 여성은 출산 1년 차부터 3년 차까지 임신 전과 비교하여 유의한 수준에서 하루 평균 약 0.5개비만큼 출산이 흡연량을 감소시키는 효과가 있는 것으로 나타났으며, 출산 7년 차를 제외하고 4년 차부터

8년 차까지는 계수가 음수로 나타났지만 유의하지는 않아 출산 4년 차 이후에는 출산효과에 따른 흡연량 변화가 없었다. 출산 후 기간에 따른 계수 크기를 보면 출산 후 시간이 지남에 따라 출산의 흡연량 감소 효과가 줄어드는 것으로 나타났다.

이론적 모형을 이용해 해석해 볼 때, 여성의 경우 출산 효과가 흡연량 감소 혹은 유지로 이어지고 있으므로 남성에 비해 자녀의 간접흡연을 많이 걱정하거나 출산 및 양육에 따른 스트레스를 덜 받는 것으로 보인다. 또한 시간에 따라 출산의 흡연량 감소 효과가 줄어드는 모습은 출산 후 자녀가 커감에 따라 간접흡연의 부정적 효과에 대한 걱정이 줄어들기 때문에 나타나는 현상으로 유추해 볼 수 있다.

이러한 성별 간 대비는 시각적으로 보면 더욱 선명해진다. <그림1>은 남성/여성의 출산 후 연차별 계수를 그래프에 표시한 것이다. x축은 출산 후 연차, y축은 계수의 크기를 의미하며 초록색 점은 남성의 연차 별 계수, 주황색 점은 여성의 연차 별 계수이다. 0을 기준으로 남성의 계수는 모두 위쪽에 위치한 반면 여성의 계수는 출산 7년 차를 제외하고 모두 0보다 아래에 있는 모습을 확인할 수 있다.



<그림 5> 남성/여성의 연차별 출산효과 비교

이제 출산효과 변수 외에 나머지 통제변수들의 결과를 보자. 먼저, 연령 변수의 경우 남성과 여성 모두 연령이 증가할수록 흡연량이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 변수 설명시 언급했던 것처럼 연령이 증가함에 따라 건강에 대한 염려가 증가해 흡연량이 감소하는 것으로 볼 수 있을 것이다.

그 다음으로 경제활동여부 변수의 경우, 남성의 경우 계수가 양수로 나타났고, 여성은 계수가 음수로 나왔으나 모두 유의하지 않았다. 경제활동을 하는 경우 자녀 양육시간이 적을 것이고 이는 간접흡연에 대한 걱정의 경감으로 이어져 흡연량이 상대적으로 많을 수 있다고 보아 자녀 양육시간의 대리변수

로서 경제활동여부를 통제하였으나 그 영향은 미미한 것으로 나타난 것이다.

가구별 소득의 경우 남성과 여성 모두에서 흡연량에 유의한 영향을 주지 않는 결과를 보였다. 이는 이론적 담배 소비 모형의 소득효과가 담배 소비에는 영향을 미치지 않는다는 가정이 실증적으로도 부합하다는 것을 의미한다.

마지막으로 담배가격은 연도별 차이만이 존재하기 때문에 연도 더미가 포함되지 않은 모형에만 독립변수로서 포함되었다. 그 결과 남성은 담배가격과 흡연량 사이에 상관관계가 없는 것으로 나타났으나 여성의 경우 5% 유의수준에서 담배가격이 상승할 경우 흡연량을 줄이는 것으로 나타났다. 이 역시 이론적 모형에서 담배의 가격과 담배 소비는 부의 관계를 예상했던 것과 부합하는 실증적 결과이다.

나. 흡연자와 비흡연자를 구분한 패널 회귀분석 결과

[표 3]은 패널 자료가 시작되는 2009년을 기준으로 흡연자였던 개인과 비 흡연자였던 개인을 분리하여 패널 고정효과 회귀분석을 시행한 결과이다. 이 표에서는 모든 모형에 연도 더미를 포함시켰다. 모형 (1)-(2)은 각각 흡연 남성, 흡연 여성을 분석한 것이고, 모형 (3)-(4)는 각각 비 흡연 남성, 비 흡연 여성을 분석한 것이다. 이처럼 집단을 분리하여 분석한 이유는 담배가 중독성을 가진 재화이기 때문에, 기 흡연자와 비 흡연자가 담배 소비에 대해 가지는 선호체계가 근본적으로 다를 수 있기 때문이다. 두 집단 간 선호체계의 차이가 크다면, 둘을 합쳐 분석한 결과는 두 집단 중 어느 쪽도 대표하지 못할 수 있다.

먼저 흡연자들을 분석한 모형들을 보자. 남성의 경우 [표 2]의 출산 후 8년 중 4개 년도에 흡연량 증가가 나타났던 것과 비교해, 출산 후 3년 차와 5년 차에만 유의한 흡연량 증가 효과가 나타나는 것으로 나타났다. 다만 그 계수의 크기가 [표 2]의 결과에 비해 약 1.5배로 증가폭이 컸다. 하루 평균 개비 수로 볼 때 약 1개비 정도 흡연량 증가 효과가 더 나타난 것이다.

반면 여성 흡연자는 모형 (2)에 나타나는 것과 같이 출산 1년 차부터 2년 차까지 일관성 있게 이전에 비해 하루 평균 4-5개비 흡연량이 감소한 것으로 나타났다. 계수가 유의하지 않은 것으로 나타났으나 출산 후 3년 차 역시 음의 효과를 보이기도 하였다. 다만 여성 흡연자는 표본이 적어 출산 3년 차까지만 관측할 수 있었다. 이 같은 결과는 남성과 여성 사이에 출산 효과가 극명하게 대비되는 것으로 나타난 [표 2]과 일맥상통한다. 다만 계수의 절대적 크기가 훨씬 크다는 차이를 보이고 있다.

비 흡연자들을 분석한 모형 (3)-(4)의 결과는 흡연자들에 대한 분석에서 나타난 것과는 대조적이다. 남성 비 흡연자들의 경우, 출산 2년 차만이 출산 효과가 흡연을 증가시키는 영향을 미치는 것으로 나타났지만 그 크기는 하루 평균 0.5개비 정도로 작았다. 비 흡연자 여성의 경우 출산 효과가 흡연량에 영향을 미치지 않는 모습을 보였다. 이처럼 비 흡연자의 출산에 따른 흡연행태 변화는 흡연자에 비해 매우 미미한 것으로 나타났는데, 이는 이미 흡연량이 하루 평균 0개비인 상태에서는 그 미만으로 담배를 소비할 수 없기 때문인 것으로 생각된다.

결론적으로 흡연 여부에 따라 담배 소비에 대한 선호는 상당한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이 같은 차이는 담배가 이전의 소비 여부가 다음 번 소비에 큰 영향을 미치는 중독적 재화라는 특성을 가지고 있기 때문으로 보인다. 출산 효과 변수를 제외한 나머지 통제 변수들은 흡연자와 비 흡연자를 통합하여 분석했던 결과와 비슷한 모습을 나타내고 있다.

[표 3] 흡연 여부에 따른 패널 회귀분석 결과

	(1) 흡연자 남성	(2) 흡연자 여성	(3) 비흡연자 남성	(4) 비흡연자 여성
출산				
1년 차	-0.816 (1.642)	-5.145*** (1.691)	0.171 (0.221)	0.071 (0.058)
2년 차	1.662 (1.707)	-4.823*** (1.605)	0.556* (0.318)	-0.002 (0.047)
3년 차	4.091** (1.964)	-4.477 (2.709)	0.626 (0.471)	-0.006 (0.045)
4년 차	2.636 (1.725)	- (-)	-0.267 (0.468)	-0.012 (0.053)
5년 차	3.463* (2.029)	- (-)	1.079 (0.677)	0.054 (0.046)
6년 차	4.601 (2.939)	- (-)	-0.217 (0.733)	0.186 (0.138)
7년 차	0.445 (3.932)	- (-)	-1.239 (1.193)	0.358 (0.344)
8년 차	- (-)	- (-)	-0.435 (0.812)	0.077 (0.068)

주: 괄호 안은 강건 표준오차(Robust standard error)임. *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준에서 유의함을 의미

[표 3] 흡연 여부에 따른 패널 회귀분석 결과(계속)

	(1) 흡연자 남성	(2) 흡연자 여성	(3) 비흡연자 남성	(4) 비흡연자 여성
연령(세)	-0.818*** (0.248)	-4.133*** (0.526)	0.005 (0.027)	0.029 (0.058)
경제활동여부(1=취업)	-0.286 (1.827)	-2.127 (1.718)	1.068 (0.796)	0.051 (0.076)
소득(만원)	0.099 (0.065)	-0.031 (0.145)	0.025 (0.017)	-0.000 (0.001)
상수항	43.329*** (9.967)	164.179*** (20.649)	1.059 (1.365)	-0.999 (1.986)
Year dummy	0	0	0	0
Fixed effect	0	0	0	0
Obs.	614	161	847	1,578
Number of People	143	33	218	374
R-squared	0.066	0.211	0.055	0.027

주: 괄호 안은 강건 표준오차(Robust standard error)임. *는 10%, **는 5%, ***는 1% 유의수준에서 유의함을 의미

IV. 결론 및 한계점

본 연구는 자녀의 유무를 결정하는 출산이 부모의 흡연 행태에 미치는 영향을 이론적 모형과 실증적 측면 양쪽을 모두 고려하여 분석하였다. 실증적 분석을 수행함에 있어 패널 자료를 활용하였으며 관측 불가능한 요인으로 인해 발생할 수 있는 내생성을 고려하여 패널 고정효과 모형을 이용한 회귀분석을 수행하였다. 그 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 부모의 흡연 행태에 대한 이론적 분석 결과, 자녀에 대한 이타심과 육아 및 출산으로 인한 스트레스가 흡연량에 미치는 정도에 따라 출산 전후 흡연량의 차이가 결정되는 것으로 나타났다. 부모가 자녀를 생각하는 마음이 커서 자녀의 간접흡연에 대해 많이 걱정하고, 육아로 인한 스트레스가 흡연량 증가에 미치는 영향이 적다면 출산 전에 비해 흡연량이 감소할 것이고 그 반대라면 흡연량 증가, 둘의 크기가 비슷하다면 출산 전과 비슷한 흡연량을 유지한다는 것이다. 본 연구의 실증분석은 이 같은 3가지 가설 중 사실과 부합하는 가설을 찾고자 했다.

둘째, 성별을 통합한 패널 회귀분석 결과, 출산에 따라 임신 전에 비해 흡연량이 증가하거나 유의한 차이를 보이지 않았다. 전체 기간 중 출산 후 5년 차를 제외하고는 출산이 흡연량에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나, 출산 후 5년 차에는 오히려 출산 전에 비해 하루 평균 흡연량이 약 1개비 증가하는 것으로 나타났다. 이는 육아/출산 스트레스로 인한 흡연량 증가가 자녀의 간접흡연에 대한 걱정으로 인한 흡연량 감소에 비해 클수도 있다는 가설을 지지하는 결과이다.

셋째, 남성과 여성을 분리하여 패널 회귀분석 수행한 결과, 성별로 출산이 흡연 행태에 미치는 효과가 극명하게 차이나는 것으로 나타났다. 남성의 경우는 출산 효과의 방향성에 있어 성별 통합 분석 결과와 비슷했으나 그 정도가 더 컸고 출산 전 대비 흡연량이 증가하는 연도도 4개 년도로 많아졌다. 반면 여성은 정반대의 결과를 보였다. 출산 효과가 흡연량을 감소시키거나 이전과 비슷한 유지시키는 것으로 나타났기 때문이다. 여성은 출산한 해를 포함해 3년 동안은 출산 효과로 인해 임신 전보다 흡연량을 하루 평균 약 0.5개비 정도 감소시키는 모습을 보였다. 이는 이론적 모형에 기반해 볼 때, 여성은 자녀에 대한 이타심이 육아 스트레스로 인한 흡연욕구 증가보다 큰 것으로 해석할 수 있는 결과이다.

마지막으로, 분석 대상을 흡연자와 비흡연자로 나눴을 때도 출산이 흡연 행태에 미치는 효과에 각각 달랐다. 흡연자의 경우 통합하여 분석한 결과와 비교해 방향성은 비슷했으나, 계수의 절대적 크기가 훨씬 큰 것으로 나타났다. 반면 비 흡연자는 출산에 따른 흡연량 변화는 미미한 것으로 나타났다. 이는 설사 본인 혹은 배우자가 출산을 하더라도, 이미 흡연량이 0개비인 상황에서 그 미만으로 담배 소비를 줄일 수 없기 때문인 것으로 추정된다.

본 연구의 분석 결과를 정부의 금연 정책에 응용해본다면, 첫째, 아동의 간접흡연을 방지함에 있어

여성보다는 남성에 더 집중해야 한다는 사실을 알 수 있다. 성별로 분리하여 출산 효과를 분석한 결과를 토대로 볼 때, 여성에 비해서는 남성이 출산 및 육아 스트레스로 인해 자녀 출산 후 흡연량이 이전에 비해 오히려 증가하는 것으로 나타났기 때문이다. 이는 남성이 여성에 비해 생물학적으로 자녀에 대한 이타심이 부족하기 보다는 간접흡연에 대한 인식이 부족과 스트레스 영향이 동시에 나타나기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 예를 들면 단순히 자녀와 같은 공간에서 흡연하지만 않으면 간접흡연 피해가 없을 것으로 생각하여 자녀 유무가 흡연 행태에 영향을 미치지 않을 수도 있는 것이다. 그러나 그 정도가 덜할지언정 의복이나 신체에 남아있는 니코틴등 유해물질로 인해 자녀와 다른 공간에서의 흡연도 간접흡연 피해를 입힐 수 있다(Jacob III et al. 2017). 그러므로 이 같은 의학적 사실을 남성에게 집중적으로 알려 자녀 출산 후 남성도 흡연량이 줄 수 있게 만드는데 정책적 역량을 집중해야 효율적인 예산 집행이 이루어질 수 있을 것으로 생각한다.

두 번째 제안은 아동의 간접흡연을 방지함에 있어, 비 흡연자보다는 흡연자에 금연캠페인을 집중하는 것이 효율적일 것이라는 점이다. 물론 지금도 금연 정책은 흡연자를 중심으로 이루어지고 있을 것이다. 그러나 [표 3]에서 본 바와 같이 비 흡연자 남성의 경우도 출산에 따라 흡연량이 증가하긴 하나 흡연자의 흡연증가량의 10% 수준이며 증가하는 기간도 훨씬 짧다는 점을 고려할 때, 출산 후 비 흡연자가 흡연하는 부분을 방지하기 위해 노력하기 보다는 기 흡연자가 흡연량을 증가시키는 것을 줄이는데 집중하는 편이 효과적인 정책 집행에 있어 좋을 것으로 사료된다.

본 연구의 한계는 자료의 미비로 인해 부모들의 보육시간 혹은 자녀와 같은 공간에 있는 시간을 정확하게 통제하지는 못했다는 점이다. 부모의 흡연에 의한 자녀의 간접흡연은 같은 공간에 있을 경우 그 부정적 외부효과가 크고, 외부에서 흡연 후 같은 공간에서는 흡연하지 않을 경우 의복에 잔류하는 유해물질 등으로 인한 간접흡연 정도로 부정적 외부효과가 제한적일 수 있다. 이로 인해 보육시간에 따라 출산이 흡연행태에 미치는 영향을 바꿀 수 있다는 점에서 보육시간 변수가 분석에 포함되었다면 보다 세밀한 효과 분석을 수행할 수 있었을 것이다. 물론 이를 통제하기 위해 보육시간을 간접적으로 파악할 수 있는 경제활동 여부를 분석 변수에 포함시켰고, 해당 변수의 효과도 원래 예상한 방향으로 나타났다는 점에서 자료가 제한된 상황 하에 편향되지 않은 출산 효과를 추정하고자 했던 본 연구의 결과가 의미 있다고 할 수 있을 것이다. 추후에 보육시간에 대한 자료가 확보된다면 출산이 부모의 흡연 행태에 미치는 효과를 보다 정밀하게 분석할 수 있을 것이다.

참고문헌

- Becker and Murphy, 1988, A Theory of Rational Addiction, *Journal of Political Economy* Vol. 96, No. 4, pp. 675-700
- Blackburn et al. 2005, Smoking behaviour change among fathers of new infants, *Social Science and Medicine* 61 517-26
- Deater-Deckard & Scarr, 1996, Parenting stress among dual-earner mothers and fathers: Are there gender differences?, *Journal of Family Psychology*, 10(1), 45-59.
- Gruber, Koszegi, 2008, A Modern Economic View of Tobacco Taxation. Paris: International Union Against Tuberculosis and Lung Disease;
- Jacob III et al. 2017. Thirdhand Smoke: New Evidence, Challenges, and Future Directions *Chemical Research in Toxicology* 30(1) .270-294
- Kassel, Stroud, Paronis, 2003. Smoking, Stress, and Negative Affect: Correlation, Causation, and Context Across Stages of Smoking. *Psychological Bulletin* 129(2):270-304
- Kahn et al. 2002 , A Reexamination of Smoking Before, During, and After Pregnancy, *American Journal of Public Health* Vol 92, No. 11
- US. Department of Health and Human Services. 2010. A Report of the Surgeon General: How Tobacco Smoke Causes Disease: What It Means to You. Atlanta: U.S. Department of Health and Human Services, Centers for Disease Control and Prevention, National Center for Chronic Disease Prevention and Health Promotion, Office on Smoking and Health,
- 김잔디; 서제희; 신영전; 김창엽, 2013. 저소득층의 흡연 행태와 관련 요인, *보건사회연구* 제33권 제1호, pp.577-602
- 박현용, 2017, 한국남성의 흡연행동 변화에 대한 연구, *보건사회연구* 제37권 제4호, pp.269-293
- 보건복지부, 2017, 흡연의 위험성-간접흡연, 보건복지부 금연 길라잡이(<https://www.nosmokeguide.go.kr>)
- 서홍관, 2007, 간접흡연의 해로움, *가정의학회지* 28권 7호 p.493 ~ 499
- 최선혜, 김윤정, 오경원. 2017. 우리나라 담배규제 정책과 흡연현황, *주간 건강과 질병* 제10권 제21호



세션 2-1 의료비 지출과 부담

좌장 | 이승욱(서울대학교)

- 발표 1** 질병이 경제활동과 경제상태에 미치는 영향
김수진(한국보건사회연구원)
- 발표 2** 건강보험 급여항목에 대한 개인의료비 현황과 의료필요도에 따른 잠재계층·유형 분류
오하린(국민건강보험공단), 김성식(국민건강보험공단)
- 발표 3** 상용치료원 유형과 연간 총의료비
성낙진(동국대학교 일산병원), 김두리(부천자생한방병원)
임형석(조선대학교병원), 이재호(가톨릭대학교)
- 토론** 정혜주(고려대학교)
황정해(한양사이버대학교)

질병이 경제활동과 경제상태에 미치는 영향

2019. 12. 13

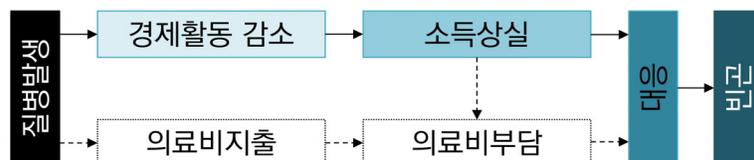
김수진

한국보건사회연구원

* 김수진 외(2018) “질병으로 인한 가구의 경제활동 및 경제상태 변화와 정책과제”를 수정, 보완함.

Background

- 질병 발생은 가계 경제에 부정적인 영향을 미침.
 - 질병으로 인한 과도한 의료비는 필요한 재화 및 서비스 구입을 가로막을 수 있고 소득수준이 낮은 경우 그 부담은 더 큼.
 - 질병발생은 실업과 소득상실로도 이어질 수 있는데 경제적 영향은 단기적으로 끝나지 않고 중장기적으로 영향을 미치고 가구의 빈곤화를 야기할 수 있음.



Background

- 국제노동기구(ILO)의 ‘사회적 건강보호(social health protection)’
 - 의료서비스에 대한 보편적인 접근 보장
 - 질병발생시 경제적 안전망 제공(질병으로 인한 생산성 감소와 임금의 감소 혹은 상실에서 기인하는 경제적 손실에 대한 안전망)
- 공적 상병수당 제도가 없고 질병 발생시 노동자가 실직의 위험에 노출되지 않고 질병 치료를 돕는 병가제도에 대한 법적 규제도 존재하지 않음.

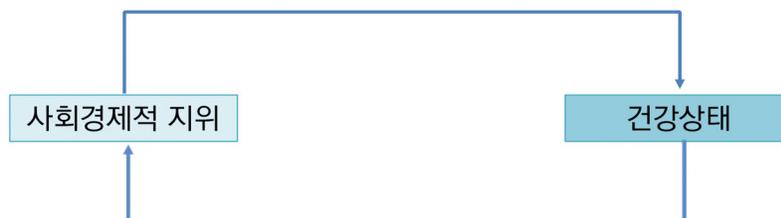
연구목적

- 개인·가구가 질병 발생 후 실직과 소득상실 등으로 인해 경제적 빈곤 등과 같은 위험에 노출되지 않는지, 그 규모는 어느 정도인지 확인할 필요가 있음.

3

Health & Poverty

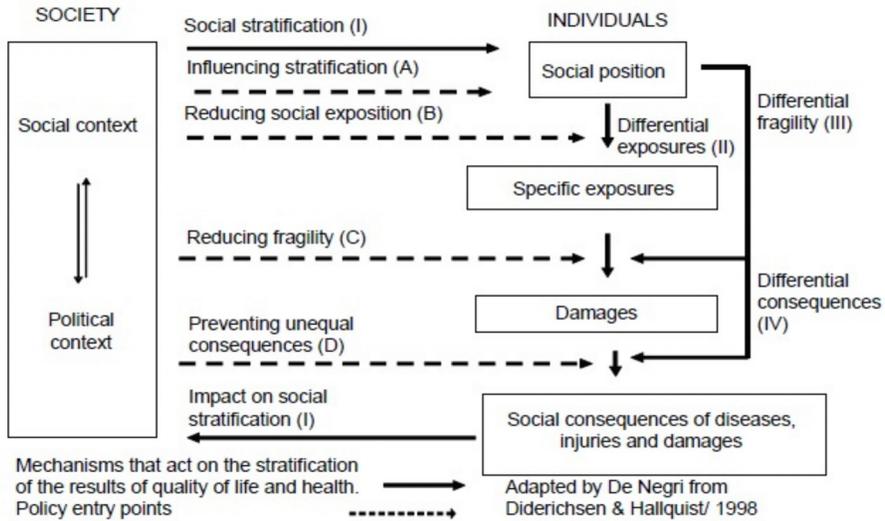
- 질병과 빈곤의 동태적 관계
 - 건강의 사회적 결정이론
 - 인적자본론
- 가난하기 때문에 질병이나 장애에 노출될 가능성이 커지지만 건강하지 못하기 때문에 노동시장의 지위가 불안정해지고 가난해지기도 함



4

Health & Poverty

- Diderichsen의 건강불평등 설명모형

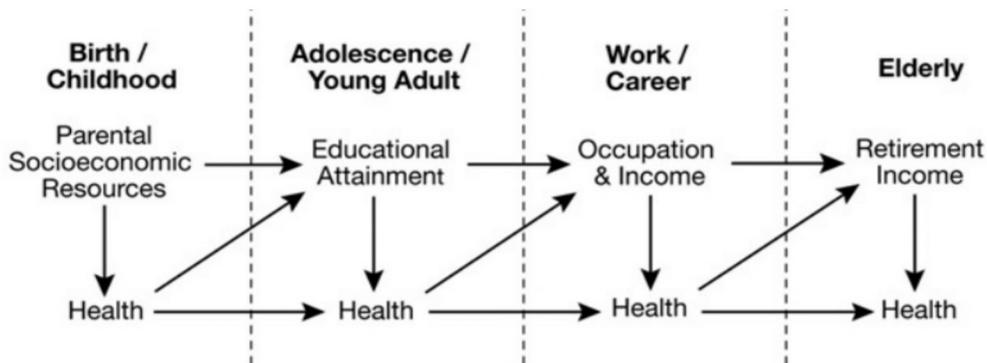


자료: De Negri, A. F. (2008) A human rights approach to quality of life and health: Applications to public health programming. Health and Human Rights 10/1, Published June 2008.

5

Health & Poverty

- The dynamic and reciprocal relationships between SES and health through the life-course.

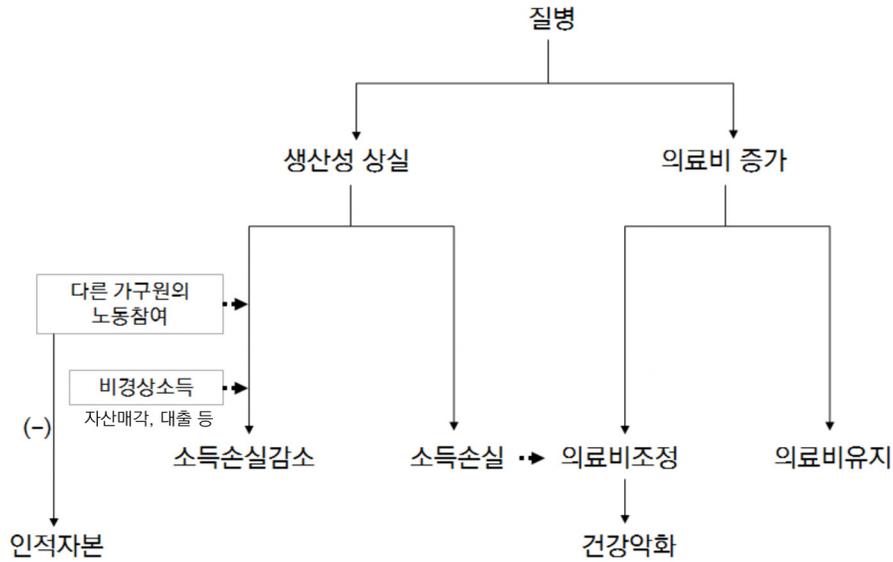


자료: Adler, N.E., Stewart, J., (2010). Health disparities across the lifespan: Meaning, methods, and mechanisms. Ann. N.Y. Acad. Sci. 1186 (2010) 5-23

6

Health & Poverty

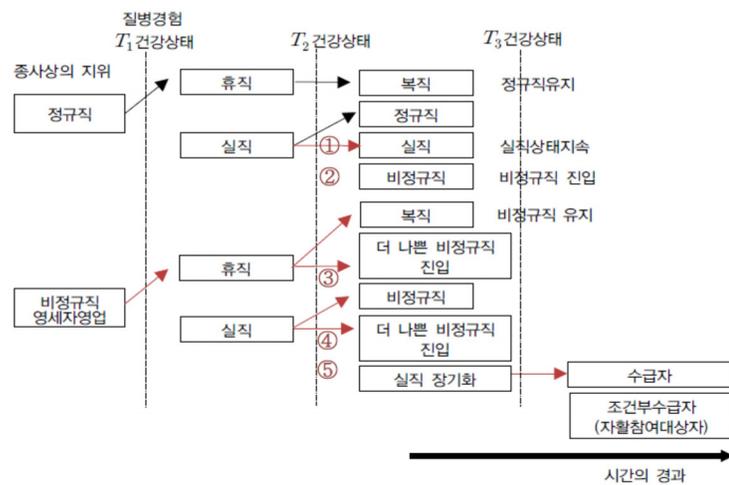
- 질병의 경제적 영향



7

Health & Poverty

- 건강상태와 종사상 지위변화의 경로들



자료: 이승윤, 김기태 (2017)

8

Health & Poverty

- 건강→사회경제적 상태 실증연구
- 질환 발생이 단기적으로뿐만 아니라 장기적으로 경제활동, 경제상태에 영향을 미침
 - 암진단1년시점에서평균62%가고용상태에있었음(암생존자에대한체계적문헌고찰연구Mehmet2011).
 - 암진단3년후경제활동참여율은5%p낮고임금은10%낮았음(캐나다,Jeon2017).
- 질병 발생이 경제활동 및 소득에 미치는 영향은 모든 집단에서 동일하지 않음.
 - 교육수준이낮은암환자의실업위험이더컸음(덴마크,Heinesen&Kobdziejczyk2013).
 - 입원이후기술수준이낮고교육수준이낮은경우고용에미치는영향이더컸음(스웨덴,Loudborgetal.2015)
- 국가별 사회보장제도의 특성에 따라 다를 수 있음.
 - 암 생존자들의 실업 위험 관련 메타분석 연구: 암 생존자들의 실업위험은 미국이 유럽보다 더 높았음(de Boer et al 2009).

9

Health & Poverty

- 개인의 질병→가구의 경제상태 실증연구
- 질병 발생은 질병이 발생한 개인뿐 아니라 다른 가구구성원들에게도 영향을 미칠 수 있음
 - 가구구성원들은 소득 상실을 보전하기 위해 경제활동을 강화할 수 있음. 자녀 및 배우자의 노동 시장 참여가 증가하였지만 근로소득, 가구소득 감소(중저소득국가 대상 체계적 문헌고찰 연구 Alam & Mahal 2014).
 - 환자의 돌봄을 위해 경제활동을 중단하거나 줄일 수 있음. 캐나다에서의 연구는 암 환자 배우자의 소득과 노동시장 참여가 감소함(Jeon&Pohl 2017).

10

Empirical Studies in Korea

연구자 (연도)	연구 대상	자료원	건강 변수	경제상태 변수	결과
강동욱 (2010)	50세 이상 중고령자	국민노후보장패 널 2005~2009	질병, 장애 발생 주관적 건강상태,	가구소득, 빈곤화	질병, 장애 발생이 소득 및 빈곤화에 영향을 미치지 않음.
이은경 (2014)	50세 이상 중고령자	한국고령화패널 2010, 2012	ADL, IADL, 만성질환 수	경제활동 참여	건강상태 좋은 경우 노동시장 참여 가능성 51% 증가
함선유(2016)	50세 이상 중고령자	한국고령화패널 2006~2012	질병, 사고 ADL 지수	본인의 경제활동 배우자의 경제활동	질병이 발생한 사람의 노동 공급이 감소함. 남성은 아내의 건강문제에 영향을 받지 않고 여성은 남편의 건강문제에 노동 공급을 중단함.
김대환·강성호 (2015)	중증질환 발생한 20세 이상 성인	한국의료패널 2008~2011	암, 심뇌혈관 질환	경제활동참여 개인소득	질환 발생은 개인의 소득과 근로활동 참여 정도를 감소시킴.
이승윤·김기태 (2017)	40~59세 노동자	심층면접	천식, 암 등 만성질환	개인의 경제활동	정규직과 비정규직에서 차별적인 휴직 기회 회복 전 경제활동 재개, 소득 감소와 대출 혹은 지인의 도움으로 소득 상실 보전

11

Data & Methods

연구대상

- 한국의료패널 2008-2016
- 20세 이상 59세 이하 경제활동연령
- 질병발생 전 경제활동 참여자: 질병 발생 시점 전년도에 경제활동을 하고 있던 사람

건강충격

- 암, 심뇌혈관계 질환 등 중증질환 진단: 사전에 예상하기 어렵고 진단 시 환자의 치료에 대한 재량권이 제한됨
- 15일 이상 입원: 상대적으로 중증으로 예상되지만 중증질환에 비해 그 영향이 단기적인 것으로 예상됨

매칭

- Coarsened Exact Matching(CEM)이용
- 질환 발생 직전 연도 기준으로 실험군과 유사한 특성을 가진 비교집단 선정

12

Data & Methods

독립변수(매칭변수)

변수	분류
성별	남/여
연령	10세 단위
가구주	해당/비해당
결혼	기혼/미혼
가구원수	1/2~3인/4인 이상
교육수준	중졸/고졸/대학 이상
일자리의 취약함*	해당/비해당
진단시점	2008~2015

* 고용관계: 간접고용, 특수고용
 종사상 지위: 임시직, 일용직
 근무시간 형태: 시간제
 계약기간 정해짐
 사업장규모: 10인 미만 사업장, 종업원 없는 자영업자

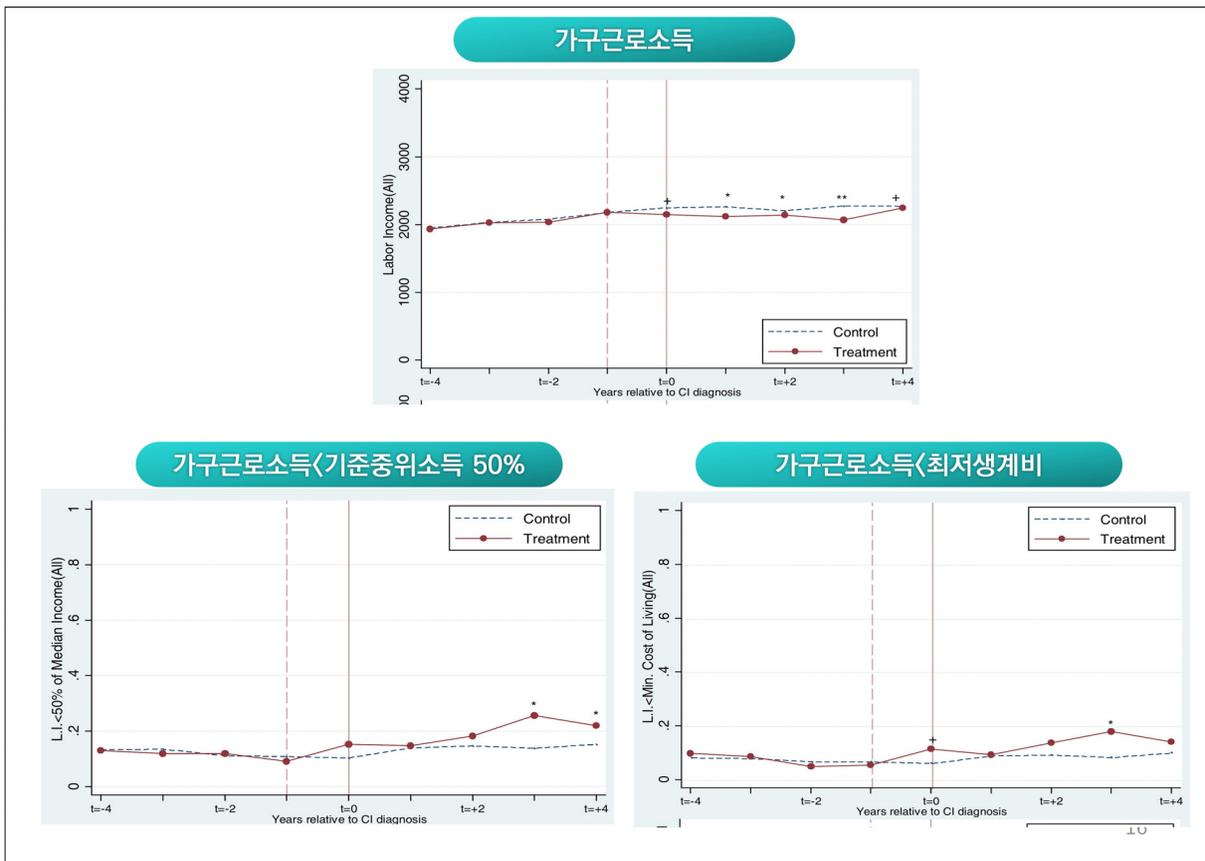
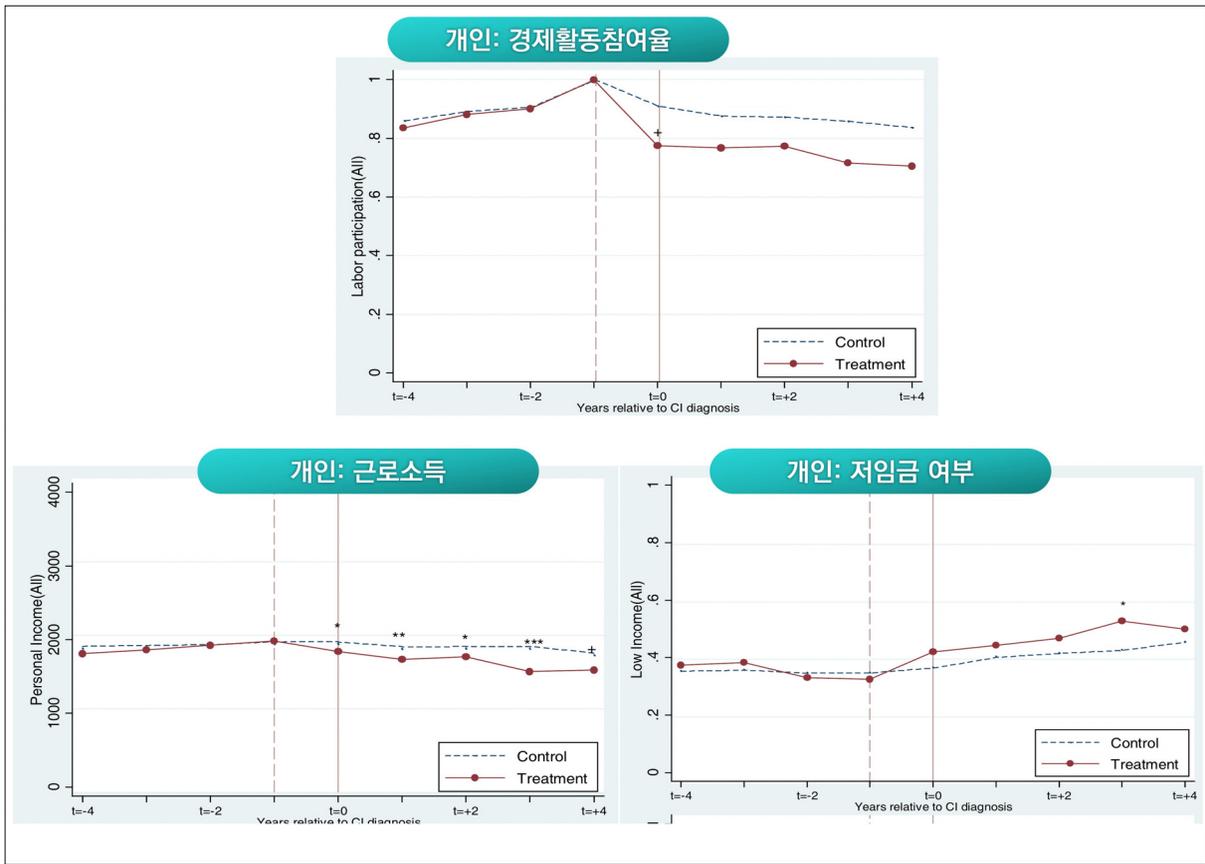
종속변수

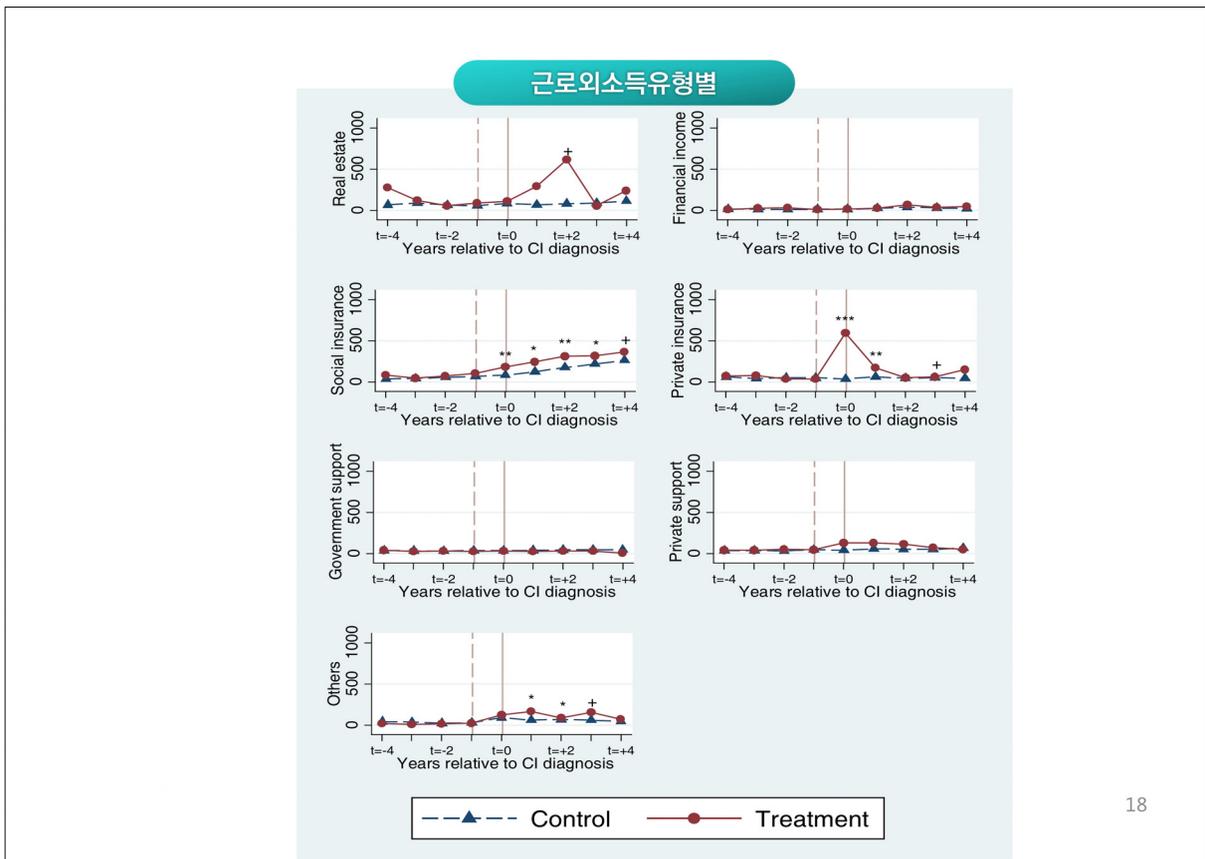
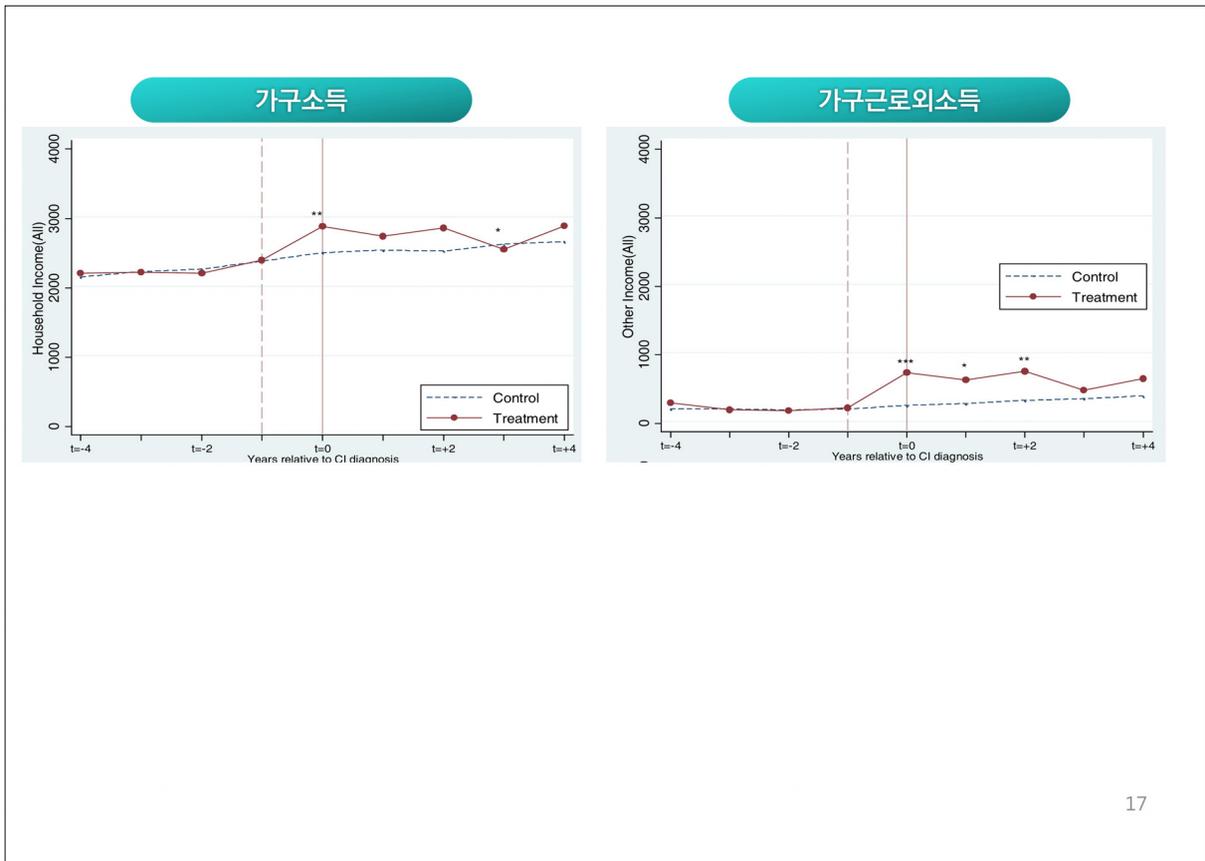
	변수
개인	경제활동여부 근로소득 저임금여부
가구	가구주 경제활동 여부 가구주 근로소득 가구근로소득 가구근로소득빈곤화 가구소득 가구 근로외 소득 재량소득(가구소득-의료비) 빈곤화

* 저임금 여부는 최저임금 이하, 가구소득 빈곤화는 기준 중위소득의 50% 이하와 최저생계비 이하로 평가

Results

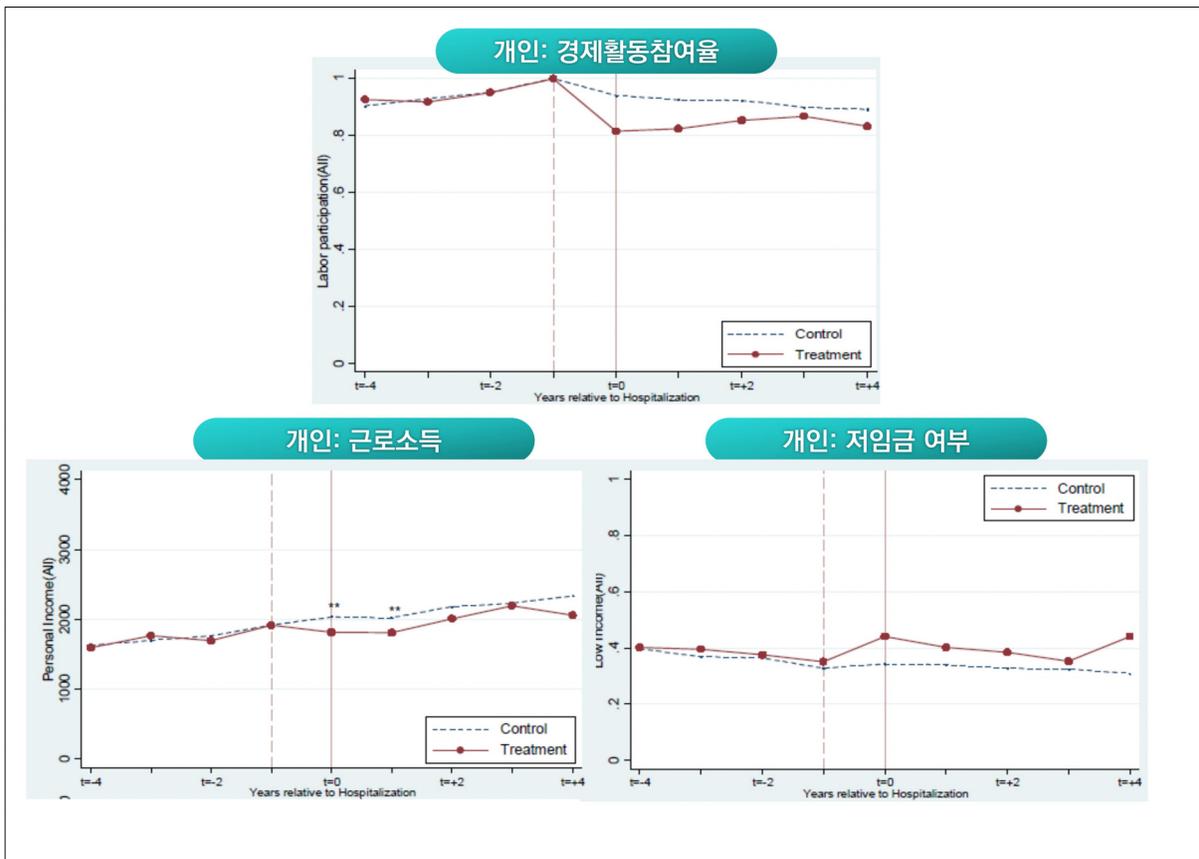
구분 (t=-1)	Pre-matched			Matched and reweighted		
	control n=44,590	treatment n=404	difference p-value	control n=7045	treatment n=354	difference p-value
연령						
20~29세	15.65	5.45		4.78	5.08	
30~39세	31.02	17.33	<0.001	18.92	17.23	0.707
40~49세	31.87	34.65		36.67	35.03	
50~59세	21.46	42.57		39.63	42.66	
여성	40.07	56.68	<0.001	57.91	57.91	1.00
기혼	76.06	84.90	<0.001	87.01	87.01	1.00
가구주	53.48	51.24	0.37	49.15	49.15	1.00
가구원 수						
1인	3.02	5.20		3.80	4.80	
2~3인	37.65	42.82	0.002	41.81	43.22	0.54
4인 이상	59.33	51.98		54.39	51.98	
교육 수준						
중졸	15.76	32.92		33.62	33.62	
고졸	38.09	40.35	<0.001	41.53	41.53	1.00
대학 이상	46.15	26.73		24.86	24.86	
취약한 일자리	61.88	69.80	0.001	72.03	72.03	1.00
경제활동(t=-2)	91.22	89.36	0.19	89.27	89.27	1.00
개인소득	2622.28	2255.53	<0.001	1964.21	2000.83	0.72
개인소득(t=-2)	2406.90	2050.13	<0.001	1748.10	1820.25	0.46
가구소득	5142.48	4955.27	0.153	4575.08	4625.26	0.76
가구소득(t=-2)	4804.98	4619.83	0.112	4207.77	4264.41	0.71

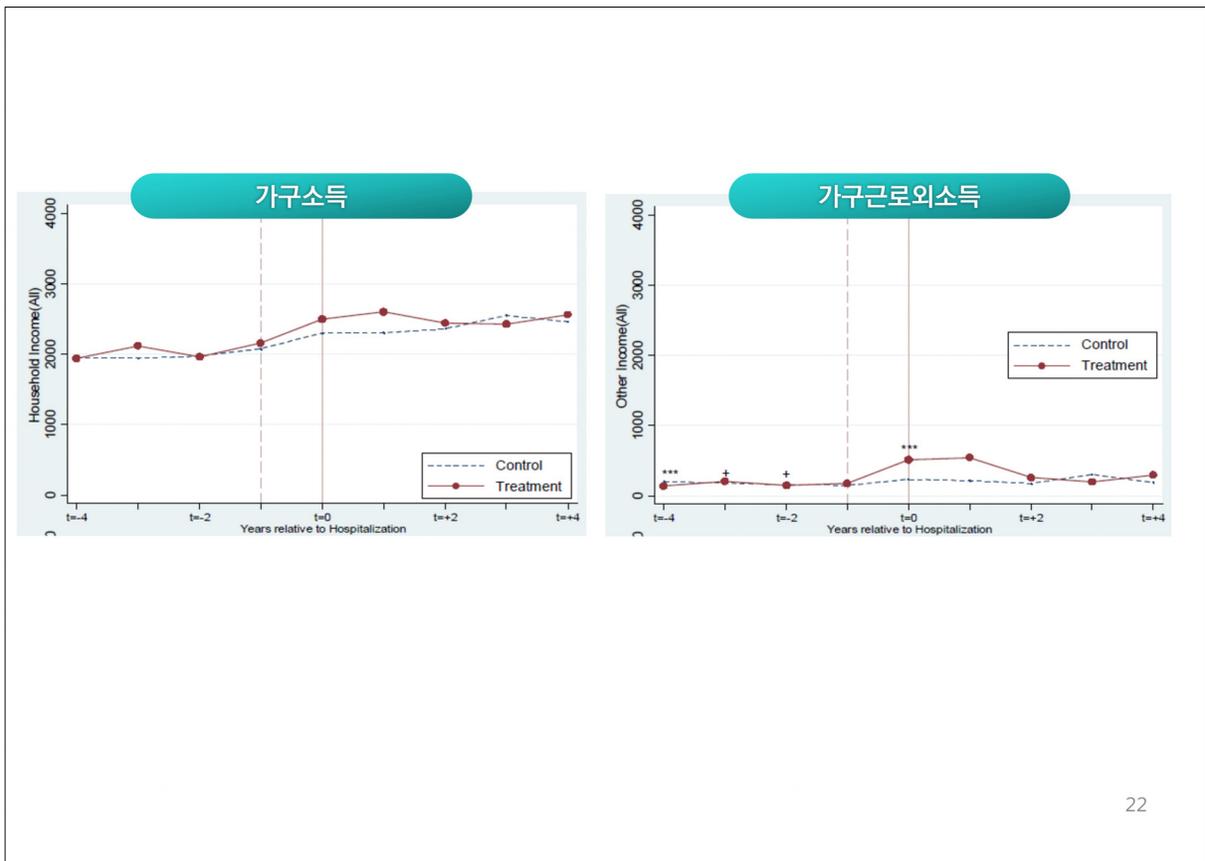
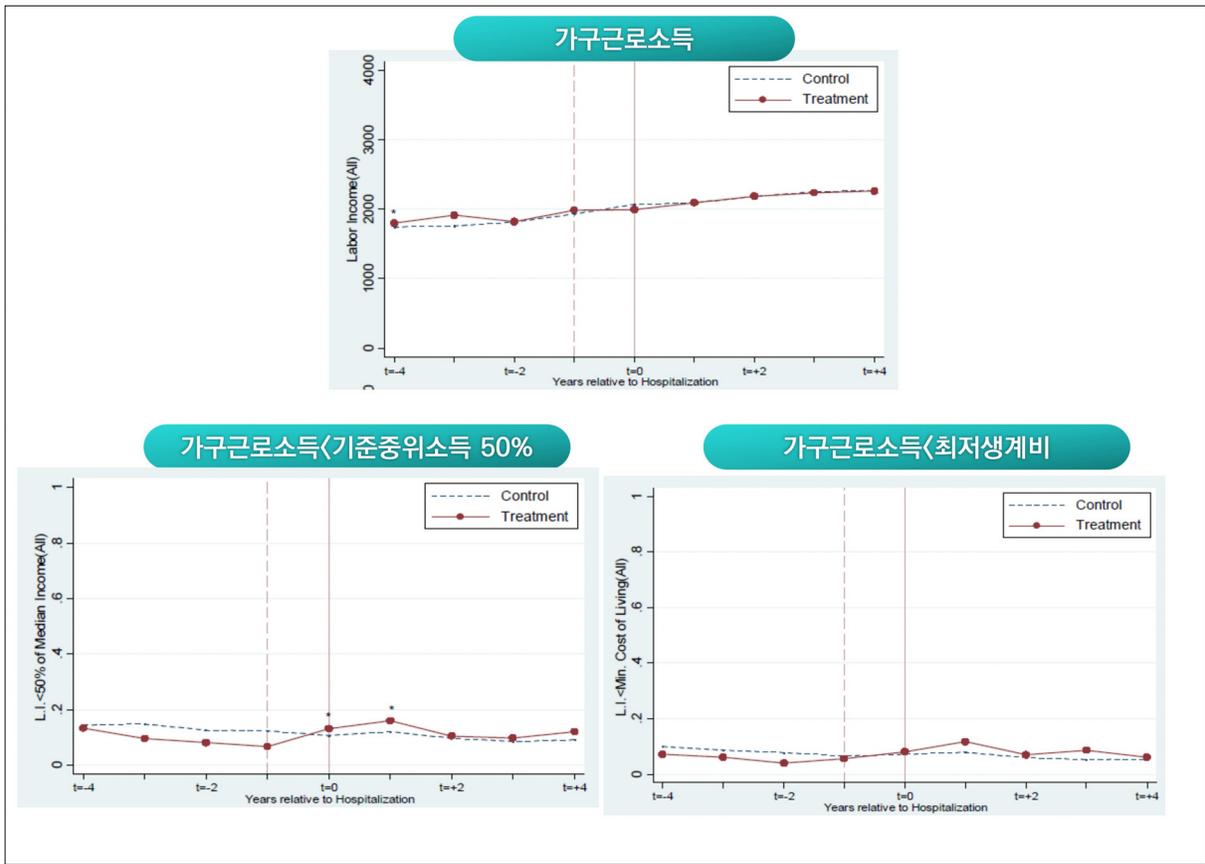


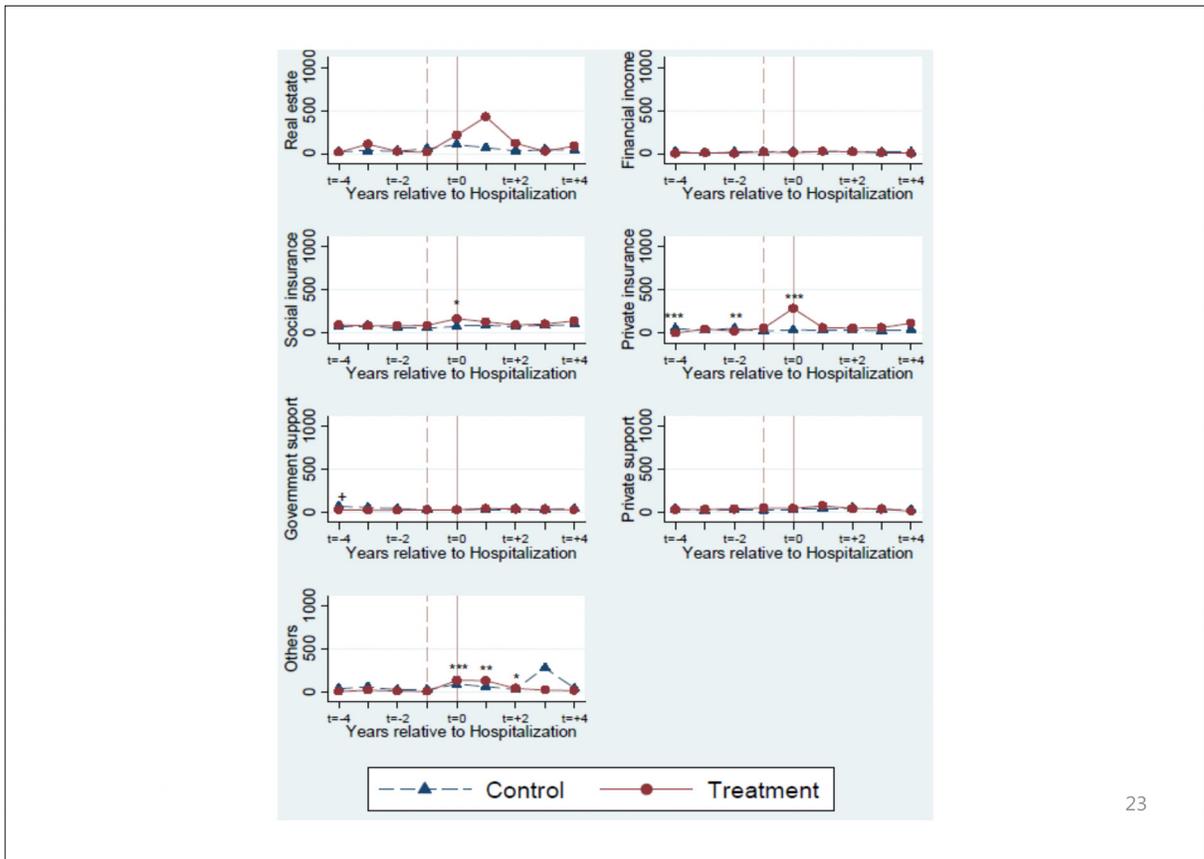


Results

구분 (t=-1)	Pre-matched			Matched and reweighted		
	control N=28,812	treatment n=485	difference p-value	control N=3778	treatment n=376	difference p-value
연령						
20~29세	15.37	6.60	<0.001	4.23	3.99	0.958
30~39세	32.23	19.18				
40~49세	32.74	34.85				
50~59세	19.66	39.38				
여성	38.35	41.44	0.165	43.09	43.09	1.000
기혼	74.01	81.03	<0.001	84.57	84.57	1.000
가구주	53.11	60.82	0.001	60.9	60.9	0.192
가구원 수						
1인	2.84	4.74	<0.001	4.39	4.79	0.886
2~3인	35.97	43.30				
4인 이상	61.19	51.96				
교육 수준						
중졸	13.87	33.20	<0.001	34.04	34.04	1.000
고졸	37.61	44.33				
대학 이상	48.52	22.47				
취약한 일자리	61.98	69.28	0.001	71.28	71.28	1.000
경제활동(t=-2)	91.55	93.40	0.145	95.48	95.48	1.000
개인소득	2659.96	2156.75	<0.001	1940.81	1925.86	0.872
개인소득(t=-2)	2439.99	1924.14	<0.001	1811.44	1761.33	0.577
가구소득	5172.91	4528.32	<0.001	4103.65	4194.56	0.533
가구소득(t=-2)	4828.61	4223.39	<0.001	3849.89	3887.11	0.779







23

Conclusions

- 건강충격 발생 이후 개인의 경제활동 참여와 근로소득이 감소하고 개인의 근로소득이 최저임금 이하인 비율이 증가함.
- 가구주가 중증질환에 걸린 경우 가구의 근로소득이 감소하고 기준중위소득의 50% 이하인 비율이 증가함.
- 가구총소득은 진단받은 해에 증가하고 이후 증가와 감소를 반복하며 불안정한 양상을 보였는데 이는 근로 외 소득의 변화와 관련됨.
 - 근로 외 소득은 진단받은 해에 민간보험 소득이 증가하였고 2년 차 전후로 부동산소득, 기타소득(예. 퇴직금)이 증가함.
- 가구주가 중증질환을 경험하는 경우 가구는 근로소득의 감소를 3년 정도까지는 민간보험 진단금 등 근로 외 소득에 의존하여 생활하는 것으로 보임.

24

Conclusions

- 공적 영역에서 제공하는 상병수당이나 기업 제공 병가에 대한 규제가 없는 상황에서 노동자들은 개인이나 가구가 가진 자원에 의존하여 생계를 유지함.
- 가용가능한 자원이 없는 경우, 자원이 있더라도 질병이 장기화될 경우 빈곤화로 이어질 수 있음.
- 질병으로 인해 노동자들이 겪게 되는 경제적 위험을 고려했을 때 향후 소득과 직업의 상실로부터 근로계층을 보호하기 위한 제도 도입에 대한 논의가 필요함.
- 건강을 회복할 수 있도록 적절한 휴가를 보장하고 치료 기간 동안의 임금 상실을 대체하는 것은 경제활동 연령층이 제때에 필요한 의료 서비스를 받을 수 있게 함으로써 질병이 악화되어 빈곤과 불건강의 악순환에 빠지는 것을 예방하는 길임.

25

Thank You

26

건강보험 급여항목에 대한 개인의료비 현황과 의료필요도에 따른 잠재계층 유형 분류

오하린(국민건강보험공단 건강보험정책연구원), 김성식(국민건강보험공단 건강보험정책연구원)

I. 서론

우리나라의 건강보장은 1977년 500인 이상 사업장 근로자를 대상으로 건강보험제도가 처음 시행된 이후부터 적용대상이 점차 확대되어 1989년에 드디어 전 국민이 건강보험 제도에 의해 건강보장을 받게 되었다. 그러나 건강보험의 지속적인 적용대상 확대에도 불구하고, 국민들의 실제로 부담하는 의료비에 대한 걱정은 가장 큰 정책적으로 해결해야 할 과제이며, 이에 정부는 국민들의 의료비에 대한 부담을 지속적으로 완화하기 위한 정책들을 개발하였고, 2000년대 중반부터 본격적으로 건강보험 보장성 강화에 대한 중장기 계획¹⁾을 수립하여 국민들의 의료비 부담을 줄이기 위한 노력을 꾸준히 추진해 오고 있다. 특히 정부는 2020년까지 총 30.6조원의 건강보험 재정 투입을 통해 의학적 비급여의 해소, 3대 비급여 부담 경감, 본인부담상한제 개선 및 재난적 의료비 지원 등 보다 적극적인 보장성 강화 정책을 시행하여 보편적 보장체제로 전환하기 위한 노력을 진행 중에 있다.

건강보험 보장성 강화 정책을 평가하기 위한 주요 지표로는 건강보험 실태조사의 보장률 지표와 OECD 국민보건계정의 경상의료비 대비 정부 및 의무가입제도의 비중 또는 가계직접부담의 비중 등이 주로 활용되고 있다. 이들 결과에 따르면 건강보험 보장률은 62.7%(2017년 기준)로 2013년

1) 건강보험 보장성 강화 중장기 계획에 대해서 주요 내용을 살펴보면, 1차('05-'08)에서는 "산정특례제도의 본인부담 완화, MRI 등 일부 항목에 대한 급여 적용, 식대 급여화"를 추진하였고, 2차('09-'13)에서는 질병의 위협으로부터 국민을 보호하는 것을 목표로 하여 "산정특례제도 확대, 초음파 등 일부 급여 적용, 임출산 지원"을 추진하였고, 3차('14-'18)에서는 모든 국민의 형평적 건강보장을 위한 의료비 부담 완화 및 건강수준 향상을 목표로 하여 "선별급여, 초음파 적용 확대, 3대 비급여 해소 등"을 추진하였고, 4차('17-'22)에서는 국민들의 의료비 부담을 획기적으로 낮추고 고액의료비로 인한 가계파탄을 방지하는 것을 목표로 "비급여의 급여화, 취약계층 본인부담 경감, 재난적 의료비 지원"을 추진하고 있음

62.0%에 비해 0.7% 상승하였고, 비급여 본인부담률은 18.0%(2013년)에서 17.1%(2017년)으로 약 0.9% 하락한 것으로 나타났으며 OECD 보건계정에서 발표한 의료비 중 정부 및 의무가입제도의 비중은 58.9%(2017년)로 나타났다. 이처럼 보장률, 본인부담률 관련 측정지표는 전체 의료비 대비 건강보험부담금, 본인부담금의 비중을 제시하는 것으로 정책의 효과를 평가하는 데에 가장 직관적이고 중요한 지표이다. 그러나 지금까지 산출된 지표들은 자료의 특성상 개인 단위의 인구사회경제 특성별 보장률을 산출하기 어렵고²⁾ 또한, 연평균 건강보험 부담금, 법정본인부담금, 비급여 본인부담금의 규모를 함께 확인할 수 없다는 한계가 있어 왔다.

이에 본 연구의 목적은 건강보험 급여항목에 대해 국민들이 지출하는 의료비 부담 수준을 개인 단위에서 개인의 인구·사회·경제적 특성 그리고 건강상태에 따른 의료비 수준과 보장률 현황을 파악하는 것이다. 또한, 의료 필요도에 따라 잠재계층을 분류하여 각 잠재계층별 의료비 수준 현황을 파악하여 건강보험 보장성 강화 정책의 기초자료로 활용될 수 있도록 정책적 함의를 제공하는 것을 목적으로 한다. 이와 관련하여 연구 단계별 목적은 다음과 같다.

첫째, 건강보험 급여항목에 대한 의료비를 조작적으로 정의하고, 국민건강보험 DB와 한국의료패널 자료로 산출한 개인 특성별 진료비, 급여율 등을 비교함으로써 본 연구의 자료원인 한국의료패널 자료가 개인 단위의 의료비 자료를 산출하는 데에 있어서 적절한 자료인지 확인한다.

둘째, 개인 단위의 2013년에서 2017년까지의 전체적인 연평균 의료비 규모와 그 구성비를 산출하고, 개인의 인구사회경제적 특성 집단별로 차이가 있는지 확인한다.

셋째, 의료 필요도에 따라 분류된 집단별로 보장률과 의료비 수준의 현황이 어떤지 확인하기 위해 개인특성, 의료가능성 요인, 의료행태 요인 등을 변수로 의료필요도가 높은 계층부터 낮은 계층까지 유형을 분류한 후, 각 집단의 의료비 수준, 구성비, 상병 특성 등을 확인한다.

II. 선행연구

이 장에서는 국내의 개인 및 가구 단위의 의료비 본인부담금과 본인부담률 통계지표 각각에 대해서 산출 목적과 정의에 대해서 살펴보았다. 본 연구는 개인 단위에 한하여 이뤄지지만, 보통 의료비 부담과 관련된 측정지표는 가구단위로 이뤄지고 있기 때문에 가구 단위로 산출된 통계지표들을 함께 검토하였다.

우선, 개인 및 가구 단위의 의료비 본인부담금(Out-Of-Pocket health expenditure, OOP)은 개인(가계)직접부담의료비 또는 개인(가계)직접본인부담금의 명칭으로 사용되며 개인 또는 가구가 직접 부담한 보건의료비를 의미한다. 개인, 가구 그리고 보건의료비를 어떻게 정의했는지에 따라 그

2) 건강보험환자 진료비 실태조사의 경우, 인구사회특성별 세부지표로 성, 연령, 소득계층, 가입형태를 제공하고 있음.

규모와 해석이 상이하며 국내의 기존 개인(가계)직접본인부담금 통계 지표로는 한국의료패널 자료를 활용한 가계직접본인부담금(건강보험정책연구원, 2018), OECD 국민보건계정의 1인당 가계직접부담 의료비(보건복지부, 2018), 가계동향조사의 가구당 월평균 보건의료비 소비 지출(통계청, 2019)이 대표적이다.

개인 및 가구 단위의 의료비 본인부담률은 전체 의료비 중에서 개인 또는 가구가 직접 부담한 의료비의 비율을 의미하며 분모가 되는 전체 의료비와 분자가 되는 의료비 본인부담금을 어떻게 정의했느냐에 따라서 통계량과 해석이 상이하다. 국내의 기존 본인부담률 통계지표로는 진료비 실태조사 자료를 활용한 건강보험 본인부담률(건강보험정책연구원, 2018), OECD 국민보건계정의 가계직접부담 비율(보건복지부, 2018)이 대표적으로 사용되고 있다.

[표 1] 국내의 의료비 본인부담률 또는 본인부담금 관련 통계지표 현황

가구 단위 의료비 본인부담금 통계지표	의료비 본인부담률 통계지표
<ul style="list-style-type: none"> • 한국의료패널 자료(가계직접본인부담금) • OECD 국민보건계정(가계직접부담의료비) • 가계동향조사(가구당 월평균 보건의료비 소비지출) 	<ul style="list-style-type: none"> • 진료비 실태조사 자료(건강보험 본인부담률) • OECD 국민보건계정(가계직접부담 비율)

1. 개인 및 가구 단위 의료비 본인부담금 통계 지표 현황

국내의 가구(개인) 단위 의료비 본인부담금 통계 지표는 한국의료패널 자료로 산출된 가계직접본인부담금, OECD 국민보건계정에서 산출한 1인당 가계직접부담 의료비 그리고 가계동향조사 자료로 산출한 가구당 월평균 보건의료비 소비지출 금액이 있다.

가. 『한국의료패널』의 가계직접본인부담금

먼저 한국의료패널의 가계직접본인부담금은 전국 단위의 표본가구 6,408가구('17년 기준)의 연간 발생 보건의료비 중 가구에서 지출한 금액들의 평균값이다. 가구의 직접부담의료비의 규모와 항목별 구성비를 가구의 특성별로 파악함으로써 우리나라 가구 단위의 의료비 지출 규모와 현황을 파악하는 것을 목적으로 한다. 또한, 본 지표는 2008년부터 동일한 표본대상 가구의 보건의료비를 매년 추적 조사하기 때문에 통계값에서 표본 집단이 달라짐으로써 생기는 편의가 적다는 장점이 있다.

[표 2]는 한국의료패널 자료에서 정의하는 개인(가구) 단위 보건의료비 구성항목이며, 의료기관 이용 시 발생한 수납금액, 의약품(처방약값과 일반의약품), 한약 및 첩약, 보건의료용품(안경 및 렌즈, 의약외품 등), 그리고 건강기능식품과 교통비, 간병비 항목으로 구성된다. 모든 항목은 면대면 가구조사를 통해 조사되며 특히 의료기관 이용 시 발생한 수납금액은 건 단위로 영수증을 수집한다. 따라서 정확하게 공단부담금, 법정본인부담금, 비급여 본인부담금을 모두 파악할 수 있으며 가계직접본인부담

금에는 법정본인부담금과 비급여 본인부담금이 포함된다.

건강보험 보장성 강화정책의 재정부담 완화 측면에서 평가를 위한 통계지표로서 한국의료패널 가계 직접본인부담금을 살펴보면, 전국 단위의 대표성 있는 자료라는 점과 영수증 자료를 기반으로 하여 조사된 정확도 높은 의료비 값이라는 점에서 장점이 있다. 또한 가구, 개인특성별 변수와 매칭하여 집단별 본인부담금 평균 비교가 가능하다. 그러나 건강보험 환자 외의 모든 환자들이 분석에 포함되고, 정의하고 있는 보건의료비에 건강보험 보장성 강화 정책 대상 외의 항목들(한약 및 첩약, 일반의약품, 보건의료용품, 건강기능식품 등)이 포함되어 있기 때문에 보장성 강화정책의 효과를 평가하는 지표로 활용되기에는 무리가 있다고 판단된다.

[표 2] 한국의료패널 자료의 가구 및 개인 단위 보건의료비 구성항목

항목	세부항목	세부항목 정의	
가구 단위 보건의료비	보건의료 서비스	의료비(수납금액)	응급, 입원, 외래에서 발생한 의료비
		산후관련 지출액	산후조리원, 산후도우미 이용에 따른 지출액
		장기요양관련 지출액	장기요양비, 장기요양 간병비, 장기요양시설 요양비/식비/간병비
	의약품	처방약값	응급, 입원, 외래에서 발생한 처방약값
		일반의약품	약국에서 처방전 없이 구매한 일반의약품
		한약 및 첩약	약국, 한약방에서 구입한 한약 및 시장에서 구입한 건재, 첩약
	보건용품 및 의료기기	일반의약품외품	약국에서 처방전 없이 구입한 일반의약품 비용
		안경 및 콘택트렌즈	-
		의료기기구매/임대/수리	-
	기타	건강기능식품	
		교통비	응급, 입원, 외래 이용을 위해 지출된 교통비(앰블런스 비용 포함)
		입원간병비	입원 시 발생한 간병비
개인 단위 보건의료비	보건의료 서비스	의료비(수납금액)	응급, 입원, 외래에서 발생한 의료비
		교통비	응급, 입원, 외래 이용을 위해 지출된 교통비(앰블런스 비용 포함)
		입원간병비	입원에서 발생된 간병비
	의약품	처방약값	응급, 입원, 외래에서 발생한 처방약값

나. 『OECD 국민보건계정』의 가계직접부담의료비

OECD 국민보건계정은 국가 간 비교를 가능하게 하기 위해 의료비에 대해 공통된 정의에 따라 보건의료비 지표를 산출하며, 국내의 시계열적 일관성을 갖는 통계 지표를 산출하는 것을 목적으로 하는 보건의료비 통계 지표이다. 다른 조사들과 다르게 국민보건계정은 한 해 경상의료비 총액을 결정한 뒤 '진료비 실태조사' 본인부담률과 통계청 '서비스업 조사' 구성 비율에 따라 Top-down 방식으로 하위 의료비 항목들을 분배하는 방식으로 구축된다.

국민보건계정의 가계직접부담의료비는 국민 개개인이 직접 부담하는 의료비 수준을 나타내며 각국

의 물가수준을 반영한 구매력 평가 환율(US\$ PPP: Purchasing Power Parity)로 제시하고 있다. 따라서 OECD 국가들 간의 비교, 국내의 연도별 변화를 거시적으로 파악하는데 유용하다.

[표 3] OECD 국민보건계정 가계직접부담의료비 기능별 항목

구분	기능별	세부항목	기능별 분류 정의
개인 의료비	HC.1 치료서비스	HC.1.1 입원서비스 HC.1.2 당일치료서비스 HC.1.3 외래서비스 HC.1.3.1 일반외래서비스 HC.1.3.2 치과외래서비스 HC.1.3.3 전문외래서비스 HC.1.3.9 기타외래서비스 HC.1.4 재가서비스	치료서비스는 '질병/손상의 증상을 경감'시키거나, 질병/손상의 심각성을 완화'시키거나, 또는 생명이나 정상적 기능을 위협하는 '질병/손상의 악화/합병증을 방지'하는 것을 1차적 의도로 하는 보건의료접촉을 의미함
	HC.2 재활서비스	HC.2.1 입원재활서비스 HC.2.2 당일재활서비스 HC.2.3 외래재활서비스 HC.2.4 재가재활서비스	재활은 장애를 겪고 있거나 겪게 될 건강상태에 있는 사람에게 도움을 주어서 이들이 최상의 기능을 유지하고 적절한 삶의 질을 확보하여 공동체와 사회에의 통합을 성취하고 유지할 수 있도록 하는 것을 목표로 함
	HC.3 장기요양서비스 (보건)	HC.3.1 입원장기요양서비스(보건) HC.3.2 주간장기요양서비스(보건) HC.3.3 외래장기요양서비스(보건) HC.3.4 재가장기요양서비스(보건)	장기요양서비스는 '장기적인 의존 상태에 있는 환자의 통증과 고통을 줄이고 건강의 악화를 감소시키거나 관리하는 것'을 1차적 목적으로 하여 소비되는 일군의 의료 및 퍼스널케어 서비스를 말함
	HC.4 보조서비스	HC.4.1 임상검사서비스 HC.4.2 영상진단 HC.4.3 환자이송	보조서비스는 '진단 및 모니터링' 등을 목적으로 하는 서비스 패키지의 필수적인 부분이되는 경우가 많고, 따라서 그 자체로는 치료나 질병 예방의 목적을 가지고 있지는 않다고 보고 있음
	HC.5 의료재화 (타기능에 미포함)	HC.5.1 의약품·기타비내구재 HC.5.1.1 처방의약품 HC.5.1.2 비처방의약품 HC.5.1.3 기타의료비내구재 HC.5.2 치료용구·기타의료재화	<ul style="list-style-type: none"> • 의료재화 항목은 '보건체계접촉에 의한 처방의 결과로서 또는 자가 처방의 결과로서 얻게 되는 의료재화를 포함함 • 의료재화는 보건의료접촉의 일부로서 처방을 받아 소비될 수도 있고, 자가 처방과 같이 독립적으로 소비될 수도 있음

2. 개인 및 가구 단위 의료비 본인부담률 통계 지표 현황

국내의 개인(가계)의 의료비 본인부담률을 나타내는 지표로는 건강보험환자 진료비 실태조사의 주요 통계지표인 건강보험 본인부담률과 OECD 국민보건계정의 가계직접부담비율이 있으며 두 지표는 건강보험 보장성 강화정책 등 보건의료정책 수립의 주요 지표로 활용되고 있다. 또한 가계동향조사의 가구당 보건의료비 소비지출 비율이 있으며 세 지표는 각각 정의하는 의료비, 조사 단위, 의료비 지출 대상자 그리고 산출 목적 등 다름에도 불구하고 그 의미가 혼재되어 사용되는 경우가 있어 본 장에서 자세히 비교해보았다.

가. 『진료비 실태조사』의 건강보험 본인부담률

먼저 진료비 실태조사에서 산출하는 건강보험 본인부담률 지표는 건강보험환자의 비급여를 포함한 전체 진료비 중 건강보험 법정본인부담금과 비급여본인부담금의 비중을 의미하며, 건강보험 보장성 강화정책을 평가하고 향후 효과적인 정책 설정 방향을 제시하는 것을 조사 목적으로 하여 자료를 수집하고 지표를 산출한다.

추출 단위(Sampling Unit)는 요양기관이고, 조사 단위는 요양기관에서 발생한 진료 건별 발생 비용으로 표본으로 선정된 요양기관의 6월, 12월 중 발생한 외래 방문 및 입원(퇴원) 환자의 모든 진료 건이 조사 단위가 된다. 조사는 각 요양기관 자체 혹은 전산 청구 프로그램을 이용하여 자료를 받는 방법으로 수집하기 때문에 수집 자료에는 건강보험환자, 일반환자, 자동차보험환자, 산재보험환자, 의료급여 1종, 2종 환자 등이 포함되어 있으나 분석에서는 건강보험환자의 자료만을 선정하여 지표를 산출한다. 조사 내용은 크게 일반항목과 진료비 세부항목, 항목별 합계 및 기타항목 구분되며 진료비 세부항목에는 급여(공단부담금, 법정본인부담금, 전액 본인부담금)와 비급여 본인부담금 각각에 대해 진찰료, 입원료, 식대 비용 등이 구분되어 조사되고 있다.

건강보험 진료비 실태조사에서 통계 지표 산출을 위해 정의하는 의료비 범위는 입원, 외래로 발생한 의료비와 조제 약품 비용이며 병원·의원의 경우 미용 및 성형, 집단 검진, 개별 검진, 시력 교정술, 예방 접종, 기타 예방 진료에 대한 의료이용 건은 분석에서 제외한다. 치과의 경우, 65세 미만 임플란트, 미용 목적의 보철 및 교정을 제외하고 한방은 건강 증진 목적의 첩약을 구입한 의료이용 건에 대해서 제외한다(표 4).

건강보험 보장률은 위의 정의된 분석 대상 의료이용 건으로 전체 공단부담금³⁾, 법정본인부담금⁴⁾, 비급여본인부담금⁵⁾ 총액에서 공단부담금의 총액이 차지하는 비중으로 산출하며 같은 방식으로 법정본인부담률, 비급여 본인부담률은 전체 의료비에서 법정본인부담금 총액, 비급여본인부담금 총액의 비중으로 산출한다. 또한, 전체 건강보험 보장률 외에 요양기관 종별, 진료과목별, 진료형태별(입원외래), 4대 중증질환 산정특례대상자별, 인구·사회학적 특성(성, 연령구간, 소득계층)별 등 의료비 구성 비율도 제시한다.

3) 공단부담금에는 본인부담액 상한제 사후 환급금, 임신출산 지원금 등 현금지급 포함

4) 법정본인부담금에는 본인부담액 상한제 사후환급금, 임신출산진료비 법정본인부담금 제외

5) 비급여본인부담금에는 임신출산 진료비 비급여본인부담금이 제외

[표 4] 건강보험 진료비 실태조사 본인부담률 통계지표 의료비 범위

분석대상	진료 부문	분석 제외
입원·외래 의료비	병원·의원	<ul style="list-style-type: none"> • 미용 및 성형 • 집단 검진 • 개별 검진 • 시력 교정술 • 예방 접종 • 기타 예방 진료
	치과	<ul style="list-style-type: none"> • 65세 미만 임플란트 • 미용 목적의 보철 및 교정
	한방	<ul style="list-style-type: none"> • 건강증진 목적의 침약
조제 약품 관련 비용	약국	<ul style="list-style-type: none"> • 일반 의약품 및 의약품 제외 (드링크큐, 비타민제, 강장제 등 본인의 희망에 의한 건강증진제 등)

나. 『OECD 국민보건계정』의 가계직접부담비율

OECD 국민보건계정의 가계직접부담비율은 경상의료비 대비 가계직접부담본인부담금을 의미한다. 먼저 ‘경상의료비(CHE: Current Health Expenditure)’란, 국가 전체 단위에서 지출한 보건의료서비스와 재화의 소비를 위한 국민 전체의 1년간의 지출 총액을 의미한다. 경상의료비는 개인의료비⁶⁾와 집합보건의료비⁷⁾의 합으로 구성되며 지출 단위가 가계뿐만 아니라 정부, 건강보험, 민영보험, 기업 등으로 구분되어 있다. 경상의료비에서 정의하는 ‘보건의료(Health care)’는 기본적으로 ‘기능’에 따라 정의되며 건강을 증진하고 질병을 예방하는 것, 질병을 치료하고 조기 사망을 줄이는 것, 간호가 필요한 만성질환자를 돌보는 것, 간호가 필요한 장애인을 돌보는 것, 존엄하게 임종을 맞도록 돕는 것, 공중 보건을 제공하고 관리하는 것, 보건프로그램/건강보험 등을 제공하고 관리하는 모든 것을 포함한다.

다. 『가계동향조사』의 가구당 보건의료비 소비지출

가계동향조사는 가구에 대한 소비지출 실태를 파악하여 소비구조의 측정 및 분석 등에 필요한 자료를 제공하는 것을 목적으로 전국 단위의 표본가구로 월 1,000가구(1/12 순환), 연간 12,000가구를 조사하며 면대면 조사와 가계부를 활용하여 조사하고 있다. 소비지출 구성항목은 01.식료품 및 비주류 음료, 02.주류 및 담배, 03.의류 및 신발, 04.주거 및 수도광열, 05.가정용품 및 가사서비스, 06.보건, 07.교통, 08.통신, 09.오락 및 문화, 10.교육, 11.음식 및 숙박, 12.기타 상품 및 서비스 12개로 분류되며 본 연구에서는 ‘06.보건’에 해당하는 지출항목만을 소개한다.

6) 개인의료비는 개인에게 직접 주어지는 서비스 내지 재화에 대한 지출로 흔히 병의원 등의 의료기관이나 약국에서 발생하는 지출을 의미한다.

7) 집합보건의료비는 예방 및 공중보건사업이나 보건행정관리를 위한 지출로 공중 대상으로 발생하는 의료비를 의미함

가계동향조사의 '보건' 항목은 질병 예방, 치료 및 신체의 교정 등에 필요한 상품 및 서비스에 대한 지출로 정의하고 있다. 보건항목은 의약품, 의료용 소모품, 보건의료용품 및 기구, 외래의료서비스, 치과서비스, 기타의료서비스, 입원서비스 이상 7개의 세부 항목으로 분류되며(표 5), 가구 단위로 연평균, 월평균 지출액을 산출하고 있다. 따라서 건강보험 보장성 강화정책의 평가 지표로 활용되기에는 보건의료비의 범위가 포괄적이고 매월, 매년 표본 집단이 변경됨에 따라 발생하는 편차가 있다. 또한, 의료기관 이용 시 발생한 의료비가 수납금액으로 조사되어 전체 의료비 대비 본인부담금의 정도를 파악할 수 없다는 점에서 여러 제한점이 존재한다.

[표 5] 가계동향조사 보건의료비 구성항목

항목	세부항목	세부항목 정의	비고
의약품	조제약	의사·치과의사 등이 발행한 처방전에 따라 약사가 조제한 약	처방의 유무를 불문하고 약사 및 의사로부터 구입한 약품
	판매약	약국 및 병원 등에서 치료·유지 및 회복을 위하여 구입한 제품	
	한약 및 한약재	질병의 치료 및 건강유지를 위해 구입하는 모든 한약 및 한약재	
	인삼	인삼, 산삼 등의 삼 종류 및 이를 원료로 가공한 홍삼 제품	
	영양보조제	영양성분 보급 등 건강증진을 목적으로 이용되는 보조제품으로 특정 성분을 추출, 혼합, 발효 등의 처리를 거쳐 만든 제품	
의료용소모품	보건의료 소모품	위의 의약품 이외에 안대, 식염수 등 보건의료 소모품	-
보건의료용품 및 기구	안경 및 콘택트	시력교정 및 시력 보호를 위하여 착용하는 것	질병의 예방, 질병의 치료, 신체의 교정 및 유지에 필요한 용품 및 기구
	기타보건의료기구	위의 항목에 분류되지 않은 보건의료 용품 및 기구	
외래의료서비스	일반병의원외래비	입원하지 않은 환자가 일반 병의원의 의사 및 치료사 등에게 받는 의료서비스	질병의 예방·치료 및 신체의 교정 등에 필요한 서비스에 관련된 지출
	한방병의원외래비	입원을 하지 않은 환자가 한의사의 진료에 기초하여 의료서비스를 받은 대가로 지급한 금액	
치과서비스	치과외래비	입원하지 않은 환자가 지불하는 치과진료 및 치료에 대해 지불하는 비용	-
기타의료서비스	기타보건의료서비스	위의 항목 이외에 입원하지 않은 환자의 의료관련서비스	-
입원서비스	병원입원치료비	입원한 환자가 병원으로부터 치료받는 기간에 발생하는 제비용으로 호스피스 등의 서비스를 포함	-

[표 6]은 국내의 기존 개인(가구) 직접부담의료비 통계지표인 『한국의료패널』, 『OECD 국민보건계정』, 『가계동향조사』각각에 대한 정의, 산출 목적, 분석대상자 그리고 보건의료비 등에 대한 내용을 비교 정리한 것이다. 한국의료패널과 가계동향조사는 가구 단위로 샘플링하여 보건의료비로 정의한

항목들에 대하여 직접 조사하는 반면, OECD 국민보건계정의 가계직접부담의료비는 총 경상의료비 금액에서 ‘경제총조사’, ‘인구주택총조사’, ‘가계동향조사’ 등의 자료원 비율을 사용하여 top-down 방식으로 추정한다.

각 통계지표에서 정의하는 직접부담의료비를 비교해보면, 한국의료패널은 의료기관 이용 시 발생한 비용, 의약품, 보건의료용품, 건강기능식품 구매비, 간병비, 교통비를 포함하며, OECD 국민보건계정은 의료기관 이용 부분에서 질병목적이 아닌 미용·성형인 경우(미용 목적의 치과보철, 건강증진 목적의 한약 및 첩약에 해당하는 부분을 고려하여 보건의료비를 산출한다. 가계동향조사는 한국의료패널과 유사하나, 건강기능식품, 간병비, 교통비 항목을 보건항목이 아닌 다른 항목으로 분류하여 지표를 산출한다.

[표 6] 국내의 개인(가계) 의료비 본인부담금 통계 지표 현황

	한국의료패널 가계직접본인부담금	OECD 국민보건계정 가계직접부담의료비	가계동향조사 가구당 보건의료비 소비지출
정의	• 가구의 연간 발생 직접본인부담금	• 연간 경상의료비 중 개인이 직접 부담한 의료비의 규모	• 가구당 보건의료비 소비 지출액
목적	• 가구의 직접부담의료비의 규모와 항목 별 구성 비율을 가구 특성별로 제시함으로써 우리나라 가구 단위의 의료비 지출 규모 파악을 목적으로 함	• 의료비에 대해 공통된 정의 따라 지표를 산출함으로써 국가간 비교 가능하고, 국내의 시계열적 일관성을 갖는 통계 지표를 산출하는 것을 목적으로 함	• 가구에 대한 소비지출 실태를 파악하여 소비 구조의 측정 및 분석 등에 필요한 자료를 제공하는 것을 목적으로 함
표본 추출	• 2005년 인구주택총조사 90% 전수 자료를 토대로 6,408가구 추출('17년 기준)	-	• 전국 단위의 표본가구로 월 1,000 가구(1/12 순환), 연간 12,000가구
조사 방법	면대면 가구조사, 가계부	• 총액을 결정한 뒤 ‘경제총조사’, ‘인구주택총조사’, ‘가계동향조사’ 등 자료원들의 비율을 사용하여 top-down 방식으로 추정함	• 가계부 기장에 의한 본인기록방식
분석 대상자	• 조사 완료된 표본 가구 및 가구원	• 전체 국민	• 조사 완료된 표본 가구
보건의료비 구성 항목	<ul style="list-style-type: none"> • 보건의료서비스(응급·입원·외래로 의료기관 이용시 발생 수납금액, 산후조리원) • 의약품(처방약, 일반의약품, 한약 및 첩약) • 보건의료용품 및 기구 (안경 및 렌즈, 의약외품) • 기타: 건강기능식품, 교통비, 간병비 	<ul style="list-style-type: none"> • 목적이 질병예방, 보건증진, 치료, 재활, 장기 돌봄 등에 해당하는 보건의료에 대한 지출 • 치과의 경우 ‘미용 목적의 치과보철’ 제외, 한방의 경우 ‘건강증진 목적의 한방첩약’ 의료비는 제외 • 미용, 성형 목적 발생비용 제외 	<ul style="list-style-type: none"> • 의약품(처방약, 판매양약, 한약 및 한약재, 인삼, 영양보조제) • 의료용 소모품 • 보건의료용품(안경 및 렌즈, 기타 의료기구) • 외래, 치과, 기타의료서비스(수납금액) • 입원서비스(수납금액)

III. 연구 방법

1. 변수 정의

가. 독립변수

먼저 개인 의료비 현황 및 구성비율의 세부집단을 나누기 위한 특성 변수로는 성, 연령, 교육수준, 결혼상태, 건강보험 가입형태, 경제활동여부, 종사상지위, 실손의료보험 유무, 장애유무, 만성질환 유무, 중증질환 유무, 소득분위 총 11개 변수를 선정하였으며 각각의 정의는 [표 7]과 같다.

[표 7] 분석대상 개인의 주요 변수 및 정의

변수	정의
성별	남성, 여성 2개의 집단으로 분류
연령	만 연령 0-5세, 6-18세, 19-30세, 31-44세, 45-64세, 65-79세, 80세 이상으로 총 7개로 분류함
교육수준	만 7세 이하의 미취학 아동 또는 성인 중 무학인 경우, 초등학교 재학 중인 경우이거나 최종 학력이 초졸인 경우, 중학교 재학 중인 경우이거나 최종 학력이 중졸인 경우, 대학교, 대학원을 재학 중이거나 최종학력이 대학 이상인 경우로 총 4개 집단으로 분류함
건강보험 가입형태	건강보험 가입형태가 직장가입자 또는 피부양자인 경우는 직장가입자로, 지역가입자 또는 세대원인 경우는 지역가입자 2개 집단으로 분류함
경제활동여부	만 14세 이상 중 경제활동을 하고 있는 경우에 경제활동을 하고 있는 경우와 그렇지 않은 경우인 2개 집단으로 분류함
종사상 지위	현재 경제활동을 하고 있거나 고령은퇴자의 경우 은퇴 전 주된 경제활동의 종사상 지위가 정규직 또는 상용직, 임시직, 일용직, 고용주 또는 자영업자 4개의 집단으로 분류함
결혼상태	미혼, 이혼, 사별 등 또는 혼인연령이 아닌 경우는 결혼하지 않음, 현재 혼인 중이거나 사실혼 관계의 경우는 결혼한 것으로 분류함
실손의료보험 보유	현재 가입 중이거나 만기된 보험의 형태가 실손형 단독이거나 정액형과 실손보험이 혼합된 혼합형인 경우 실손의료보험 보유자로 분류함
장애유무	지체, 뇌병변, 시각, 청각, 언어, 정신, 발달 등의 장애등급을 받은 경우에 장애가 있는 가구원으로 분류함
만성질환 유무	만성질환이 있고, 의사로부터 진단도 받은 경우 만성질환이 있는 가구원으로 분류함
중증질환 유무	암, 뇌혈관, 심장질환으로 의료이용을 한 경험이 한 번이라도 있는 경우 (암: C01-C98, D01-D09, 뇌혈관질환: I60-I69, 심장질환: I05-I09, I20-I27, I30-I52)
소득분위	가구원 수를 고려한 가구균등화 소득 분위 적용 ⁸⁾ 하여 5분위로 분류, 1분위 최저, 5분위 최고 소득 가구를 의미함

주1) 본 연구에서 활용한 진단코드는 한국의료패널에서 제공하는 ICD 10의 소분류(세자리)임

8) 가구균등화 소득 산출 공식 = $\frac{\text{가구소득}}{\sqrt{\text{가구원 수}}}$

나. 종속변수 : 건강보험 급여항목으로 발생한 의료비

본 연구에서 정의한 종속변수인 의료비는 건강보험 환자가 지난 1년간 응급, 입원, 외래 의료서비스를 이용함으로써 발생한 의료비로 건강보험부담금, 법정 본인부담금, 비급여 본인부담금으로 분류된다. 의료비 구성항목에 처방약값, 한방병원 또는 한의원에서 처방 조제된 한약, 첩약, 보약 금액은 제외하였으며 [표 8]은 한국의료패널 보건의료비 구성 항목 중 본 연구에서 사용하는 의료비의 범위를 정리한 표이다.

또한, 보건의료서비스를 이용하는 목적이 질병치료가 아닌 경우인 미용/성형/비만치료, 건강검진 및 기타 검진, 예방접종 및 관리, 진단서 발급, 65세 미만 임플란트 등에 해당하는 의료비를 제외하였다.⁹⁾

[표 8] 한국의료패널 보건의료비 구성 항목과 본 연구에서 사용되는 의료비 범위

구분	항목	항목 정의	본 연구의 보건의료비 포함여부
보건의료 서비스	의료비	응급, 입원, 외래에서 발생한 의료비로 건강보험급여비, 법정본인부담금, 비급여본인부담금	○
	산후관련 지출액	산후조리원, 산후도우미 이용에 따른 지출액	× 분석대상 제외
	장기요양관련 지출액	장기요양비, 장기요양 간병비, 장기요양시설 요양비/식비/간병비	
의약품	처방약값	응급, 입원, 외래에서 발생한 처방약값	
	일반의약품	약국에서 처방전 없이 구매한 일반의약품	
	한약 및 첩약	약국, 한약방에서 구입한 한약 및 시장에서 구입한 건재, 첩약	
보건용품 및 의료기기	일반의약외품	약국에서 처방전 없이 구입한 일반의약품 비용	
	안경 및 콘택트렌즈	-	
	의료기기구매/임대/수리	-	
기타	건강기능식품		
	교통비	응급, 입원, 외래 이용을 위해 지출된 교통비(앰블런스 비용 포함)	
	입원간병비	입원 시 발생한 간병비	

[표 9] 보건의료서비스 발생 의료비 중 분석 제외 사항

분석대상	진료 부문	분석 제외
응급·입원·외래 의료비	병원·의원	<ul style="list-style-type: none"> • 미용/성형/비만치료 • 건강검진 및 기타 검진 • 예방접종 및 예방 관리 • 기타(진단서 발급 등)
	치과	<ul style="list-style-type: none"> • 65세 미만 임플란트 • 미용 목적의 보철 및 교정
	한방	<ul style="list-style-type: none"> • 건강증진 목적의 첩약

9) 한국의료패널 자료는 의료이용 건별로 방문목적, 주된 치료, 질병코드, 요양기관 종별 등의 정보를 알 수 있으므로 <표 III-45>에 해당하는 의료이용 건들을 제외하는 것이 가능하다.

3. 분석 방법

본 연구의 분석내용 크게 세 가지 이다. 첫째, 데이터 클리닝을 마친 한국의료패널 자료가 우리나라 건강보험 환자의 의료이용행태를 대표할 수 있는지 파악하기 위한 검증을 실시하였다. 검증방법은 국민건강보험 DB자료와 본 연구의 분석 자료로 산출한 수진자수 분포, 수진자 특성별 진료비 분포, 급여율 등의 결과를 비교함으로써 파악하였다. 둘째, 의료비 본인부담금과 본인부담률 통계값을 연도 별로 산출하고, 각 변수의 집단별로 차이가 있는지 파악하였다.

가. 자료 검증

한국의료패널 자료를 활용하여 개인 및 가구 단위의 대표성 있는 의료비 본인부담률, 본인부담금 통계 산출이 가능한지 여부를 판단하기 위해 2013년부터 2017년 국민건강보험 DB자료와 데이터 클리닝이 완료된 한국의료패널 자료를 비교하는 방식으로 검증하였다. 건강보험 DB자료 발췌기준은 건강보험 환자(직장가입자, 지역가입자, 피부양자, 세대원)이면서 의료기관에 건강보험 급여비 지급이 완료된 의료이용 건으로 하였다.

비교 내용은 첫째, 성·연령·지역별 수진자수 분포, 두 번째는 전체 급여비 대비 성·연령·지역별 급여비 비중과 전체 법정본인부담금 대비 성·연령·지역별 법정본인부담금의 비중으로 하였다. 마지막 은 연도별 성·연령·지역별 전체 건강보험 진료비 대비 성·연령·지역별 건강보험 급여비의 비중(이하 급여율)을 비교하여 검토하였다. 한국의료패널 자료로 각 통계량을 산출할 때는 개인 단위 횡단가중치를 적용하였다.

1) 전체 건강보험 환자 대비 특성별 수진자수 비율

$$\text{수진자수 비율} = \frac{\text{수진자 특성별 건강보험 환자 수}}{\text{전체 건강보험 환자 수}}$$

2) 전체 진료비 대비 특성별 진료비 비율

$$\text{진료비 비율} = \frac{\text{수진자 특성별 건강보험 진료비의 합}}{\text{전체 건강보험 진료비}}$$

3) 급여율

$$\text{급여율} = \frac{\text{수진자 특성별 건강보험 급여비의 합}}{\text{수진자 특성별 건강보험 진료비의 합(급여비+법본비)}}$$

나. 개인 단위 의료비, 의료비 구성 비율 산출

한국의료패널 자료의 적절성 확인 후 두 번째 분석 내용은 개인과 가구 특성별 본인부담률을 산출하였다. 표준오차는 모평균과 표준평균이 얼마나 차이가 있는지 나타내는 값으로 표본평균들의 표준편차로 정의할 수 있다. 아래의 표는 가구원을 기준으로 제시하였으며, 가구의 경우 가구 수, 가구의 횡단가중치를 사용하였다.

1) 개인 및 가구 단위 의료비

평균	표준편차
$\text{건강보험 부담금} = \sum_{i=1}^{N_i} w_i y_i$ $\text{건강보험 본인부담금} = \sum_{i=1}^{N_i} w_i l_i$ $\text{비급여 본인부담금} = \text{본인부담금} = \sum_{i=1}^{N_i} w_i x_i$	$S_y = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (y_i - \bar{y})^2}$

w_i = 가구원의 횡단 가중치 N = 총 가구원 수

$y_i = \sum_{e=1}^{n_e} x_{i,e}$, 가구원 i 의 연간 공단부담금 총합

$y_{i,e}$: 가구원 i 의 e 번째 의료이용 건의 공단본인부담금

$n_{i,e}$: 가구원 i 의 총 의료이용 건

2) 개인 및 가구 단위 의료비 구성비율

평균	표준편차
$\text{건강보험 보장률} = \frac{\sum_{i=1}^{N_i} w_i y_i}{\sum_{i=1}^{N_i} w_i (y_i + l_i + x_i)} \times 100$	$s.e = \frac{S_x}{\sqrt{N}} \quad S_x = \sqrt{\frac{1}{N-1} \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2}$

w_i = 가구원의 횡단 가중치 N = 총 가구원 수

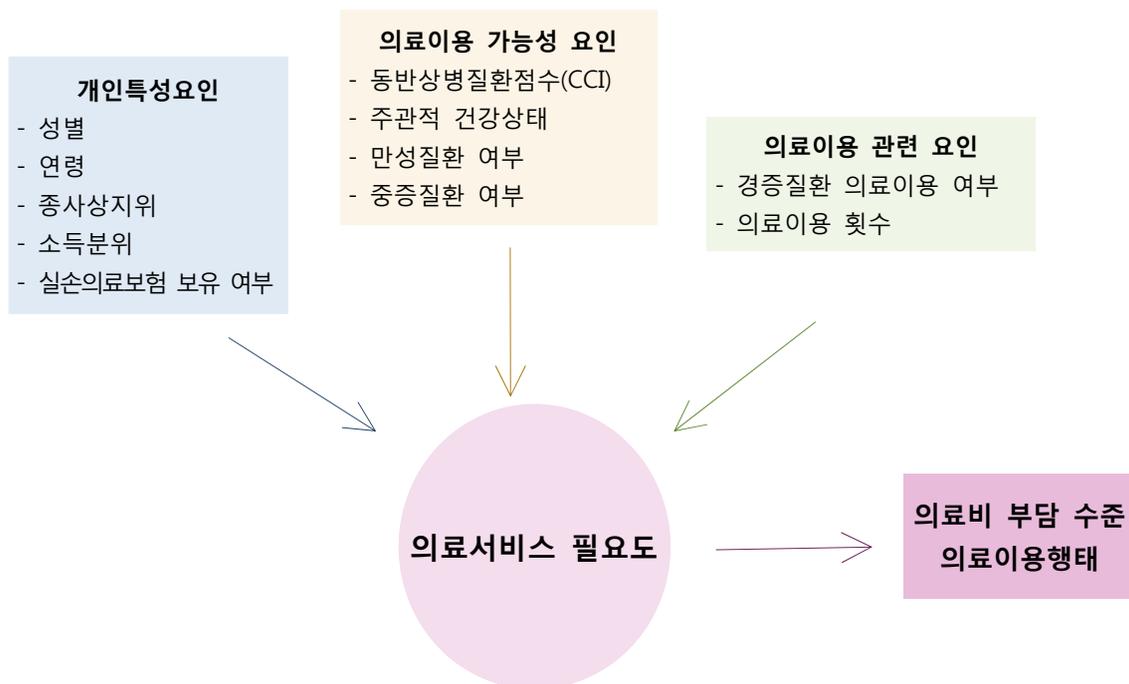
$y_i = \sum_{e=1}^{n_e} x_{i,e}$, 가구원 i 의 연간 공단부담금 총합 $l_i = \sum_{e=1}^{n_e} l_{i,e}$, 가구원 i 의 연간 공단부담금 총합

$y_{i,e}$: 가구원 i 의 e 번째 의료이용 건의 공단본인부담금 $l_{i,e}$: 가구원 i 의 e 번째 의료이용 건의 공단본인부담금

$n_{i,e}$: 가구원 i 의 총 의료이용 건 $n_{i,e}$: 가구원 i 의 총 의료이용 건

다. 의료필요도에 따른 잠재계층 유형 분류

잠재계층분석(Latent Class Analysis : LCA)은 혼합모형(Mixture Model)을 바탕으로 한 응답자 중심적 접근방법(Person-Centered Approach) 중 하나로, 기존의 인과관계 분석이 모집단 전체의 평균적인 특성에 대한 관계만을 추론하기 때문에 각 개인의 특성을 제대로 반영하지 못한다는 문제를 보완하기 위해 만들어진 분석방법이다. 즉, 본 연구의 종속변수인 개인의 의료비 부담 수준(의료비, 보장률 등)은 단지 몇 가지의 특성에 따라 분류될 수 있는 것이 아니라 다양한 개인 특성들을 복합적으로 작용하여 유형이 분류되어야 한다는 가정에 따라 잠재계층모형 분석을 수행하였다.



[그림 1] 연구 모형

잠재계층분석은 응답자들의 관찰값을 분석하여 유사한 특성을 지닌 잠재집단을 찾아내고, 분류 집단에 대한 다양한 통계량과 지표를 제시함으로써 객관적으로 집단을 분류할 수 있다. 군집분석(Clustering Analysis)이나 판별분석(Discriminant Analysis)과는 달리 자료의 정규성이나 선형성, 등분산성 등의 통계적 선행조건을 충족시키지 않아도 된다는 점에서 활용도가 높다. 또한, 연속형 변수, 이항 및 명목, 척도변수 등의 변수들을 모두 분석에 사용할 수 있어 조사된 변수의 특성으로부터 자유롭다는 것과 추정에 있어 이상값과 결측치의 영향이 상대적으로 크지 않다는 점이 잠재계층분석의 장점이다.

잠재계층분석은 다음과 같은 식 (1)로 표현할 수 있다

$$f(y_i|z_i^{cov}) = \sum_{x=1}^K P(x|z_i^{cov}) \prod_{t=1}^H f(y_{it}|x, z_i^{cov}) \quad (1)$$

x 는 잠재변수들을 의미하고, $f(y_{it}|x, z_i^{cov})$ 는 잠재변수와 공변량의 영향이 주어진 조건부상태에서 잠재계층별로 속하게 되는 관측변수 y 가 존재할 확률밀도함수를 의미한다. $P(x|z_i^{cov})$ 는 각각의 공변량이 주어진 조건부상태에서 특정 잠재계층에 속할 확률을 의미한다. $f(y_i|z_i^{cov})$ 는 공변량에 따른 관찰변수들의 확률밀도함수를 의미한다.

여러 가지 선택상황에서 계층별 선택확률은 다음과 같은 식 (2)로 나타낼 수 있다.

$$P(y = j|class = c) = \frac{\exp(\beta'_{c} X_{jit})}{\sum_{j=1}^{J_c} \exp(\beta'_{c} X_j)} \quad (2)$$

일반적으로 잠재계층분석에서 관찰된 변수의 상호독립성을 전제로 계층 수를 1개씩 증가시키면서 계층 수에 따른 모델 적합도 정보지수, Entropy 지수 등의 수치를 기반으로 최적모델을 추정한다. 모델 적합도 정보지수로는 AIC(Akaike Information Criteria), BIC(Baysian Information Criteria) 등을 활용한다. 이 정보지수들을 상대적으로 비교하여 낮은 값일수록 높은 적합도를 나타낸다. Entropy 지수는 각 개별 관측 값들의 분류 정확도를 의미하는 지수로 0에서 1 사이의 값을 가지며, 1에 가까울수록 관측대상이 특정 집단으로 정확하게 분류되었음을 의미한다. 통상적으로 0.8 이상의 값을 가지면 우수한 모형으로 해석한다(Muthèn, 2004). 위에 기술한 통계량 외에도 모형의 간결성, 잠재집단 내 분류비율(각 잠재집단에 전체 표본 수의 1% 이상 포함), 잠재집단들의 분류 및 해석가능성 등을 종합적으로 고려하여 결정하는 것이 바람직하다(Jung & wickrama, 2008).

잠재계층분석은 잠재변인에 의해 응답자가 각 잠재계층에 속할 확률을 도출하고, 도출된 확률에 따라 계층이 선정되고 응답자들이 각 계층에 분류된다. 이렇게 각 잠재계층에 속한 개인의 관측값의 차이는 각 잠재계층 집단의 차이에 의해서 발생한 것으로 설명한다.

IV. 연구 결과

1. 분석 대상

가. 건강보험 급여항목 의료이용 건 선별

본 연구는 한국의료패널 2013년에서 2017년 총 5개년도의 자료를 활용하였으며 각각 252,628건, 316,843건, 305,832건, 306,407건, 307,184건이다. 2014년 이후부터는 신규 패널 대상자 5,246명이 추가되면서 의료이용 건이 2013년도에 비해 증가하였다. 연구에서 정의하는 의료비는 건강보험 환자가 질병치료를 목적으로 의료기관을 방문했을 때 발생한 것을 대상으로 하기 때문에 다음 사항에 해당하는 의료이용 건은 제외하였다.

[표 10] 분석 제외사항 및 최종 분석 의료이용 건

(단위: 건)

	2013	2014	2015	2016	2017
전체 의료이용 건	252,628	316,843	305,832	306,407	307,184
○ 건강보험환자 외 의료이용 건 제외					
- (1)의료급여 1종	13,075	15,939	14,786	16,074	15,066
- (2)의료급여 2종	5,977	4,850	5,138	5,709	4,796
- (3)차상위경감대상자	2,243	3,279	2,272	3,640	4,385
- (4)국가유공자 무료진료	524	1,544	1,387	1,969	1,786
- (5)전국공적 무료진료	14,687	18,217	17,310	14,907	15,339
- (6)교통사고, 보험사처리	928	1,668	1,578	1,884	1,649
- (7)산재보험처리	867	1,036	850	523	562
- (8)기타(국가유공자특례, 미가입 등)	2,815	4,457	4,358	4,513	5,397
- (9)모름/무응답/해당사항 없음	10	10	7	1	1
○ 의료비 미분류(공단부담금, 법본, 비급여)					
- (1)100% 비급여	5,378	6,311	6,127	6,406	6,318
- (2)수납금액만 조사된 경우	27,512	34,683	33,622	33,010	35,005
- (3)의료비 결측값	16	13	253	213	22
○ 의료기관 이용 목적이 질병치료가 아닌 경우					
- (1)미용/성형/비만치료	997	1,245	1,106	1,220	1,224
병·의원 - (2)건강검진, 기타검진	3,965	4,715	4,790	4,788	5,001
- (3)예방접종 및 예방관리	4,614	5,196	4,707	4,517	4,010
- (4)기타(진단서 발급 등)	704	1,022	1,058	1,234	1,350
치과 - (5)65세 미만 임플란트	687	1,045	1,214	1,374	1,329
- (6)미용목적의 보철, 교정, 미백	312	288	177	255	297
한방 - (7)건강증진 목적의 침약 및 보약	627	664	612	652	520
최종 분석 의료이용 건	174,696	219,861	212,937	212,145	211,457

분석 제외사항으로는 첫째, 건강보험 가입자가 아닌 의료급여 1·2종 환자, 차상위 경감 대상자, 국가 유공특례자 등이 이용한 의료이용 건 그리고 교통사고로 인한 보험사 처리, 산재보험 처리, 공적 무료진료 등의 의료이용 건을 제외하였다. 둘째, 건강보험 급여 항목에 대한 보장률 산출을 위해 100% 비급여인 의료이용 건과 의료비가 건강보험 급여비, 법정본인부담금, 비급여 본인부담금으로 구분되지 않고 수납금액만 조사된 의료이용 건을 제외하였다. 셋째, 의료기관 방문 목적이 질병치료가 아닌 미용·성형·비만치료, 건강검진, 예방접종 및 예방관리, 진단서 발급 등의 목적인 의료이용을 한 경우는 제외하였다. 또한, 치과 방문의 경우, 65세 미만의 임플란트, 미용 목적의 보철, 교정, 미백 의료이용 건을 제외했고 건강증진 목적으로 첩약 및 보약을 이용한 한방 의료이용 건도 제외하였다. 각 제외사항들은 서로 배타적이지 않고 제외 사항에 중복되어 있을 수 있으며 최종 분석 의료이용 건은 각각 174,696건, 219,861건, 212,937건, 212,145건, 211,457건이다.

나. 분석대상의 기초통계

[표 11]은 연도별 분석대상 가구원(개인)의 변수 특성별 분포를 나타낸 표이며, 빈도 산출 시 가중치를 적용하였으며 분석대상 가구원 수는 2013년 10,480명, 2014년 13,699명, 2015년 12,694명, 2016년 12,179명, 2017년 12,097명이다. '17년 기준으로 변수 특성별 가구원 분포를 살펴보면 성별은 남자 45.7%, 여자 54.4%, 연령 구간별 분포는 0~5세 6.3%, 6~18세 13.3%, 19~30세 11.1%, 31~44세 18.6%, 45~64세 34.3%, 65~79세 13.2%, 80세 이상은 3.4%이다. 교육수준은 미취학 및 무학이 9.6%, 초등학교 졸업이거나 재학 중인 경우는 15.3%, 중·고등학교 졸업 또는 재학 중인 경우는 39.9%, 대학 이상의 학력인 경우는 35.2%이다. 직역은 직장가입자 75.1%, 지역가입자 24.9%, 경제활동을 하고 있다고 응답한 가구원(51.2%)을 대상으로 구분한 종사상지위 변수의 분포는 정규직 및 상용직이 22.4%, 임시직 9.9%, 일용직 4.0%, 고용주 및 자영업자는 11.6%이다. 기혼은 56.3%, 실손의료보험을 가지고 있는 가구원은 50.9%, 장애가 있는 가구원은 4.6%, 만성질환 보유 가구원 54.7%, 중증질환 보유 가구원은 7.4%이다.

개인의 가구 특성별 분포를 살펴보면 거주지 서울 18.4%, 부산 7.0%, 대구 4.6%, 인천 5.7%, 광주 2.7%, 대전 2.8%, 울산 2.3%, 경기도 25.1%, 강원도 3.1%, 충북 3.2%, 충남 4.1%, 전북 3.8%, 전남 3.7%, 경북 5.4%, 경남 6.9%, 제주도 1.2%의 분포를 보인다. 소득분위별로는 1분위 7.3%, 2분위 15.3%, 3분위 23.7%, 4분위 26.2%, 5분위 27.5%인데 본 연구는 건강보험 가입자의 의료비를 대상으로 하기 때문에 의료급여 대상자는 제외되었고, 그 영향으로 소득분위가 낮은 계층의 분포가 상대적으로 적게 나타났다. 세대구성별로는 1인 단독 가구가 5.9%, 1세대 15.6%, 2세대 71.3%, 3세대 이상은 7.2%이다.

[표 11] 2013-2017년 분석대상 가구의 변수 특성별 분포(1)

(단위: 명, %)

		2013년		2014년		2015년		2016년		2017년	
		빈도	백분율								
전체		10,480	(100.0)	13,699	(100.0)	12,694	(100.0)	12,179	(100.0)	12,097	(100.0)
성별	남자	4,773	(45.5)	6,203	(45.3)	5,721	(45.1)	5,507	(45.2)	5,522	(45.7)
	여자	5,708	(54.5)	7,496	(54.7)	6,973	(54.9)	6,671	(54.8)	6,575	(54.4)
연령	0-5세	653	(6.2)	828	(6.0)	839	(6.6)	780	(6.4)	759	(6.3)
	6-18세	1,626	(15.5)	2,069	(15.1)	1,886	(14.9)	1,785	(14.7)	1,604	(13.3)
	19-30세	1,116	(10.7)	1,539	(11.2)	1,329	(10.5)	1,265	(10.4)	1,337	(11.1)
	31-44세	2,244	(21.4)	2,765	(20.2)	2,769	(20.2)	2,331	(19.1)	2,245	(18.6)
	45-64세	3,292	(31.4)	4,403	(32.1)	4,128	(32.5)	4,045	(33.2)	4,145	(34.3)
	65-79세	1,267	(12.1)	1,696	(12.4)	1,575	(12.4)	1,600	(13.1)	1,596	(13.2)
	80세 이상	281	(2.7)	400	(2.9)	367	(2.9)	372	(3.1)	411	(3.4)
교육수준	미취학, 무학	1,088	(10.4)	1,336	(9.8)	1,300	(10.2)	1,227	(10.1)	1,162	(9.6)
	초졸	1,815	(17.3)	2,296	(16.8)	2,041	(16.1)	1,900	(15.6)	1,854	(15.3)
	중 · 고졸	4,380	(41.8)	5,667	(41.4)	5,206	(41.0)	4,982	(40.9)	4,824	(39.9)
	대학 이상	3,197	(30.5)	4,401	(32.1)	4,146	(32.7)	4,070	(33.4)	4,258	(35.2)
경제활동 여부	아니오	3,620	(34.5)	4,710	(34.4)	4,378	(34.5)	4,066	(33.4)	3,965	(32.8)
	예	5,031	(48.0)	6,664	(48.7)	6,086	(47.9)	6,027	(49.5)	6,195	(51.2)
직역	직장가입자	7,553	(72.1)	9,890	(72.2)	9,251	(72.9)	8,965	(73.6)	9,089	(75.1)
	지역가입자	2,927	(27.9)	3,809	(27.8)	3,443	(27.1)	3,213	(26.4)	3,008	(24.9)
종사상 지위	정규직, 상용직	1,782	(17.0)	2,373	(17.3)	2,247	(17.7)	2,316	(19.0)	2,712	(22.4)
	임시직	1,143	(10.9)	1,547	(11.3)	1,429	(11.3)	1,349	(11.1)	1,201	(9.9)
	일용직	438	(4.2)	601	(4.4)	535	(4.2)	518	(4.3)	485	(4.0)
	고용주, 자영업자	1,298	(12.4)	1,664	(12.2)	1,443	(11.4)	1,427	(11.7)	1,407	(11.6)
결혼상태	미혼, 이혼, 사별	4,436	(42.3)	5,921	(43.2)	5,578	(43.9)	5,379	(44.2)	5,289	(43.7)
	기혼	6,044	(57.7)	7,778	(56.8)	7,116	(56.1)	6,800	(55.8)	6,808	(56.3)
실손의료 보험보유	아니오	6,619	(63.2)	8,194	(59.8)	6,917	(54.5)	6,349	(52.1)	5,942	(49.1)
	예	3,862	(36.9)	5,505	(40.2)	5,777	(45.5)	5,830	(47.9)	6,155	(50.9)
장애여부	아니오	10,003	(95.4)	13,071	(95.4)	12,131	(95.6)	11,633	(95.5)	11,544	(95.4)
	예	478	(4.6)	628	(4.6)	563	(4.4)	546	(4.5)	554	(4.6)
만성질환 여부	아니오	4,284	(40.9)	5,902	(43.1)	5,455	(43.0)	5,196	(42.7)	5,476	(45.3)
	예	6,197	(59.1)	7,797	(56.9)	7,239	(57.0)	6,983	(57.3)	6,621	(54.7)
중증질환 여부	아니오	9,795	(93.5)	12,829	(93.7)	11,823	(93.1)	11,276	(92.6)	11,198	(92.6)
	예	685	(6.5)	870	(6.4)	871	(6.9)	903	(7.4)	899	(7.4)

[표 12] 2013-2017년 분석대상 가구의 변수 특성별 분포(2)

(단위: 가구, %)

	2013년		2014년		2015년		2016년		2017년		
	빈도	백분율	빈도	백분율	빈도	백분율	빈도	백분율	빈도	백분율	
전체	10,480	(100.0)	13,699	(100.0)	12,694	(100.0)	12,179	(100.0)	12,097	(100.0)	
거주지	서울특별시	2,005	(19.1)	2,659	(19.4)	2,409	(19.0)	2,321	(19.1)	2,221	(18.4)
	부산광역시	744	(7.1)	941	(6.9)	895	(7.1)	866	(7.1)	844	(7.0)
	대구광역시	510	(4.9)	651	(4.8)	611	(4.8)	597	(4.9)	557	(4.6)
	인천광역시	578	(5.5)	749	(5.5)	693	(5.5)	694	(5.7)	694	(5.7)
	광주광역시	281	(2.7)	397	(2.9)	355	(2.8)	306	(2.5)	325	(2.7)
	대전광역시	336	(3.2)	418	(3.1)	392	(3.1)	352	(2.9)	342	(2.8)
	울산광역시	253	(2.4)	327	(2.4)	294	(2.3)	285	(2.3)	281	(2.3)
	경기도	2,488	(23.7)	3,332	(24.3)	3,023	(23.8)	2,916	(23.9)	3,032	(25.1)
	강원도	303	(2.9)	382	(2.8)	359	(2.8)	358	(2.9)	371	(3.1)
	충청북도	340	(3.2)	440	(3.2)	393	(3.1)	386	(3.2)	392	(3.2)
	충청남도	481	(4.6)	602	(4.4)	555	(4.4)	510	(4.2)	497	(4.1)
	전라북도	413	(3.9)	530	(3.9)	502	(4.0)	464	(3.8)	462	(3.8)
	전라남도	384	(3.7)	521	(3.8)	478	(3.8)	451	(3.7)	445	(3.7)
	경상북도	560	(5.3)	712	(5.2)	689	(5.4)	670	(5.5)	652	(5.4)
	경상남도	702	(6.7)	894	(6.5)	890	(7.0)	849	(7.0)	831	(6.9)
	제주도	104	(1.0)	143	(1.0)	158	(1.2)	154	(1.3)	149	(1.2)
소득분위(5분위)	1분위(최저)	900	(8.6)	1,129	(8.2)	995	(7.8)	896	(7.4)	884	(7.3)
	2분위	1,788	(17.1)	2,357	(17.2)	2,036	(16.0)	1,897	(15.6)	1,846	(15.3)
	3분위	2,448	(23.4)	3,155	(23.0)	2,936	(23.1)	2,865	(23.5)	2,865	(23.7)
	4분위	2,616	(25.0)	3,448	(25.2)	3,291	(25.9)	3,186	(26.2)	3,171	(26.2)
	5분위(최고)	2,729	(26.0)	3,610	(26.4)	3,435	(27.1)	3,335	(27.4)	3,331	(27.5)
세대구성	1인 단독	451	(4.3)	675	(4.9)	676	(5.3)	701	(5.8)	718	(5.9)
	1세대	1,490	(14.2)	2,114	(15.4)	1,919	(15.1)	1,861	(15.3)	1,884	(15.6)
	2세대	7,517	(71.7)	9,736	(71.1)	9,073	(71.5)	8,695	(71.4)	8,626	(71.3)
	3세대이상	1,023	(9.8)	1,175	(8.6)	1,026	(8.1)	923	(7.6)	869	(7.2)

2. 자료 검증

가. 수진자 특성별 분포

[표 13]은 2013년에서 2017년 국민건강보험DB(이하 건보자료)와 본 연구의 분석 대상자료(이하 패널자료)의 성·연령·직역별 수진자수 분포를 비교한 것이다. ‘차이’는 패널자료에서 건보자료의 비중 값을 차분한 값이다.

결과를 보면 성별의 경우, 패널자료가 건보자료에 비해 여자 비중이 약 4.5%p 정도 많으며, 직역은 모든 연도에서 비슷한 분포를 나타내고 있었다. 연령의 경우, 패널자료가 20세 이상 54세 이하의 비중이 건보자료에 비해 적은 반면, 55세 이상 비중은 많은 것으로 나타났다. 그러나 그 차이는 대부분 ±5% 정도이며 해당 특성별 수진자 분포를 잘 반영하는 수준으로 판단된다.

[표 13] 성·연령·직역별 수진자 특성별 분포

(단위: %)

		2013년			2014년			2015년			2016년			2017년		
		건보 DB	패널 자료	차이												
성별	남자	48.8	44.6	-4.2	48.9	44.4	-4.5	48.9	43.9	-5.0	49.0	44.1	-4.9	49.0	44.0	-5.0
	여자	51.2	55.4	4.2	51.1	55.6	4.5	51.1	56.1	5.0	51.0	55.9	4.9	51.0	56.0	5.0
연령	0-4세	4.9	3.6	-1.3	4.8	3.8	1.0	4.7	3.6	1.1	4.6	3.5	-1.0	4.3	3.2	-1.1
	5-9세	4.8	6.2	1.4	4.7	6.1	1.4	4.8	5.8	1.1	4.8	5.2	0.4	4.8	4.6	-0.1
	10-14세	5.5	7.2	1.7	5.2	6.6	1.4	4.8	6.2	1.4	4.6	5.8	1.2	4.6	5.7	1.1
	15-19세	6.3	6.2	-0.1	6.2	6.2	0.0	6.0	6.3	0.2	5.8	6.4	0.6	5.5	5.9	0.4
	20-24세	6.2	3.0	-3.2	6.4	3.8	-2.6	6.5	3.7	-2.8	6.5	4.0	-2.5	6.4	4.5	-1.9
	25-29세	6.3	2.8	-3.5	6.3	2.6	-3.6	6.2	2.5	-3.7	6.3	2.7	-3.7	6.5	3.2	-3.4
	30-34세	8.0	4.3	-3.7	7.7	3.7	-4.0	7.3	3.5	-3.9	6.9	3.1	-3.8	6.5	2.9	-3.7
	35-39세	7.6	5.8	-1.8	7.5	5.5	-2.0	7.6	5.1	-2.5	7.7	5.0	-2.7	7.8	4.7	-3.1
	40-44세	8.7	8.1	-0.6	8.6	7.4	-1.1	8.3	7.3	-1.0	8.0	6.4	-1.6	7.7	6.4	-1.4
	45-49세	8.2	7.4	-0.9	8.4	7.7	-0.6	8.4	7.7	-0.7	8.6	8.2	-0.4	8.7	7.9	-0.7
	50-54세	8.6	7.1	-1.5	8.5	7.3	-1.2	8.3	7.2	-1.1	8.0	6.8	-1.2	8.0	7.3	-0.6
	55-59세	7.2	7.6	0.4	7.6	7.8	0.2	7.9	7.9	0.1	8.3	8.2	0.1	8.4	7.9	-0.5
	60-64세	5.1	7.5	2.4	5.3	7.3	2.0	5.8	7.5	1.7	6.2	7.8	1.6	6.6	8.1	1.6
	65-69세	4.0	7.1	3.0	4.2	7.2	3.0	4.4	7.6	3.2	4.4	7.6	3.2	4.6	7.5	2.9
	70-74세	3.6	7.7	4.1	3.6	7.5	3.9	3.5	7.6	4.1	3.5	7.5	4.0	3.5	7.2	3.7
	75-79세	2.5	5.3	2.7	2.7	5.7	3.1	2.7	6.0	3.3	2.9	6.7	3.9	3.1	7.3	4.2
	80-84세	1.4	2.5	1.1	1.5	2.6	1.1	1.7	3.4	1.7	1.8	3.7	1.9	1.9	4.1	2.2
	85-89세	0.6	0.6	0.0	0.7	0.8	0.1	0.8	0.9	0.2	0.8	1.1	0.3	0.9	1.2	0.3
90세이상	0.3	0.3	0.0	0.3	0.3	0.0	0.3	0.3	0.0	0.4	0.4	0.0	0.4	0.5	0.1	
직역	직장가입자	69.9	71.2	1.4	71.0	71.4	0.3	71.9	71.9	0.0	72.8	72.8	0.0	73.2	74.6	1.4
	지역가입자	30.1	28.8	1.4	29.0	28.6	0.3	28.2	28.1	0.0	27.3	27.3	0.0	26.9	25.4	1.4

나. 수진자 특성별 진료비 비중

[표 14]는 전체 건강보험 급여비(또는 공단부담금) 대비 각 수진자 특성별 급여비 비중을 나타낸다. 예를 들면, 2013년 전체 건강보험 급여비 중에서 남자에게 지급된 총 급여비는 46.3%라는 의미이다. '차이'는 패널자료에서 건보자료의 급여비 비중 값을 차분한 값이다. 성별로 살펴보면 여자의 경우, 패널자료의 전체 급여비 중 여자가 차지하는 급여비의 비중이 실제보다 많았으며, 직역의 경우 직장가입자가 차지하는 급여비의 비중이 건보자료에서 파악되는 비중보다 더 많은 것을 확인하였다. 반면 연령의 경우, 각 5세 단위 집단별 급여비 비중이 건보에서 파악되는 비중과 거의 비슷하게 나타났다.

[표 15]는 전체 건강보험 법정본인부담금 대비 각 수진자 특성별 비중을 나타낸다. 각 수치가 나타내는 값을 해석해보면 2013년 전체 건강보험 법정본인부담금 중에서 남자가 부담한 법정본인부담금은 44.9% 라는 것이다. 성별로 살펴보면 여자의 경우, 패널자료의 전체 법정본인부담금 중 여자, 직장가입자가 차지하는 법정본인부담금의 비중이 건보자료의 경우보다 많았으나 연령의 경우 대체적으로 건보자료의 각 집단별 비중과 유사하게 나타난 것을 확인하였다.

[표 14] 전체 급여비 대비 성·연령·직역별 급여비 비중 비교

(단위: %)

		2013년			2014년			2015년			2016년			2017년		
		건보 DB	패널 자료	차이												
성별	남자	46.3	44.8	-1.6	46.2	43.8	-2.5	46.4	43.0	-3.4	46.4	44.5	-1.8	46.3	41.1	-5.2
	여자	53.7	55.2	1.6	53.8	56.2	2.5	53.6	57.0	3.4	53.6	55.5	1.8	53.7	58.9	5.2
연령	0-4세	4.7	3.9	-0.7	4.6	3.7	-0.9	4.5	4.2	-0.2	4.4	3.6	-0.8	4.0	3.2	-0.8
	5-9세	2.5	2.2	-0.3	2.5	3.1	0.7	2.4	2.9	0.4	2.5	2.8	0.3	2.2	2.5	0.2
	10-14세	1.7	1.7	0.0	1.7	1.9	0.3	1.5	1.7	0.2	1.5	1.5	0.0	1.4	1.3	-0.1
	15-19세	1.9	1.8	-0.1	1.9	1.6	-0.3	1.9	1.8	-0.0	1.8	1.6	-0.2	1.6	1.7	0.0
	20-24세	2.1	1.7	-0.4	2.2	2.3	0.1	2.2	2.4	0.3	2.1	2.0	-0.2	2.1	1.5	-0.5
	25-29세	2.7	1.9	-0.8	2.7	2.8	0.1	2.6	2.0	-0.6	2.6	1.9	-0.7	2.7	2.5	-0.1
	30-34세	4.3	4.3	0.0	4.1	3.9	-0.2	3.9	3.5	-0.4	3.6	3.9	0.3	3.5	3.9	0.4
	35-39세	4.2	5.4	1.2	4.2	4.7	0.5	4.2	4.0	-0.1	4.2	5.1	1.0	4.3	4.5	0.3
	40-44세	5.4	7.7	2.3	5.3	4.8	-0.4	5.0	4.8	-0.2	4.7	5.4	0.6	4.6	5.0	0.4
	45-49세	6.5	5.3	-1.3	6.4	6.8	0.4	6.3	7.4	1.1	6.2	8.3	2.0	6.1	5.5	-0.6
	50-54세	9.1	8.7	-0.4	8.7	9.1	0.4	8.2	6.9	-1.3	7.6	8.1	0.5	7.4	11.1	3.8
	55-59세	9.7	8.9	-0.8	9.9	9.4	-0.5	9.9	10.4	0.5	10.0	8.8	-1.2	9.9	8.9	-1.0
	60-64세	8.7	9.6	0.8	8.8	10.9	2.2	9.2	9.4	0.2	9.6	10.7	1.1	9.8	11.1	1.3
	65-69세	9.0	9.8	0.8	9.0	8.8	-0.2	9.2	9.7	0.5	9.4	11.2	1.7	9.7	8.7	-1.0
	70-74세	10.1	9.9	-0.1	9.7	9.2	-0.5	9.7	10.9	1.2	9.4	10.4	0.9	9.1	9.1	0.0
	75-79세	8.4	9.9	1.5	8.8	9.2	0.4	9.0	8.8	-0.1	9.1	7.7	-1.4	9.7	10.3	0.6
	80-84세	5.2	5.7	0.5	5.6	5.8	0.2	6.1	6.6	0.5	6.5	5.2	-1.3	6.8	6.6	-0.2
85-89세	2.6	1.5	-1.1	2.9	1.4	-1.5	3.1	1.9	-1.3	3.3	1.5	-1.9	3.6	1.6	-2.0	
90세이상	1.1	0.2	-1.0	1.2	0.4	-0.8	1.4	0.7	-0.6	1.5	0.6	-0.9	1.6	1.1	-0.5	
직역	직장가입자	67.9	69.5	1.6	68.6	71.5	2.9	69.1	73.7	4.6	69.6	71.8	2.2	69.7	72.1	2.4
	지역가입자	32.1	30.5	-1.6	31.4	28.5	-2.9	30.9	26.3	-4.6	30.4	28.2	-2.2	30.3	27.9	-2.4

[표 15] 전체 법정본인부담금 대비 성·연령·지역별 법정본인부담금 비중 비교

(단위: %)

		2013년			2014년			2015년			2016년			2017년		
		건보 DB	패널 자료	차이												
성별	남자	44.9	44.0	-1.0	44.8	42.7	-2.2	44.9	42.3	-2.7	44.9	42.9	-2.0	45.1	41.8	-3.2
	여자	55.1	56.0	1.0	55.2	57.3	2.2	55.1	57.7	2.7	55.1	57.1	2.0	54.9	58.2	3.2
연령	0-4세	3.2	3.4	0.2	3.0	3.2	0.1	2.8	3.6	0.7	2.8	3.1	0.4	2.4	2.7	0.3
	5-9세	2.8	2.8	0.1	2.8	3.1	0.3	2.7	3.3	0.6	2.8	3.2	0.4	2.5	2.6	0.1
	10-14세	2.2	2.3	0.2	2.1	2.6	0.4	1.9	2.1	0.2	1.9	2.1	0.2	1.8	1.8	0.0
	15-19세	2.3	2.5	0.2	2.3	2.3	0.1	2.2	2.6	0.4	2.1	2.1	0.0	1.9	2.3	0.4
	20-24세	2.6	2.0	-0.6	2.7	2.6	-0.0	2.6	2.2	-0.4	2.6	2.5	0.0	2.5	2.1	-0.3
	25-29세	3.1	2.7	-0.5	3.1	2.8	-0.3	3.0	2.3	-0.7	3.0	2.1	-0.8	2.9	2.5	-0.4
	30-34세	4.7	5.7	0.9	4.5	4.5	0.1	4.2	3.6	-0.6	3.9	4.1	0.2	3.5	4.2	0.7
	35-39세	4.7	6.2	1.5	4.7	5.4	0.7	4.6	4.8	0.2	4.6	5.5	0.9	4.5	5.1	0.5
	40-44세	6.0	6.6	0.6	5.8	5.4	-0.4	5.5	5.6	0.1	5.1	5.6	0.5	5.0	5.1	0.1
	45-49세	7.0	6.1	-0.9	6.9	7.0	0.1	6.7	7.2	0.5	6.6	7.8	1.3	6.5	6.4	-0.2
	50-54세	9.7	8.8	0.8	9.2	9.3	0.1	8.6	8.2	-0.4	8.0	8.9	0.9	7.7	9.7	2.0
	55-59세	10.2	10.0	-0.2	10.3	11.0	0.8	10.2	10.2	0.0	10.3	9.9	-0.4	10.3	10.7	0.4
	60-64세	8.9	9.8	0.9	8.9	11.5	2.6	9.3	10.1	0.8	9.7	10.2	0.6	9.9	10.9	0.9
	65-69세	7.9	8.6	0.7	7.9	7.8	-0.1	8.1	8.7	0.6	8.9	10.0	1.1	9.6	9.2	-0.4
	70-74세	8.7	7.8	-0.9	8.4	7.5	-0.9	8.8	10.0	1.2	8.8	8.9	0.1	8.5	7.7	-0.8
	75-79세	7.6	8.5	0.9	8.1	7.7	-0.5	8.5	7.8	-0.7	8.6	7.6	-1.0	9.0	9.1	0.1
	80-84세	4.8	4.9	0.1	5.3	4.6	-0.7	5.8	5.3	-0.5	6.1	4.6	-1.5	6.3	5.4	-0.9
85-89세	2.5	1.1	-1.4	2.8	1.4	-1.4	3.1	1.6	-1.4	3.2	1.3	-1.9	3.4	1.5	-1.9	
90세이상	1.1	0.1	-1.0	1.2	0.4	-0.8	1.4	0.6	-0.8	1.5	0.5	-0.9	1.6	1.0	-0.6	
지역	직장가입자	69.2	69.5	0.2	70.0	71.7	1.7	70.6	72.6	2.0	71.1	71.5	0.4	71.1	72.6	1.4
	지역가입자	30.8	30.5	-0.2	30.0	28.3	-1.7	29.4	27.4	-2.0	28.9	28.5	-0.4	28.9	27.4	-1.4

다. 수진자 특성별 급여율

[표 16]은 수진자 특성별 전체 진료비(공단부담금, 법정본인부담금) 대비 공단부담금이 차지하는 비율인 급여율이다. 예를 들면, 2013년 남자의 전체 진료비 중 공단부담금이 차지하는 비중은 75.7%, 나머지 24.3%는 법정본인부담금이라는 것을 의미한다.

전체적으로 급여율 값을 비교해보면, 패널자료로 파악된 급여율이 실제와 비슷하거나 소폭 작게 나타난다. 성별의 경우 남, 녀 모두 실제보다 소폭 작게 나타나지만 그 차이는 1%p 수준으로 미미하다. 연령의 경우, 0세 이상 24세 미만의 연령집단의 급여율이 평균적으로 실제보다 약 3% 정도 작게 나타나고, 80세 이상의 연령집단에서는 급여율이 평균적으로 실제보다 크게 나타나지만 그 차이는 크지 않고, 다른 연령 집단에서는 비슷한 수치를 보이는 것을 확인하였다.

[표 16] 성·연령·지역별 급여율 비교

(단위: %)

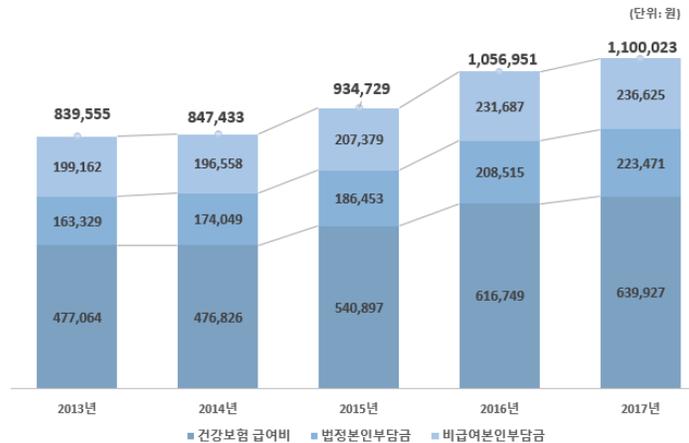
	2013년			2014년			2015년			2016년			2017년			
	건보 DB	패널 자료	차이	건보 DB	패널 자료	차이	건보 DB	패널 자료	차이	건보 DB	패널 자료	차이	건보 DB	패널 자료	차이	
전체	75.1	74.8	-0.3	75.3	73.7	-1.6	75.2	74.6	-0.5	75.1	75.1	0.0	75.4	74.7	-0.7	
성별	남자	75.7	75.3	-0.4	75.9	74.2	-1.6	75.8	75.6	-0.2	75.7	76.1	0.4	75.9	74.4	-1.6
	여자	74.6	74.4	-0.2	74.8	73.3	-1.5	74.7	74.0	-0.7	74.6	74.4	-0.2	75.0	75.0	0.0
연령	0-4세	81.6	77.3	-4.4	82.2	76.5	-5.6	82.6	77.3	-5.2	82.7	77.3	-5.4	83.6	77.0	-6.6
	5-9세	73.0	69.2	-3.8	73.0	73.6	0.6	73.1	71.3	-1.8	73.1	72.2	-0.9	73.4	72.9	-0.5
	10-14세	70.5	68.3	-2.3	70.8	67.3	-3.5	70.6	69.1	-1.4	70.5	68.6	-1.9	71.0	68.0	-2.9
	15-19세	71.6	67.5	-4.0	71.7	65.6	-6.1	71.7	66.5	-5.2	71.9	68.3	-3.5	72.1	67.3	-4.8
	20-24세	71.4	71.6	0.2	71.5	71.2	-0.4	71.5	75.8	4.3	71.6	69.8	-1.7	71.8	67.3	-4.5
	25-29세	72.3	67.3	-5.0	72.4	73.0	0.6	72.4	72.5	0.1	72.5	71.9	-0.6	73.4	74.8	1.3
	30-34세	73.4	68.6	-4.8	73.5	70.5	-3.0	73.6	73.6	0.0	73.7	73.4	-0.4	75.3	72.9	-2.5
	35-39세	73.0	71.5	-1.5	73.2	70.2	-3.0	73.3	71.0	-2.3	73.5	73.1	-0.4	74.4	72.1	-2.3
	40-44세	73.3	75.6	2.3	73.4	71.1	-2.3	73.4	70.7	-2.7	73.5	73.8	0.3	73.7	73.8	0.1
	45-49세	73.8	71.5	-2.3	74.1	72.6	-1.5	74.0	74.7	0.7	74.1	75.1	1.0	74.2	71.3	-2.9
	50-54세	74.0	74.7	0.7	74.2	72.3	-1.9	74.3	71.2	-3.0	74.3	73.1	-1.2	74.4	77.2	2.7
	55-59세	74.3	72.3	-2.0	74.6	70.3	-4.2	74.6	74.6	0.0	74.6	73.9	-0.8	74.7	70.2	-4.5
	60-64세	74.8	73.5	-1.3	75.0	73.0	-2.0	75.0	74.2	-0.8	75.0	76.5	1.5	75.2	76.4	1.3
	65-69세	77.5	76.3	-1.1	77.6	75.4	-2.2	77.4	75.7	-1.7	76.2	76.4	0.2	75.5	73.1	-2.4
	70-74세	77.7	79.4	1.7	77.9	77.5	-0.4	76.9	75.6	-1.3	76.3	77.8	1.5	76.6	77.0	0.5
	75-79세	76.9	76.7	-0.2	76.6	76.5	-0.1	76.2	76.3	0.0	76.3	75.0	-1.3	76.7	76.5	0.2
	80-84세	76.4	77.5	1.2	76.2	76.9	0.7	76.1	77.4	1.3	76.3	76.4	0.1	76.7	77.3	0.7
	85-89세	75.5	80.3	4.7	75.5	74.3	-1.3	75.6	77.8	2.2	75.9	75.8	-0.1	76.4	75.2	-1.1
90세이상	74.9	77.1	2.3	74.8	70.3	-4.5	74.9	78.9	4.0	75.1	76.4	1.3	75.5	76.5	1.0	
지역	직장가입자	74.8	74.9	0.1	74.9	73.7	-1.3	74.8	74.9	0.1	74.7	75.3	0.6	75.0	74.8	-0.3
	지역가입자	75.9	74.7	-1.2	76.1	73.8	-2.3	76.1	74.0	-2.0	76.0	74.6	-1.4	76.3	74.6	-1.6

3. 연평균 개인 의료비 규모 및 구성비율

가. 연도별 개인 의료비 규모 및 구성비

[표 17]은 2013년부터 2017년 5년 동안의 개인의 의료비 규모 및 구성비 추이를 산출한 결과값이다. 총 의료비는 2013년 839,555원, 2017년은 1,100,023원으로 5년간 증가율 6.9%p로 나타났다. 건강보험 급여비는 477,064원(2013년)에서 639,927원(2017년)으로 7.6%p 증가하였으며, 법정 본인부담금은 163,329원(2013년)에서 223,471원(2017년)으로 8.1%p 증가, 비급여 본인부담금은 199,162원(2013년)에서 236,625원(2017년)으로 4.4%p 증가하였다.

의료비 구성 비율을 살펴보면, 개인 단위 건강보험 보장률의 경우 2013년 56.8%에서 2017년 58.2%로 약 1.4%p 증가, 법정본인부담률 0.8%p 증가, 비급여 본인부담률은 2.2%p 감소하여 2013년 대비 2017년 개인 본인부담률은 1.4%p 감소하였다.



[그림 2] 연도별 개인의료비 규모 및 구성비추이('13~'17년)

[표 17] 연도별 개인의 의료비 규모 및 구성비 추이('13~'17년)

(단위: %, 원, %p)

	건강보험 보장률 (표준오차)	건강보험 급여비 (표준편차)	법정본인 부담률 (표준오차)	법정본인 부담금 (표준편차)	비급여 본인부담률 (표준오차)	비급여 본인부담금 (표준편차)	총 의료비 (표준편차)
2013년	56.8 (0.5)	477,064 (2,051,630)	19.5 (0.3)	163,329 (419,202)	23.7 (0.4)	199,162 (635,550)	839,555 (2,806,399)
2014년	56.3 (0.4)	476,826 (1,794,405)	20.5 (0.3)	174,049 (457,240)	23.2 (0.4)	196,558 (713,966)	847,433 (2,631,860)
2015년	57.9 (0.5)	540,897 (2,206,240)	19.9 (0.3)	186,453 (488,951)	22.2 (0.4)	207,379 (680,515)	934,729 (2,997,833)
2016년	58.4 (0.4)	616,749 (2,285,037)	19.7 (0.2)	208,515 (493,862)	21.9 (0.4)	231,687 (710,986)	1,056,951 (3,090,370)
2017년	58.2 (0.4)	639,927 (2,165,784)	20.3 (0.2)	223,471 (472,577)	21.5 (0.4)	236,625 (704,445)	1,100,023 (3,066,573)
연평균 증가율	(0.6)	(7.6)	(1.0)	(8.1)	(-2.4)	(4.4)	(7.0)

나. 개인특성별 의료비 규모 및 구성비율

[표 18] 2017년 개인의 의료비 규모 및 구성비

(단위: %, 원)

		총 의료비 (표준편차)	건강보험 보장률 (표준오차)	건강보험 급여비 (표준편차)	법정보인 부담률 (표준오차)	법정보인 부담금 (표준편차)	비급여 본인부담률 (표준오차)	비급여 본인부담금 (표준편차)
성별	남자	975,424 (3,025,386)	59.0 (0.6)	575,926 (2,169,071)	21.0 (0.3)	204,702 (560,729)	20.0 (0.6)	194,796 (666,740)
	여자	1,204,679 (3,095,177)	57.6 (0.5)	693,684 (2,161,990)	19.9 (0.3)	239,236 (579,511)	22.6 (0.5)	271,759 (826,951)
연령 구간별	0-5세	621,257 (1,068,383)	65.0 (0.9)	403,855 (683,913)	19.0 (0.6)	118,188 (164,194)	16.0 (1.2)	99,213 (355,748)
	6-18세	397,071 (846,337)	53.8 (0.8)	213,490 (480,272)	24.2 (0.5)	96,187 (174,241)	22.0 (1.1)	87,394 (333,150)
	19-30세	553,562 (2,256,215)	51.6 (1.2)	285,664 (1,305,253)	20.6 (0.8)	114,102 (313,468)	27.8 (1.4)	153,796 (775,271)
	31-44세	839,761 (2,955,376)	52.1 (1.0)	437,191 (1,701,442)	19.7 (0.7)	165,393 (670,726)	28.2 (1.2)	237,177 (945,425)
	45-64세	1,223,006 (3,299,418)	56.0 (0.7)	685,296 (2,432,179)	20.1 (0.4)	245,544 (525,249)	23.9 (0.7)	292,167 (886,204)
	65-79세	2,187,310 (3,604,476)	63.4 (0.6)	1,358,651 (2,531,021)	20.6 (0.5)	440,821 (730,320)	16.0 (0.5)	342,583 (651,434)
	80세 이상	2,506,472 (4,300,031)	66.4 (1.3)	1,748,178 (3,437,112)	19.7 (0.6)	519,912 (773,660)	13.9 (1.1)	366,465 (798,270)
	건강보험 가입 형태	직장가입자	1,056,952 (2,981,230)	58.1 (0.4)	614,507 (2,130,167)	20.4 (0.3)	215,853 (544,802)	21.4 (0.4)
지역가입자		1,230,158 (3,301,613)	58.3 (0.8)	716,729 (2,265,798)	20.0 (0.4)	246,488 (643,226)	21.7 (0.7)	266,941 (802,481)
종사상 지위	정규직·상 용직	824,194 (2,580,967)	51.6 (1.0)	425,071 (1,853,034)	19.7 (0.6)	162,500 (354,672)	28.7 (1.1)	236,623 (802,412)
	임시직	950,292 (2,382,959)	53.7 (1.5)	510,643 (1,767,934)	20.6 (0.6)	196,046 (380,341)	25.6 (1.4)	243,602 (665,896)
	일용직	1,050,859 (1,859,294)	54.6 (1.8)	573,509 (1,259,029)	22.8 (1.0)	239,173 (371,393)	22.7 (1.6)	238,176 (614,927)
	고용주· 자영업자	1,283,825 (3,034,311)	58.5 (1.0)	751,615 (2,230,919)	19.9 (0.6)	255,034 (434,004)	21.6 (1.0)	277,176 (779,972)
실손의료 보험 보유 여부	아니오	1,210,145 (3,360,345)	61.7 (0.5)	843,835 (2,585,245)	20.4 (0.3)	279,005 (678,420)	17.9 (0.4)	245,240 (719,813)
	예	841,260 (2,284,803)	52.7 (0.6)	443,089 (1,475,566)	20.2 (0.3)	169,863 (396,969)	27.1 (0.7)	228,309 (809,392)
만성질환 여부	아니오	1,368,080 (3,566,073)	54.0 (0.8)	326,564 (1,233,025)	19.7 (0.4)	119,268 (306,209)	26.3 (0.9)	158,817 (589,860)
	예	1,509,709 (3,572,712)	59.6 (0.4)	899,085 (2,558,069)	20.5 (0.3)	309,650 (676,841)	19.9 (0.4)	300,974 (846,736)
중증질환 여부	아니오	604,649 (1,875,203)	55.1 (0.4)	468,927 (1,449,917)	21.8 (0.2)	185,578 (399,229)	23.1 (0.4)	197,122 (615,112)
	예	4,195,189 (6,979,925)	66.0 (0.8)	2,770,691 (5,080,061)	16.6 (0.6)	695,646 (1,322,387)	17.4 (0.8)	728,852 (1,521,385)
소득 분위별	1분위	851,627 (2,118,767)	65.5 (1.3)	1,199,385 (2,553,553)	20.2 (0.6)	370,687 (564,866)	14.3 (1.0)	261,691 (634,970)
	2분위	1,831,764 (3,360,798)	63.1 (1.1)	897,468 (2,530,711)	20.7 (0.8)	294,018 (764,193)	16.2 (0.8)	230,515 (604,524)
	3분위	1,422,002 (3,467,970)	57.7 (1.4)	537,550 (1,726,993)	20.5 (0.6)	191,115 (399,093)	21.8 (1.1)	203,703 (607,384)
	4분위	932,368 (2,359,588)	53.9 (1.0)	500,604 (1,644,888)	21.5 (0.6)	199,973 (578,739)	24.6 (1.2)	228,531 (821,580)
	5분위	929,108 (2,655,748)	55.1 (1.3)	569,504 (2,459,471)	18.9 (0.7)	195,532 (524,757)	26.0 (1.2)	269,385 (968,927)

4. 의료필요도에 따른 잠재계층 유형분류

가. 잠재계층에 활용된 변수 정의

잠재계층분석은 범주변인의 패턴을 기반으로 동질적인 하위집단을 분류하고 이를 이용하여 집단 간 차이를 분석하는 방법으로서, 분석대상자들의 개인별 의료비 수준 현황을 파악하기 위해 의료이용과 의료비 지출에 영향을 미치는 변수들을 선정하였다. 먼저 개인 특성요인으로는 성별, 연령, 종사상 지위, 소득분위, 실손의료보험 보유 여부, 의료가능성 또는 건강상태를 나타내는 주관적 건강상태, 만성질환 유무, 중증질환 유무, 동반상병질환점수(CCI)와 마지막으로 의료이용행태를 나타내는 경증질환 의료이용여부, 의료이용 횟수 변수로 총 11개이다.

[표 19] 잠재계층모형 분류에 사용한 변수와 정의

변수	정의
성별	남자, 여자 2개로 분류함
연령	만 연령 0-5세, 6-18세, 19-30세, 31-44세, 45-64세, 65-79세, 80세 이상으로 총 7개로 분류함
종사상 지위	현재 경제활동을 하고 있거나 고령은퇴자의 경우 은퇴 전 주된 경제활동의 종사상 지위가 정규직 또는 상용직, 임시직, 일용직, 고용주 또는 자영업자, 비경제활동(해당사항없음) 총 5개의 집단으로 분류함
소득분위	가구원 수를 고려한 가구균등화 소득 분위 적용 ¹⁰⁾ 하여 5분위로 분류, 1분위 최저, 5분위 최고 소득 가구를 의미하며 총 5개로 분류함
실손의료보험 보유	현재 가입 중이거나 만기된 보험의 형태가 실손형 단독이거나 정액형과 실손보험이 혼합된 혼합형인 경우 실손의료보험 보유자 2개로 분류함
주관적 건강상태	만 18세 이상 성인가구원에 대해서만 응답값이 있으며, 매우 좋음, 좋음, 보통, 나쁨, 매우 나쁨 5가지로 분류하고, 만 18세 미만의 경우는 해당사항없음으로 분류함
만성질환 유무	만성질환이 있고, 의사로부터 진단도 받은 경우 만성질환이 있는 가구원으로 분류함
중증질환 유무	암, 뇌혈관, 심장질환으로 의료이용을 한 경험이 한 번이라도 있는 경우를 중증질환 있는 가구원으로 정의하였음 (암: C01-C98, D01-D09, 뇌혈관질환: I60-I69, 심장질환: I05-I09, I20-I27, I30-I52)
동반상병 질환점수	Charlson's Comorbidity Index(CCI)로 동반상병질환 점수를 산출하였으며, CCI점수 0점, 1-2점, 3-4점, 5점 이상 4개의 집단으로 분류함. CCI에는 연령점수는 포함하지 않고 질환점수만 산출하였음
경증질환 의료이용 여부	1년 동안 한 번이라도 경증질환으로 의료이용을 한 경험이 있는 경우와 그렇지 않은 경우로 분류함. (경증질환 코드: A09, B35, E11, E12, E13, E14, E78, H00, H04, H10, H11, H26, H52, H60, H61, I10, J00, J02, J03, J04, J06, J20, J30, J31, J32, J45, K21, K25, K20, K29, K30, K58, K59, K60, K70, K76, L20, L21, L23, M15, M48, M50, M51, M54, M65, M75, M79, M81, N31, N41, N76, N95)
의료이용횟수	연간 의료이용횟수가 중위수값(10회) 이하인 경우 1구간, 중위수에서 3분위수(21회)는 2구간, 3분위수(21회)에서 상위10%(38회)까지는 3구간, 그 외 상위 10%(38회) 이상은 4구간으로 분류함.

10) 가구균등화 소득 산출 공식 = $\frac{\text{가구소득}}{\sqrt{\text{가구원 수}}}$

나. 분석대상자의 기초통계¹¹⁾

[표 20] 분석대상 가구원의 변수 특성별 분포(2017년)

(단위: 명, %)

		잠재계층모형 유형분류 분석대상자	
		빈도	백분율
	전체	12,638	(100.00)
개인 일반 특성	성별	예	5,562 (44.01)
		아니오	7,076 (55.99)
	연령	0-5세	529 (4.19)
		6-18세	1,775 (14.04)
		19-30세	1,168 (9.24)
		31-44세	1,698 (13.44)
		45-64세	3,956 (31.30)
		65-79세	2,909 (23.02)
		80세 이상	603 (4.77)
	종사상 지위	정규직·상용직	2,280 (18.04)
		임시직	1,116 (8.83)
		일용직	520 (4.11)
		고용주·자영업자	1,581 (12.51)
		해당사항없음	7,141 (56.50)
	소득분위	1분위(최저)	1,426 (11.28)
		2분위	2,291 (18.13)
		3분위	2,908 (23.01)
		4분위	3,058 (24.20)
		5분위(최고)	2,955 (23.38)
	실손의료보험보유	예	5,696 (45.07)
아니오		6,942 (54.93)	
의료 가능성 특성	주관적 건강상태	매우 좋음	366 (2.90)
		좋음	3,237 (25.61)
		보통	4,819 (38.13)
		나쁨	1,501 (11.88)
		매우 나쁨	152 (1.20)
		해당사항없음	2,563 (20.28)
	만성질환여부	예	7,781 (61.57)
		아니오	4,857 (38.43)
	중증질환여부	예	1,195 (9.46)
		아니오	11,443 (90.54)
	동반상병질환점수	0점	9,976 (78.94)
		1-2점	2,425 (19.19)
		3-4점	179 (1.42)
		5점 이상	58 (0.46)
	의료행태 특성	경증질환 의료이용 여부	예
아니오			1,237 (9.79)
의료이용횟수		1구간(연 10회 미만)	6,118 (48.41)
		2구간(연 10~21회 미만)	3,480 (27.54)
		3구간(연 21~38회 미만)	1,721 (13.62)
	4구간(38회 이상)	1,319 (10.44)	

11) 기초통계 산출 시 가중치 적용 안 함.

다. 잠재계층모형 적합도

개인의료비 부담 수준이 비슷한 행태를 보이는 잠재계층을 확인하기 위해 1계층부터 9계층까지 계층을 증가시켜가며 모형 적합도를 확인하였다. 모형 적합도는 AIC, BIC, Entropy의 통계량으로 판단한다. 가능한 적은 모수를 사용해서 좋은 적합도를 보이는 모형이 최선이며, AIC, BIC, Adjusted BIC의 값이 모두 낮을수록 좋은 적합도를 갖는 모형이다. Entropy는 하나의 잠재계층에 속할 확률이 1에 가깝고 0에 가까울수록 증가한다. 대략, 0.6이면 80%, 0.8이상이면 90% 이상이 제대로 분류되었다고 할 수 있다.

1계층부터 9계층까지 증가시키면서 확인한 AIC, BIC, Entropy의 값을 확인해보면, AIC, BIC값은 계층 수가 증가할수록 점점 작아져 9계층에서 가장 작고, Entropy의 값은 2계층에서 0.91로 가장 크고 계층7에서 0.84였다가 계층 8로 넘어가면서 값이 작아지는 것을 확인하였다. 따라서 AIC, BIC 값은 작고, Entropy값은 0.8이상인 5, 6, 7계층 중 감소폭과 결과 해석 측면 등을 고려할 때 7계층으로 분류하였다.

[표 21] 잠재계층별 모형 적합도

구 분		잠재계층 모형 적합도					
		Log-likelihood	G-Squared	AIC	BIC	CAIC	Entropy
잠재계층 수	1	-121,893.63	537,538.00	40,023.88	40,145.88	40,600.00	0.8505
	2	-115,527.25	537,507.00	27,291.13	27,475.13	28,160.02	0.9136
	3	-114,103.81	537,476.00	24,444.26	24,690.26	25,605.93	0.8443
	4	-113,669.23	537,445.00	23,575.08	23,883.08	25,029.53	0.8325
	5	-113,065.31	537,414.00	22,367.24	22,737.24	24,114.47	0.8542
	6	-112,620.39	537,383.00	21,477.41	21,909.41	23,517.41	0.8347
	7	-112,361.66	537,352.00	20,959.94	21,453.94	23,292.72	0.8440
	8	-112,034.70	537,321.00	20,306.04	20,862.04	22,931.60	0.7964
	9	-111,778.30	537,290.00	19,793.22	20,411.22	22,711.56	0.8193

[표 22] 잠재계층별 환자의 특성

(단위: 명, %)

성별	연령	잠재계층												전체								
		계층1			계층2			계층3			계층4			계층5			계층6			계층7		
		빈도(n)	백분율(%)	빈도(n)	빈도(n)	백분율(%)	빈도(n)	백분율(%)	빈도(n)	백분율(%)	빈도(n)	백분율(%)	빈도(n)	백분율(%)								
남자	537	(4.26)	763	(6.06)	1,990	(15.47)	3,286	(26.08)	1,650	(13.09)	1,809	(14.36)	2,606	(20.88)	12,601	(100.00)						
여자	291	(5.26)	394	(7.12)	1,009	(18.23)	1,327	(23.98)	1,639	(29.62)	1	(0.02)	873	(15.78)	5,534	(100.00)						
0-5세	526	(9.43)	-	-	3	(0.57)	-	-	11	(0.16)	-	-	-	7,067	(100.00)							
6-18세	11	(0.62)	1	(0.06)	1,758	(99.27)	1	(0.06)	-	-	-	-	-	529	(100.00)							
19-30세	-	-	3	(0.26)	187	(16.15)	932	(80.48)	1	(0.09)	35	(3.02)	-	-	1,771	(100.00)						
31-44세	-	-	4	(0.24)	-	-	1,358	(80.36)	136	(8.05)	176	(10.41)	16	(0.95)	1,158	(100.00)						
45-64세	-	-	131	(3.32)	-	-	969	(24.57)	1,222	(30.98)	1,504	(38.13)	118	(2.99)	1,690	(100.00)						
65-79세	-	-	518	(17.83)	-	-	26	(0.89)	291	(10.01)	94	(3.23)	1,977	(68.03)	2,906	(100.00)						
80세 이상	-	-	106	(17.58)	2	(0.33)	-	-	-	-	-	-	495	(82.09)	603	(100.00)						
장규직·상용직	-	-	3	(0.13)	-	-	1,312	(57.75)	635	(27.95)	311	(13.69)	11	(0.48)	2,272	(100.00)						
임사직	-	-	31	(2.79)	-	-	406	(36.48)	202	(18.15)	384	(34.50)	90	(8.09)	1,113	(100.00)						
일용직	-	-	17	(3.29)	4	(0.77)	-	-	110	(21.28)	123	(23.79)	137	(26.50)	126	(24.37)	517	(100.00)				
고용주·자영업자	-	-	121	(7.70)	-	-	272	(17.31)	667	(42.46)	171	(10.88)	340	(21.64)	1,571	(100.00)						
비경제활동	537	(7.53)	591	(8.29)	1,946	(27.30)	1,186	(16.64)	23	(0.32)	806	(11.31)	2,039	(28.61)	7,128	(100.00)						
1부위(초차)	7	(0.49)	239	(16.78)	53	(3.72)	62	(4.35)	10	(0.70)	34	(2.39)	1,019	(71.56)	1,424	(100.00)						
2부위	76	(3.33)	208	(9.10)	274	(11.99)	340	(14.88)	226	(9.89)	327	(14.31)	834	(36.50)	2,285	(100.00)						
3부위	189	(6.51)	162	(5.58)	523	(18.03)	800	(27.58)	393	(13.55)	444	(15.31)	390	(13.44)	2,901	(100.00)						
4부위	167	(5.49)	88	(2.89)	588	(18.34)	988	(32.47)	475	(15.61)	531	(17.45)	236	(7.76)	3,043	(100.00)						
5부위(초고)	98	(3.32)	66	(2.24)	542	(18.39)	1,096	(37.18)	546	(18.52)	473	(16.04)	127	(4.31)	2,948	(100.00)						
예	382	(6.74)	50	(0.88)	1,388	(23.59)	2,009	(35.43)	677	(11.94)	1,083	(19.10)	132	(2.33)	5,671	(100.00)						
아니오	155	(2.24)	713	(10.29)	612	(8.83)	1,277	(18.43)	973	(14.04)	726	(10.48)	2,474	(35.70)	6,930	(100.00)						
매우 좋음	-	-	-	-	3	(0.82)	253	(69.51)	61	(16.76)	16	(4.40)	31	(8.52)	364	(100.00)						
좋음	-	-	71	(2.20)	13	(0.40)	1,622	(50.29)	533	(16.53)	436	(13.52)	590	(17.06)	3,225	(100.00)						
보통	-	-	362	(7.53)	18	(0.37)	1,263	(26.28)	884	(18.39)	1,043	(21.70)	1,236	(25.72)	4,806	(100.00)						
나쁨	-	-	254	(16.97)	1	(0.07)	108	(7.21)	129	(8.62)	300	(20.04)	705	(47.09)	1,497	(100.00)						
아주 나쁨	-	-	61	(40.13)	-	-	3	(1.97)	-	-	14	(9.21)	-	-	152	(100.00)						
해당사항없음	537	(21.00)	15	(0.59)	1,915	(74.89)	37	(1.45)	43	(1.68)	-	-	10	(0.39)	2,557	(100.00)						
예	537	(4.73)	698	(6.14)	1,759	(15.48)	2,619	(23.05)	1,503	(13.23)	1,753	(15.43)	2,495	(21.96)	11,364	(100.00)						
아니오	-	-	65	(5.25)	191	(15.44)	667	(53.92)	147	(11.88)	56	(4.53)	111	(8.97)	1,237	(100.00)						
예	36	(0.46)	763	(9.82)	611	(7.87)	747	(9.62)	1,412	(18.18)	1,646	(21.19)	2,562	(32.86)	7,767	(100.00)						
아니오	501	(10.36)	-	-	1,339	(27.70)	2,539	(52.52)	238	(4.92)	163	(3.37)	54	(1.12)	4,834	(100.00)						
예	6	(0.50)	707	(59.16)	16	(1.34)	2	(0.17)	150	(12.55)	189	(15.82)	125	(10.46)	1,195	(100.00)						
아니오	531	(4.66)	56	(0.49)	1,934	(16.96)	3,284	(28.79)	1,500	(13.15)	1,620	(14.20)	2,481	(21.75)	11,406	(100.00)						
0점	521	(5.22)	16	(0.16)	1,920	(19.25)	3,264	(32.72)	1,130	(11.33)	1,442	(14.45)	1,683	(16.87)	9,976	(100.00)						
1-2점	16	(0.66)	555	(22.89)	30	(1.24)	22	(0.91)	514	(21.20)	365	(15.05)	923	(38.06)	2,425	(100.00)						
3-5점	-	-	174	(97.21)	-	-	-	-	4	(2.23)	1	(0.56)	-	-	179	(100.00)						
5점 이상	-	-	18	(85.71)	-	-	-	-	2	(9.52)	1	(4.76)	-	-	21	(100.00)						
1구간(10회 미만)	116	(1.91)	111	(1.83)	1,366	(22.46)	2,689	(44.22)	796	(13.09)	473	(7.78)	530	(8.72)	6,081	(100.00)						
2구간(10-21회 미만)	155	(4.45)	212	(6.09)	449	(12.90)	533	(15.32)	545	(15.66)	751	(21.58)	835	(23.99)	3,480	(100.00)						
3구간(21-38회 미만)	165	(9.59)	192	(11.16)	116	(6.74)	50	(2.91)	218	(12.67)	396	(23.01)	584	(33.93)	1,721	(100.00)						
4구간(38회 이상)	101	(7.66)	248	(18.80)	19	(1.44)	14	(1.06)	91	(6.90)	189	(14.33)	657	(49.81)	1,319	(100.00)						

라. 건강상태 및 의료서비스 필요도에 따른 잠재계층별 환자 특성

[표 22]는 분석대상자를 잠재계층 수 7개로 분류한 결과에 따라 각 잠재계층에 속하는 대상자의 인구사회경제적 및 건강상태에 대한 특성을 제시한 것이며, 분류 결과를 의료이용 필요도 관점에서 해석하여 하였다.¹²⁾

잠재계층 1의 경우, 만 0에서 5세 미만 유아의 99.4%가 여기에 속하며 계층1에 속하는 사람 중 연간 경증질환으로 의료이용을 경험한 경우는 100%인 반면, 만성질환 미보유자 93.3%, 중증질환 미보유자 98.8%이며 CCI가 0점인 경우가 97.0%로 나타났다. 대부분 경증질환으로 의료이용을 이용하는 경우가 대부분이기에 이 잠재계층 1을 “영유아 경증질환군”으로 명명하였다.

잠재계층 2의 경우, 전체 중증질환자의 59.1%, 만성질환 보유 9.8%, 주관적 건강상태 “매우 나쁨”으로 응답한 사람들의 40.1% 그리고 CCI점수가 5점 이상이 85.7%가 속하는 것으로 나타났다. 이 잠재계층 2를 “중증질환군”으로 명명하였다.

잠재계층 3의 경우, 만 6세에서 18세 미만 청소년의 99.3%가 여기에 속하며 이 계층에 속하는 사람 중 연간 경증질환으로 의료이용을 경험한 경우는 90.2%이고, CCI 점수는 98.5%가 0점으로 나타나 질병이 심각한 것은 아닌 것으로 나타났다. 또한 연간 의료이용횟수가 10회 미만의 계층3에 속하는 사람이 70.1%로 높게 나타나, 이 잠재계층 3을 “청소년 경증질환군”으로 명명하였다.

잠재계층 4의 경우, 만 19세에서 만 30세 미만 80.5%, 만 30세 이상 만 45세 미만의 80.4%가 여기에 속하며, 대부분 경제활동을 하고 있고 정규직 및 상용직(57.7%)이며, 주관적 건강상태가 “매우 좋음”이 대부분 여기에 속하였다(69.5%). 만성질환자의 9.6%, 중증질환자의 0.1%만이 여기에 속하며 계층4에 속한 사람들의 대부분의 CCI 점수는 0점(99.3%)으로 나타났다. 이 잠재계층 4를 “건강한 청년군”으로 명명하였다.

잠재계층 5의 경우, 만 45세 이상 65세 미만 30.9%, 정규직 및 상용직의 27.9%, 주관적 건강상태 “보통” 18.4%, CCI 점수 1점 또는 2점이 21.2%이 이 잠재계층에 속해 있었다. 계층5에 속하는 사람들의 85.6%가 만성질환이 있고, 99.3%가 남성으로 나타나 잠재계층 5를 “남자·중년 만성질환군”으로 명명하였다.

잠재계층 6의 경우, 만 45세 이상 65세 미만 38.1%, 주관적 건강상태 “보통” 21.7%, “나쁨” 20.0%이 이 잠재계층에 속하고, 만성질환자 21.2%, 중증질환자의 16.8% 그리고 중증도는 0점(14.5%)이거나 1점(15.1%) 이 계층에 속한다. 즉, 계층6에 속하는 사람들의 90.1%가 만성질환이 있고 99.9%가 여자로 나타나 잠재계층 6을 “여자·중년 만성질환군”으로 명명하였다.

잠재계층 7의 경우, 만 65세 이상 80세 이상 68.31%, 80세 이상 82.1%, 주관적 건강상태가 “나쁨”이 47.1%, “매우 나쁨”이 48.7%, 만성질환자가 많으며(32.8%), 중증질환자 10.5%가 이 계층에 속하

12) 변수에 결측값을 하나라도 갖는 자료는 제외하고 유형 분류됨.

여 이 잠재계층을 “노인 만성질환군”으로 명명하였다.

잠재계층 7개 집단 각각의 건강상태, 소득수준, 의료이용횟수 등의 잠재계층변수의 결과값을 종합해봤을 때, 의료 필요도가 가장 높은 계층은 “잠재계층2, 중증질환군”이며, 그 다음 “잠재계층7, 노인 만성질환군”, “잠재계층1, 영유아 경증질환군”, “잠재계층6, 여자중년 만성질환군”, “잠재계층5, 남성 중년 만성질환군”, “잠재계층2, 청소년 경증질환군” 그리고 “잠재계층4, 건강한 청년군” 순으로 볼 수 있다.

마. 잠재계층별 의료비 수준 특성

[표 23]은 잠재계층별 평균 개인의료비 금액과 의료비 구성 비율에 대한 값이다.

전체 중 6.1%를 차지하며, 의료필요도가 가장 높은 “중증질환군”의 경우, 건강보험 부담금은 3,663,017원, 법정본인부담금 892,779원, 비급여본인부담금 652,474원으로 7개 집단 중 총 본인부담금이 1,545,253원으로 가장 높았다. 건강보험 보장률은 70.3%로 분류된 7개 집단 중 가장 보장률이 높으며 비급여본인부담률은 12.5%로 가장 낮았다.

전체 중 20.7%를 차지하고 의료필요도 순위가 2위인 “노인 만성질환군”의 경우, 건강보험부담금은 1,160,761원, 법정본인부담금 409,649원, 비급여 본인부담금 300,841원으로 총 본인부담금은 710,490원이다. 건강보험 보장률은 62.0%, 법정본인부담률 21.9%, 비급여 본인부담률 16.1%로 나타났다.

전체 중 4.3%를 차지하고 의료필요도 순위가 3위인 “영유아 경증질환군”의 경우, 건강보험부담금은 412,500원, 법정본인부담금 125,075원, 비급여 본인부담금 106,759원으로 총 본인부담률은 231,834원이며, 건강보험 보장률 64.0%, 법정본인부담률 19.4%, 비급여 본인부담률 16.6%로 보장률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

전체 중 14.4%를 차지하고 의료필요도 순위가 4위인 “여자중년 만성질환군”의 경우, 건강보험부담금은 811,042원, 법정본인부담금 313,964원, 비급여본인부담금 415,568원으로 총 본인부담금은 729,530이며, 건강보험 보장률 52.6%, 법정본인부담률 20.4%, 비급여 본인부담률 27.0%로 비급여의 비중이 상대적으로 높은 것으로 나타났다.

전체 중 13.1%를 차지하고 의료필요도 순위가 5위인 “남자중년 만성질환군”의 경우, 건강보험부담금은 588,798원, 법정본인부담금 232,829원, 비급여 본인부담금 240,439원으로 총 본인부담금은 473,268원이며, 건강보험 보장률 55.4%, 법정본인부담률 21.9%, 비급여 본인부담률 22.6%로 나타났다.

전체 중 15.5%를 차지하고 의료필요도 순위가 6위인 “청소년 경증질환군”의 경우, 건강보험부담금은 200,348원, 법정본인부담금 91,988원, 비급여본인부담금 82,623원으로 총 본인부담금은 174,611원이며, 건강보험 보장률은 53.4%, 법정본인부담률 24.5%, 비급여 본인부담률은 22.0%로

상대적으로 다른 집단들에 비해 법정본인부담률의 비율이 높은 것으로 나타났다.

전체 중 21.6%를 차지하고 의료필요도 순위가 가장 낮은 7위인 “건강한 청년군”의 경우, 건강보험 부담금은 265,272, 법정본인부담금은 103,939원, 비급여 본인부담금 154,000원이며 총 본인부담금은 257,939원이고, 건강보험 보장률은 50.7%로 다른 집단에 비해 가장 낮고, 비급여 본인부담률은 29.4%로 가장 높은 것으로 나타났다.

[표 23] 잠재계층별 환자의 특성

(단위: 원, %)

	의료필요도에 따른 잠재계층 유형 분류(의료필요도가 높은 순으로)							전체	
	중증질환군	노인 만성질환군	영유아 경증질환군	여자중년 만성질환군	남자중년 만성질환군	청소년 경증질환군	건강한 청년군		
구성 비율	6.1%	20.7%	4.3%	14.4%	13.1%	15.5%	26.1%	100.0%	
의료비 금액 (평균, 표준 편차)	건강보험 부담금	3,663,017 (7,051,116)	1,160,761 (2,780,706)	412,500 (571,785)	811,042 (2,155,443)	588,798 (1,951,223)	200,348 (515,374)	265,272 (901,927)	639,927 (2,165,784)
	법정본인 부담금	892,779 (1,502,624)	409,649 (875,288)	125,075 (161,263)	313,964 (567,187)	232,829 (467,449)	91,988 (195,293)	103,939 (243,215)	223,471 (472,577)
	비급여본인 부담금	652,474 (1,305,955)	300,841 (831,956)	106,759 (326,769)	415,568 (1,234,238)	240,439 (714,281)	82,623 (345,595)	154,000 (570,958)	236,625 (704,445)
의료비 구성 비율 (평균, 표준 편차)	건강보험 부담률	70.3 (0.1)	62.0 (1.2)	64.0 (0.0)	52.6 (0.1)	55.4 (0.2)	53.4 (0.1)	50.7 (0.1)	58.2 (0.4)
	법정본인부 담률	17.1 (0.1)	21.9 (0.1)	19.4 (0.1)	20.4 (0.1)	21.9 (0.1)	24.5 (0.1)	19.9 (0.1)	20.3 (0.2)
	비급여 본인부담률	12.5 (0.1)	16.1 (0.1)	16.6 (1.5)	27.0 (1.0)	22.6 (1.3)	22.0 (1.4)	29.4 (1.1)	21.5 (0.4)

바. 잠재계층별 상병 특성

[표 24]는 해당 잠재계층에 속하는 환자가 2017년 어떤 주된 상병으로 의료이용을 했는지 건 단위로 빈도를 산출해본 결과이다. 전체 22대 구성비율과 해당 집단의 22대 상병 구성 비율 값을 비교하여 결과를 해석하였다.

“중증질환군”의 경우 신생물 8.2%(전체 2.1%), 순환기계통의 질환 17.5%(전체 10.9%), 비노생식기 계통의 질환 6.3%(전체 3.5%)가 전체 구성 비율 대비 많았으며, “노인 만성질환군”의 경우는 근골격계통의 결합조직의 질환이 42.7%로 전체 구성비율 30.1%에 비해 상당히 많게 나타났다, “영유아 경증질환군”은 호흡기계통의 질환이 85.1%로 절대적으로 많이 차지하며, “여자중년 만성질환군”과 “남자중년 만성질환군”의 경우 내분비, 영양 및 대사질환이 전체 구성비율보다 높게 나타났고, “청소년 경증질환군”의 경우는 호흡기계통(52.9%), 소화기계통의 질환(11.5%), 피부 및 피부밀조직의 질환(5.3%) 그리고 특히 손상, 중독 및 외인에 의한 특성 기타 결과 항목이 8.8%로 높은 비율을 차지하였

다. “건강한 청년군”의 경우는 순환기계통(26.3%), 호흡기계통(14.0%)의 질환, 피부 및 피부밑조직의 질환(7.2%)가 많았고, 특히 손상중독 및 외인에 의한 특정기타 결과가 6.9%, 건강상태 및 보건서비스 접촉이 4.6%를 차지하는 것으로 나타났다.

[표 24] 잠재계층별 환자의 상병특성(22대 분류)

(단위: %)

	의료필요도에 따른 잠재계층 유형 분류(의료필요도가 높은 순으로)							전체
	중증질환군	노인 만성질환군	영유아 경증질환군	여자중년 만성질환군	남자중년 만성질환군	청소년 경증질환군	건강한 청년군	
특정 감염성 및 기생충성 질환	0.95	1.20	1.27	1.57	2.27	2.56	1.97	1.53
신생물	8.20	0.36	0.00	3.87	1.21	0.15	1.22	2.10
혈액 및 조혈기관의 질환과 면역기전	0.12	0.13	0.06	0.17	0.00	0.13	0.30	0.13
내분비, 영양및대사질환	4.12	3.90	0.05	5.22	6.96	0.96	1.52	3.80
정신 및 행동장애	1.63	1.76	0.21	1.55	0.77	1.47	1.06	1.42
신경계통의 질환	2.61	1.65	0.05	1.51	0.66	1.02	0.76	1.41
눈 및 눈 부속기의 질환	4.06	5.02	1.31	4.30	3.07	4.25	3.65	4.15
귀 및 꼭지돌기의 질환	0.77	1.12	1.99	1.90	1.46	1.14	1.12	1.30
순환기계통의 질환	17.49	13.77	0.05	9.43	17.41	0.24	2.35	10.94
호흡기계통의 질환	9.05	9.60	85.02	14.27	11.60	52.92	26.29	20.10
소화기계통의 질환	6.49	7.51	3.04	8.39	10.54	11.50	14.00	8.50
피부 및 피부밑조직의 질환	2.33	2.10	1.73	3.34	3.35	5.31	7.16	3.18
근육골격계통 및 결합조직의 질환	30.41	42.72	0.20	32.40	30.37	3.96	18.40	30.14
비뇨생식기계통의 질환	6.28	3.18	0.31	3.84	3.85	0.70	4.82	3.55
임신, 출산및산후기	0.00	0.00	0.00	0.07	0.00	0.00	0.59	0.07
출생전후기에 기원한 특정병태	0.00	0.00	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
선천기형, 변형및염색체이상	0.01	0.00	0.61	0.02	0.00	0.48	0.13	0.09
달리 분류되지 않은 증상 등	2.85	2.89	1.11	2.77	1.71	2.26	3.07	2.59
손상, 중독및외인에의한특정기타결과	1.71	2.25	1.95	4.27	4.19	8.85	6.93	3.67
건강상태및보건서비스접촉	0.93	0.75	0.99	1.06	0.57	2.08	4.66	1.29
not allocated	0.01	0.08	0.00	0.05	0.00	0.00	0.00	0.04
소계	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00

참고문헌

- 구교령, 이장혁, 잠재계층분석기법(Latent Class Analysis)을 활용한 영화 소비자 세분화에 관한 연구
2011; 36(4), 161-184
- 김대환, 소득계층별 의료접근성 분석과 국민건강보험 보장률의 재해석, 한국보험학회지 2018; 114,
85-112.
- 김혜련, 여지영, 강성욱, 정영호, 이수형, OECD 보건통계로 본 한국의 보건의료 위상과 성과 및 함의,
한국보건사회연구원, 2012
- 건강보험 주요통계, 국민건강보험공단, 2018.
- 백운광, 이수연 2008년 국민의료비 추계 및 국제비교, 국민건강보험공단 건강보험정책연구원, 2010
- 보건복지부 보도자료, “건강보험, 암 및 치과분야의 보장성 확대 추진”, 2009.
- 보건복지부, 2014-2018 건강보험 증기보장성 강화 계획, 2015.
- 보건복지부, 건강보험 보장성 강화대책, 2017.
- 보건복지부 보도자료, “모든 의학적 비급여, 건강보험이 보장한다!”, 2017.
- 서남규, 강태욱, 안수지, 황연희 한국의료패널 자료를 활용한 재난적 의료비 발생가구 추정 연구,
『2013년 한국의료패널 심층분석보고서』.
- 신정우, 김한성, 정승용, 천미경, 이유진, 신지영, 지역별 의료비 정보의 생산과 활용 강화 방안 연구,
한국보건사회연구원, 2018
- 이태진, 양봉민, 권순만, 오주환, 이수형(2003). 보건의료 비용 지출의 형평성, 『보건경제연구』 2003;
9(2):25-34.
- 최재욱, 이정찬, 건강보험 보장성 강화 정책의 성과와 과제(의료계), HIRA 정책동향 2015;
9(3):29-40.
- OECD Health Data(2019), OECD
- Owen O'Donnel, Eddy van Doorslaer, Adam Wagstaff, Magnus Lindelow. “Analyzing
Health Equity Using Household Survey Data”. World Bank Institute 2008

상용치료원 유형과 연간 총의료비

성낙진(동국대학교 일산병원 가정의학과), 김두리(부천자생한방병원)
임형석(조선대학교병원 가정의학과), 이재호(가톨릭대학교 가정의학과)

요약

상용치료원 유형과 연간 총의료비의 관계를 알아보기 위해 2012년, 13년, 16년, 17년 한국의료패널 자료를 이용하여 분석하였다. 18세 이상 부가설문 답변자 중 상용치료원 문항에 적절한 답변을 한 사람을 대상으로 하였고 연간의료비 관찰치가 0인 경우를 제외하였으며 연간의료비를 로그 변환하여 결과변수로 사용하였다. 성별, 나이, 교육기간, 가구총소득, 결혼상태, 건강보험 유형, 주관적 건강상태, 만성질환 유무, 장애 유무, 민간건강보험 유무를 통제변수로 하여 교호작용을 점검하고 교호작용이 유의한 주관적 건강상태와 상용치료원 유형의 교호작용 항을 포함하여 하이브리드 방식의 확률효과 패널모형으로 회귀 분석을 하였다. 최종분석 관찰치 수는 21,850건이었으며 최종 결과는 연구기간 중 상용치료원을 보유하지 않은 관찰치와 비교하여 전 기간 의원 상용치료기관을 보유한 집단에서는 주관적 건강상태와 관계없이 30% 이상의 의료비 절감효과가 있었으며 병원 주치의 보유 집단에서는 60% 정도의 의료비 증가를 보였다. 의원주치의 관찰치에서는 유의한 감소를 보여주지 못하였지만 의료비가 증가하지 않았다는 점도 의미 있는 소견이다. 최근 국민총생산대비 의료비 분율의 연간상승률이 높은 우리나라 환경에서 위의 결과는 상용치료원 보유를 장려하는 의료정책수립에 좋은 근거가 될 수 있다.

I. 서론

우리나라에서 2018년 총의료비는 Gross Domestic Product (GDP) 대비 8.1%로 OECD 국가 평균(8.8%)과 비교하여 아직 높은 편은 아니지만 연간 증가율을 보면 2014년 3.7%, 15년 3.3%, 16년 4.0%, 17년 3.8%, 18년 6.5%로 지속적 상승을 보이고 있으며 최근 5년간 상승률을 합하면 21.3%로 OECD 국가 중 최상위를 차지하고 있으며 OECD 평균인 0.2%와는 비교하기 어려울 정도이다. (OECD health expenditure per capita 2017; OECD health statistics 2019, 정형선 2019). 이러한 현상은 최근 우리나라 노인인구비율 증가폭이 크며 이에 따라 만성복합질환 보유자 증가의 영향이 클 것이며 새로운 의료기술 도입, 고가약품 사용 증가와 더불어 비효율적인 의료공급체계도 증용한 요인일 것이다(오영호 2019). 우리나라의 국민1인당 평균 진료횟수는 2013년 14.6회, 2014년 16.3회, 2015년 16회, 2016년 16.6회, 2017년 16.6회로 이 역시 OECD 국가 중 1위인 것도 의료비 증가의 하나의 요인으로 보인다(OECD health statistics 2019). 이런 맥락에서 의료비의 급격한 증가를 막을 수 있는 정책적 대안이 필요한 시점이다.

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

상용치료원 보유는 의료비를 감소시킨다는 외국 연구를 살펴 면 국가 간 비교에서 문지기역할이나 인당정액제(capitation)를 채택한 나라에서 의료비가 감소하였다(Gerdtham 1998). 미국연구에서는 문지기 기능이 의료비를 감소시켰고(Martin 1989; Ferris 2001; Pati 2005), 상용치료원 보유기간이 길수록 의료비 감소를 보였고(Weiss 1996), 정신질환자에서 상용치료원을 보유하면 육체적 질병으로 인한 응급실 방문이나 입원으로 인한 비용이 감소하였다(Fullerton et al. 2018).

상용치료원 보유와 의료비의 관계를 연구한 우리나라 연구는 상반된 결과를 보여주었다 (Table1). 고혈압 환자에서 의료비를 감소시킨다는 연구(Yoon HY 2017)와 전체를 대상으로 의원급 상용치료원에서 의료비 감소를 보인 연구 (Kim D 2019)가 있었다. 반면에 상용치료원 보유집단에서 응급서비스, 입원서비스, 외래서비스에 대한 본인부담의료비가 증가한다는 연구와 (고숙자 2011, 김종엽 2014) 외래진료와 이후 약제 구입에 사용한 본인부담 외래진료비 증가를 보인 연구도 있고 (Lee SD 2017), 상용치료기관을 보유한 경우에는 본인부담외래진료비가 감소하고 주치의를 보유한 경우 증가한다는 연구도 있었다(Moon S 2018). 상반되는 결과를 보이는 이유로는 분석에 사용한 한국의료패널

자료의 연도 차이, 연구 대상의 차이 (전체 또는 특정 질병), 결과변수의 범위 차이, 분석방법의 차이를 생각해 볼 수 있다.

이런 배경에서 상용치료원과 의료비와의 관련성을 기존 연구 방법에서의 제한점을 보완하기 위해 좀 더 세밀한 상용치료원 분류와 분석추정치의 편향을 줄일 수 있는 기법을 사용하여 실증적으로 분석하기로 하였다.

Table 1. Summary of previous domestic studies on the association between usual source of care and medical expenditure

1저자	KHP 자료	연구 대상	출판 연도	결과변수	분석방법	상용치료원 보유 결과
고속자	2009	20세 이상	2011	본인부담 총의료비	도구변수 선형회귀	본인부담 의료비 증가
김종엽	2009, 2012	18세 이상	2014	본인부담 총의료비	차이분석, 선형회귀	본인부담 의료비 증가 방향 (비유의)
윤효정	2012, 2013	고혈압	2017	본인부담 외래의료비	차이분석, 선형회귀	본인부담 의료비 감소, 주로 65세 이상 3차의료기관 비용 감소
이소담	2012	당뇨	2017	본인부담 의료비	Tobit 분석, 선형회귀	본인부담 외래 비용 증가, 입원비용 감소
문성제	2012, 2013	고혈압 당뇨	2018	본인부담 외래의료비	GEE (log-link)	상용치료기관, 주치의 모두 비유의 나이(65세 기준)와 교호작용 존재
김두리	2012, 2013, 2016	20세 이상	2019	로그변환 총의료비 (건보부담 포함)	패널회귀 분석	전체적 총의료비는 비유의, 의원 상용치료원: 외래, 입원 총의료비 모두 감소 의원 비용 증가, 병원 감소 병원 상용치료원: 총의료비 비유의, 의원감소, 병원 증가

KHP: Korea Health Panel; Tobit: censored regression model; GEE: generalized estimating equation. (고속자 2011, 김종엽 2014; Yoon HJ 2017; Lee SD 2017; Moon S 2018; Kim D 2019)

II. 방법

1. 이용자료

본 연구는 한국보건사회연구원과 건강보험공단이 수행한 의료패널 조사 중 상용치료원 관련 문항이 있는 2012년, 2013년, 2016년, 그리고 2017년 자료(beta version 1.6)를 활용하였다. 한국의료패널 자료는 급격한 의료비 증가와 관련하여 적정한 의료비에 대한 정부 정책의 수립과 시행의 기초자료로 활용하기 위하여 2008년부터 수행하고 있는 조사 자료이다. 의료패널 조사대상자는 전 국민을 대상으로 층화표본 추출방법을 바탕으로 대표 표본가구를 선정하고 선정된 가구에 대해서 가구원 모두를 조사하며 일정기간 단위로 동일 대상자에게 조사를 실시한다. 2019년 8월에 2017년까지의 자료를 공개하였다.

2. 분석대상자

한국의료패널 조사를 받은 개인 관찰 수는 4개 년도를 모두 합하여 65,319건이었으며, 제1차 연도 패널 구축가구의 지속적 탈락을 보완하여 통계 신뢰성을 확보하기 위해 유치한 신규 가구원 자료는 기존 자료와의 패널분석을 위하여 제외한 후에는 56,126건이었다(Table 1). 실제 연구대상자인 부가설문(상용치료원 관련 문항을 포함)에 답한 18세 이상 관찰 수는 43,155건이었다.

결과변수인 연간 총의료비 (비보험진료분을 포함한 본인부담금액과 공단부담금액을 포함)가 0인 경우는 상용치료원 보유 자체를 필요 없게 하는 요인이기에 분석에서 제외하니 32,997건이 남았고, 주요 관심변수인 상용치료원 관련 문항에 답변을 하지 않거나 연구 내용에 부합하지 않는 답변(예를 들어 상용치료원이 없고 주치의가 있거나, 상용치료기관 유형이 한방병의원, 치과병의원과 같은 기타 기관인 경우)인 경우를 제외한 후에는 32,833건이 남았다. 잘 아프지 않거나 자가 치료를 선호하여 의료기관을 거의 이용하지 않는 사람은 상용치료원을 가질 확률을 낮게 하는 선행요인이면서 의료비에 영향을 미치는 요인으로 생각하여 분석에서 추가적으로 제외하니 22,585건이 남았다. 통제변수 중 본인이 평가한 주관적 건강상태와 가구소득 5분위 항목이 결측치인 경우를 제외하고 남은 관찰치가 최종 분석 대상이며 총 21,850건이었다(Table1).

3. 변수의 정의

가. 결과 변수

본 연구의 결과변수는 외래진료비, 입원진료비, 응급실 방문 진료비를 모두 합친 금액이며 각각의 진료비는 건보부담금, 법정본인부담금과 비급여금액을 모두 합한 액수이다. 방문 의료기관 또는 입원 의료기관이 노인요양병원인, 조산소, 한의원, 한방병원, 치과의원, 치과병원이거나 치료 내용이 치과치료, 한방치료인 경우는 의료비 합산에서 제외하였다.

나. 예측변수

1) 주요 관심변수로서의 주치의 유형

주치의 유형은 부가설문의 상용치료원 유무, 상용치료원 기관 형태, 상용치료원 없는 이유, 방문하는 주 의사 유무(앞으로 주치의로 기술), 주치의가 있는 경우 포괄성 문항을 조합하여 6가지 유형으로 구분하였다. 상용치료원 유무에 대한 문항 내용은 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?”이고, 주치의를 묻는 문항은 “귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?”이며, 포괄성을 묻는 문항은 “그 의사 선생님은 귀하에게 발생하는 일상적인 건강문제의 대부분을 해결해 주니까?”이다.

상용치료원이 없는 경우를 비교집단으로 하였고 그 중 잘 아프지 않거나 자가 치료를 선호하여 의료기관을 거의 이용하지 않는 사람은 분석에서 제외하였다. 상용치료기관은 없지만 주치의가 있다고 대답한 63건은 분석에서 제외하였다. 상용치료기관은 있지만 주치의(주로 방문하는 의사)가 없는 경우에 의료기관 형태에 따라 보건소이거나 의원인 경우는 상용치료기관(의원)으로, 병원이거나 종합병원/대학병원인 경우는 상용치료기관(병원)으로 구분하였다. 주치의가 있는 경우에는 주치의 근무기관이 병원이거나 종합병원/대학병원인 경우는 주치의(병원)로 나누었으며, 근무기관이의원이거나 보건소인 경우는 포괄성 문항(일상적인 건강문제의 대부분을 해결함)에 '거의 그렇다' 또는 '대체로 그렇다'로 답변한 사람을 주치의(포괄적 의원)로 나머지 답변('그저 그렇다', '대체로 그렇지 않다', '거의 그렇지 않다')인 사람을 주치의(비포괄적 의원)로 분류하였다.

2) 성별

성별은 남녀로 나누었고 남자를 비교집단으로 하였다.

3) 나이

나이는 해당 연도에서 태어난 해를 뺀으로써 계산하였고 18-34세, 35-49세, 60-64세, 65에 이상의 4집단으로 분류하였으며 18-34세를 비교집단으로 하였다.

4) 교육기간

교육기간은 6년 이하, 7-12년, 13년 이상으로 분류하였고 6년 이하를 비교집단으로 하였다.

5) 가구소득

가구소득은 총 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나눈 상태에서 5분위로 나누어 사용하였다. 네1분위가 최저소득 분위로 비교집단으로 하였으며 이후는 순차적으로 증가하는 범주로 하였다.

6) 결혼상태

결혼 상태는 현재 같이 사는 경우, 이혼 또는 별거 또는 사별한 경우, 그리고 미혼으로 분류하였으며 현재 같이 사는 경우를 비교집단으로 하였다.

7) 건강보험

건강보험은 국민건강보험 가입자(공교/직장/ 지역)와 기타(의료급여1종, 의료급여2종, 건강보험 + 특례자, 국가유공자 특례, 건강보험 + 차상위 경감 대상자)로 나누었으며 국민건강보험가입자를 비교집단으로 하였다.

8) 주관적 건강상태

이 변수는 설문지에서 5단계 Likert scale로 조사되었으며 ‘매우 나쁨’, ‘나쁨’, ‘보통’을 묶어서 비교집단으로 하였고 나머지 ‘ 좋음’과 ‘매우 좋음’을 묶어서 분류하였다.

9) 만성질환 유무

만성질환이 없는 경우를 비교집단으로, 만성질환이 1개 이상 있는 경우를 묶어서 분류하였다.

10) 장애 유무

장애는 있는 집단과 없는 집단으로 나누었고 업는 경우를 비교 집단으로 하였다.

11) 민간건강보험 가입 여부

가입한 민간건강보험이 없는 경우와 1개 이상인 경우로 나누었으며 없는 경우를 비교집단으로 하였다.

3. 분석방법

결과변수인 의료비는 우측으로 치우친 분포이기에 로그변환을 하여 사용하였다. 주요 관심변수인 상용치료원 유형과 모든 통제변수가 범주형 자료이기에 우선 교차비 검정을 하였다. 교차비 검정은 연도별로 별도로 하지 않고 통합하여 시행하였다. 주요 관심변수인 상용치료원 유형사이에 연도에 따른 변화를 보기 위해 통합적인 분율을 확인하였다.

상용치료원의 효과를 분석하는 경우 통계적으로 고려해야 할 부분에 내생성 문제가 있다 (Kuder JM 1985; Ettner SL 1996). 상용치료원 유무 또는 유형이 실제로는 독립변수가 아니고 결과변수(본 연구에서는 의료비)와 연관되어 결정이 된다면 회귀계수의 편향을 피할 수 없다. 이를 감안하여 패널분석에서는 고정효과모형과 확률효과모형 사이에서 하우스만 검정에 따라 적절한 모형을 사용한다. 하지만 하우스만 검정이 유일한 기준은 아닐 뿐더러 개체수가 많지만 개체별 관찰치가 적은 경우에는 개체내 변이가 적어서 고정효과모형의 효율성이 감소하는 문제가 발생한다. 이를 보완하고 고정효과모형에서는 계수 추정이 불가능한 시간불변 변수의 효과까지 추정하기 위해 본 연구에서는 하이브리드모형을 사용하였다 (Schunck R 2017). 하이브리드 모형은 개체내 관찰치의 평균값과 개체내 변이를 동시에 보정변수로 사용함으로써 확률효과모형이면서 내생성을 보완할 수 있는 방법이다.

실제 최종 분석 모델을 결정하는 과정은 아래와 같다. 결과변수로 로그 변환한 의료비로 하고 모든 통제변수는 더미변수 처리하였다.

첫째, 모든 통제변수를 사용하여 고정모형과 확률모형의 패널분석을 하였다.

둘째, 하우스만 검정을 하였으며 고정효과 모형을 제시하였다. 개체 내 변화가 없는 성별의 효과는 고정효과모형에서 볼 수 없고 개체 내 변화가 적은 나이 범주, 교육범주, 결혼상태, 장애유무의 경우는 고정효과 모형의 추정치가 효과적이지 못한 단점과 더불어 하우스만 검정이 고정효과를 제사하는 경우에도 더 효율적인 추정이 가능한 하이브리드모형 (Schunck R, 2017) 을 사용하기로 하였다.

셋째, 하이브리드모형도 확률효과모형이기에 표준적 확률효과모형을 이용하여 관심변수인 주치의 유형과 개별 통제변수사이의 교호작용을 검정하였으며 주관적 건강상태변수와의 교호작용이 유의하였다.

넷째, 분석의 최종모형으로 주치의 유형과 주관적 건강상태의 교호작용문항을 포함한 패널 하이브리드모형으로 분석하였다. 이 모형에서 성별, 나이, 교육, 결혼상태, 장애유무 변수는 표준 확률모형변수 (원래 수치)로 회귀식에 넣었고, 나머지 변수는 하이브리드형식 (관찰치별로 개체간 평균값과 관찰치에서 개체 간 평균값을 뺀 개체 내 변동의 2가지 방식)으로 넣어 보정하였다.

하이브리드모형의 회귀식은 아래와 같다.

$$\log(y_{ij}) = \beta_W(x_{ij} - \bar{x}_j) + \beta_B\bar{x}_j + \beta_0 + \mu_j + e_{ij}$$

y_{ij} = j개체의 i연도 총의료비 관찰치, β_W = 통제변수 개체내 효과
 x_{ij} = 통제변수 j개체의 i연도 관찰치, \bar{x}_j = 통제변수의 j개체평균
 β_B = 통제변수의 개체간 효과 β_0 = 상수항
 μ_j = j 개체의 개별효과 e_{ij} = j개체의 i연도 고유오차

본 연구에서는 예측변수에 주치의 유형과 주관적 건강상태의 개체내 변이 교호작용 항과 개체간 변이 교호작용 항이 추가되었다.

III. 연구 결과

1. 자료선택과정

본 연구의 대상자는 한국의료패널 자료에서 상용치료원 문항을 포함하고 있는 부가설문에 답한 사람의 관찰치이며 상용치료원 문항을 포함하고 있는 2012년, 2013년, 2016년, 2017년에 부가설문 답변 관찰건수는 총 43,155건이었다. 이 중 해당 연도의 의료비지출(한방병의원, 치과병의원 방문이 나 치료 내용이 한방치료, 치과치료인 경우는 제외)이 없는 경우를 제외하였으며, 이후에 상용치료원 답변 내용이 본 연구에 적합하지 않은 관찰치(상용치료원이 없지만 주치의가 있는 관찰치와 상용치료 기관 유형이 한방 병의원이거나 치과병의원인 경우)를 제외하니 32,833건이 남았다. 이후에 해당연도에 상용치료원을 보유하지 않은 이유가 건강하거나 자가 치료를 선호하는 경우를 제외하였고, 최종적으로 통제변수인 주관적 건강상태와 가구소득 5분위에서 결측치인 경우를 제외하여 최종분석 관찰치 숫자는 21,850건이었다(Table 2).

Table 2. Sample selection process

Contents	Year				Total
	2012	2013	2016	2017	
Initial Observations	15,872	14,839	17,424	17,184	65,319
- New recruiter*	0	0	4,664	4529	
Remained	15,872	14,839	12,760	12,655	56,126
- Age of 17 or less	3,164	2,840	2,087	1956	
Remained	12,708	11,999	10,673	10,699	46,079
- No response on appendix questionnaire	762	699	729	734	
Remained	11,946	11300	9944	9,965	43,155
- No medical expenses/year	3201	2593	2212	2,152	
Remained	8,745	8,707	7,732	7,813	32,997
- No or inadequate reply on items of USC**	55	53	30	26	
Remained	8,690	8,654	7,702	7,787	32,833
- No USC due to good health or preference for self-care	3,100	2,557	2,527	2,064	
Remained	5,590	6,097	5,175	5,723	22,585
- No response on items of self-rated health or household income	236	241	125	133	
Remained final observations	5,354	5,856	5,050	5,590	21,850

* New recruitment was done to compensate for loss to follow-up of KHP data.

** USC: usual source of care; No or inadequate reply on items of a USC included subjects not having a USC but having a regular doctor and subjects having oriental medical institutions or dental institutions as a USC.

Table 3. General characteristics by types of a usual source of care (N=21,850)

	Types of a usual source of care							P-value
	Total	No USC	Place (CC)	Place (hospital)	RD (NCCC)	RD (CCC)	RD (hospital)	
Gender								
Male	8,453	36.5	19.1	12.3	4.5	15.9	11.7	0.000
Female	13,397	41.1	19.9	7.9	5.1	17.5	8.5	
Age								
18-34	1,566	42.9	20.8	17.2	2.4	10.3	6.3	0.000
35-49	4,218	41.0	19.4	9.4	4.8	15.5	7.9	
50-64	6,589	40.8	19.4	9.4	4.8	15.5	10.1	
65-	9,477	36.9	18.7	9.0	5.3	19.3	10.8	
Education duration								
- 6 year	7,112	40.6	19.9	7.9	5.2	17.7	8.7	0.000
7 - 12 year	9,730	39.5	19.3	9.4	4.9	16.5	10.4	
13 year -	5,008	37.2	19.8	12.5	4.2	16.6	9.7	
Household income								
1st quintile	4,555	37.4	18.8	8.2	5.7	19.4	10.5	0.000
2nd quintile	4,719	41.0	20.1	8.7	4.7	16.7	8.8	
3rd quintile	4,371	40.0	18.9	9.8	4.7	16.9	9.7	
4th quintile	4,168	39.5	20.6	10.1	4.8	16.2	8.9	
5th quintile	4,037	38.6	19.6	11.7	4.2	15.1	10.7	
Marital status								0.496
Married	16,299	39.6	19.6	9.6	4.9	16.7	9.6	
Others*	5,551	38.4	19.7	9.9	4.7	17.5	9.9	
Health coverage								0.000
NHI**	20,310	39.6	19.9	9.2	4.9	17.0	9.4	
Others**	1,540	35.4	16.0	15.1	4.3	15.5	13.7	
Self-rated health								0.000
Poor or moderate	15,473	40.4	18.5	10.1	4.9	16.0	10.1	
Good	6,377	36.6	22.4	8.5	4.6	19.2	8.7	
Chronic disease								0.000
No	2,909	43.9	24.2	11.1	4.0	13.5	3.3	
Yes	18,941	38.6	18.9	9.4	5.0	17.4	10.7	
Disability								0.000
No	19,616	40.0	19.8	9.1	4.9	17.1	9.1	
Yes	2,234	33.1	18.2	14.4	4.6	14.8	14.9	
Private health insurance								0.000
No	7,586	37.0	18.5	9.7	5.4	18.0	11.4	
Yes	14,264	40.5	20.2	9.6	4.5	16.3	8.8	
log(Total cost)								
Frequency	21,850	8,589	4,285	2,104	1,056	3,694	2,122	
Mean	13.0	13.0	12.8	13.2	13.0	13.0	13.5	0.000
SD	1.5	1.5	1.5	1.7	1.5	1.4	1.5	

USC: usual source of care; Place(CC):Having a community clinic as a USC without a regular doctor; Place(hospital):Having a hospital as a USC without a regular doctor; RD(NCCC):Having a non-comprehensive community clinic as a regular doctor; RD(CCC):Having a comprehensive community clinic as a regular doctor; RD(hospital):Having a hospital as a regular doctor. *Others: divorced, separated, bereaved or not married

NHI: Nation Health Insurance *Others: healthcare beneficiaries, special cases as men of national merit, and next-highest relief target.

2. 분석관찰치의 일반적 특성

분석관찰치의 상용치료원 유형별 분포는 표3과 같았다. 여자에 비해 남자에서 병원 상용치료기관이나 병원 주치의를 보유한 경우가 상대적으로 많았고 여자는 의원 상용치료기관이나 의원 주치의 보유가 많았다. 나이는 많을수록 주치의 보유율이 높았으며, 적을수록 상용치료원을 보유하지 않거나 상용치료기관 보유율이 높았다. 교육을 적게 받은 사람에서 상용치료원을 보유하지 않은 경우가 많았고 병원을 상용치료기관으로 보유한 비율은 낮았다. 주관적 건강상태가 좋은 사람에서 전체적으로 상용치료원을 많이 보유하였으며, 의원 상용치료기관이나 포괄적 의원 주치의를 보유한 비율이 높았다. 만성 질환이 있는 경우는 없는 경우에 비해 상용치료기관 보유는 적었고, 주치의 보유는 많았다. 장애가 있는 경우에는 상용치료기관 병원이나 병원 주치 보유가 많았다(Table 3).

결과변수인 로그변환 총의료비 관찰치는 상용치료원을 보유하지 않은 경우가 제일 많았고 상용치료기관 의원, 포괄적 의원 주치의, 병원 주치의, 상용치료기관 병원, 비포괄적 의원 주치의 순서로 감소하였다. 결과변수의 평균은 병원 주치의에서 13.5로 제일 높았고, 다음이 상용치료기관 병원에서 13.2이었으며, 상용치료원이 없는 집단, 비포괄적 의원 주치의, 포괄적 의원 주치의에서는 13.0으로 같았고 상용치료기관 의원에서 12.8로 가장 낮았다(Table 3).

3. 관심변수인 상용치료원 유형의 연도변화에 따른 변화 양상

주요관심변수인 상용치료원 유형의 연도별 변화 양상은 표4와 같다. 상용치료원이 없었던 경우는 다음해에도 상용치료원이 없었던 경우가 46.9%로 가장 많았고, 다음이 의원 상용치료기관(19.5%), 포괄적 의원주치의(14.2%), 상용치료기관 병원(7.6), 병원 주치의 (7.5%)이었고 비포괄적 의원 주치의가 4.3%로 제일 적었다. 상용치료기관 의원에서는 35.8%에서 다음해에도 상용치료기관 의원이었으며 다음으로 포괄적 의원주치의(21.3%) 순이었다. 상용치료기관 병원에서는 다음해에도 30.0%에서 같은 유형이었으며 이듬해에 상용치료원을 보유하지 않는 경우(26.1%)가 두 번째로 많았다.

비포괄적 의원주치의에서는 다음 해에 상용치료원 미보유(32.3%), 포괄적 의원주치의(30.3%) 순서였고, 포괄적 의원주치의에서는 이듬해에도 포괄적 의원주치의 보유(37.1%), 상용치료기관 의원(25.3%), 상용치료원 미보유 (24.1%) 순서이었다. 병원 주치의에서는 이듬해에 병원주치의 보유(33.0%), 상용치료원 미보유(25.1%), 상용치료기관 병원(19.5%) 순서이었다.

Table 4. Transition proportions between types of a usual source of care

unit: Total (No.), others (%)

	Total	No USC	Place (CC)	Place (hospital)	RD (NCCC)	RD (CCC)	RD (hospital)
No USC	5,435	46.9	19.5	7.6	4.3	14.2	7.5
Place (CC)	2,290	25.8	35.8	6.4	5.1	21.3	5.6
Place (hospital)	1,135	26.1	14.5	30.0	2.1	7.1	20.3
RD (NCCC)	709	32.3	20.0	4.0	6.1	30.3	7.3
RD (CCC)	2,131	24.1	25.3	4.1	5.3	37.1	4.1
RD(hospital)	1,288	25.1	8.1	19.5	2.6	11.8	33.0

USC: usual source of care; Place(CC):Having a community clinic as a USC without a regular doctor; Place(hospital):Having a hospital as a USC without a regular doctor; RD(NCCC):Having a non-comprehensive community clinic as a regular doctor; RD(CCC):Having a comprehensive community clinic as a regular doctor; RD(hospital):Having a hospital as a regular doctor.

4. 하이브리드 패널 회귀분석 결과

주요관심변수와 다른 통제변수를 이용하여 하이브리드 패널 회귀분석한 결과를 보면 개체내 변이에서는 건강이 나쁘거나 보통인 경우에 한해서 상용치료원 미보유군에 비해 상용치료기관 병원에서 14.1%의 의료비 증가를 보였으며 나머지 경우는 유의한 차이가 없었다(Table 5). 개체간 비교에서는 상용치료원 미보유군에 비해 의원 상용치료기관 보유군에서는 건강상태가 보통이하에서 31% 의료비 감소를, 건강이 좋은 경우 36% 총의료비 감소를 보였다. 병원 주치의에서는 건강상태가 보통이하인 경우 66% 의료비 증가를, 건강상태가 좋은 경우 57% 의료비 증가를 보였다. 병원 상용치료기관에서는 건강이 나쁘거나 보통인 경우에는 336%의 의료비 증가를 보였지만 건강이 좋은 경우에는 유의한 차이가 없었다. 포괄적 의원 주치의인 경우에는 건강상태에 관계없이 유의하지 않은 결과를 보여주었다.

통제변수들의 의료비에 미치는 영향을 보면 건강상태가 보통 이하에 비해서 건강상태가 좋은 경우에 개체내 효과는 16% 감소를 개체간 효과는 47%의 감소를 보였다(Table 5). 남자에 비해서 여자에, 18-34세 집단에 비해서 50세 이상 집단에서, 만성질환이 없는 경우에 비해 있는 경우에, 장애가 없는 경우에 비해서 장애가 있는 경우에, 민간건강보험이 없는 경우에 비해 있는 경우에 개체내 효과와 개체간 효과 모두 유의한 의료비 증가를 보였다. 교육기간이 6년 이하인 경우에 비해 7년 이상인 모든 경우에 개체내 효과와 개체간 효과 모두 유의한 의료비 감소를 보였다.

Table 5. Coefficients by hybrid panel regression model for log-transformed total medical expenditures

Variables	Within		Between	
	Poor or moderate health	Good health	Poor or moderate health	Good health
Types of USC				
No USC	1	1	1	1
Place (CC)	-0.013	-0.063	-0.314***	-0.363***
Place (hospital)	0.141***	-0.082	0.326***	0.104
RD (NCCC)	0.045	0.016	-0.155	-0.184*
RD (CCC)	0.010	0.014	-0.064	-0.060
RD (hospital)	0.050	-0.043	0.663***	0.570***
Self-rate health status				
Poor or moderate	1		1	
Good	-0.159***		-0.469***	
Gender				
Male	1		1	
Female	0.158***		0.158***	
Age (year)				
18 - 34	1		1	
35 - 49	-0.016		-0.016	
50 - 64	0.325***		0.325***	
65 -	0.679***		0.679**	
Education (year)				
- 6	1		1	
7 - 12	-0.127***		-0.127***	
13 -	-0.232***		-0.232***	
Household income				
1st quintile (the lowest)	1		1	
2nd quintile	0.083*		0.028	
3rd quintile	0.068		-0.120**	
4th quintile	0.111*		0.012	
5th quintile	0.135**		0.071	
Marital Status				
Married	1		1	
Others [§]	-0.031		-0.031	
Health coverage				
NHI ^{§§}	1		1	
Others ^{§§§}	0.146		0.009	
Chronic disease				
No	1		1	
Yes	0.252***		0.547***	
Disability				
No	1		1	
Yes	0.120**		0.120**	
Private health insurance				
No	1		1	
Yes	0.141**		0.094***	

*p<.1; **p<.05; ***p<.01 USC: usual source of care; Place(CC):Having a community clinic as a USC without a regular doctor; Place(hospital):Having a hospital as a USC without a regular doctor; RD(NCCC):Having a non-comprehensive community clinic as a regular doctor; RD(CCC):Having a comprehensive community clinic as a regular doctor; RD(hospital):Having a hospital as a regular doctor. §Others:divorced, separated, bereaved or not married §§NHI:Nation Health Insurance §§§Others:healthcare beneficiaries, special cases as men of national merit, and next-highest relief target.

IV. 고찰

본 연구에서 개인간 비교에서는 주관적 건강상태에 관계없이 연구기간 중 상용치료원을 한 번도 보유하지 않은 집단에 비해 전체 기간 의원 상용치료기관 보유자에서는 30% 이상의 연간 총의료비 감소를 보였으며 전체 기간 병원주치의를 보유한 집단에서는 60% 정도의 의료비 증가를 보였다. 병원 상용치료기관을 보유한 집단에서는 건강이 나쁘거나 보통인 경우에만 33%의 연간 총의료비 증가를 보였다. 개인 안에서의 효과를 보면 건강이 나쁘거나 보통인 경우에 한해 상용치료원을 보유하지 않았을 때와 비교하여 병원 상용치료기관을 보유한 경우에 연간 총의료비가 14% 유의하게 증가하였다 (Table 5).

우리나라의 연구에서는 상용치료원 보유가 본인부담의료비를 증가시킨다고 보고하였다(고숙자 2009; 김종엽 2014). 본 연구에서도 병원주치의의 경우에는 건보부담금을 포함한 전체의료비(외래, 입원, 응급실 방문 의료비) 증가를 보였다. 결과변수가 다르기에 이 3개의 연구가 상충된다고 할 수 없으며 추가적 연구를 통하여 차이점을 비교해 볼 수 있을 것이다. 다만 상용치료원이 실제 의료비를 증가시킬 수 있는 기전으로는 우선적으로 내생성을 들 수 있다. 이 문제를 고숙자 연구에서는 도구변수를 이용하여 해결하려 하였고 김종엽의 연구는 이중차이분석을 이용하였고 본 연구에서는 통계적 기법으로는 하이브리드 모형으로 패널분석을 하고 동시에 잘 아프지 않거나 자가 치료를 선호하여 의료기관을 거의 이용하지 않는 이유로 상용치료원이 없는 사람과 연간 총의료비가 0인 관찰치도 제외하여 보완하였다.

두 번째 기전은 상용치료원 보유가 의료 접근성을 향상시켜서 미충족의료를 해결하면서 나타나는 결과일 수 있다. 외국의 많은 연구(Martin 1989; Ferris 2001; Pati 2005; Weiss 1996; Fullerton et al. 2018)와 우리나라 일부 연구(Yoon HJ 2017, Kim D 2019)결과와 상반되는 점과 전 국민 건강보험제도와 연평균1인당 의사방문수가 OECD 국가 중 1위인 점(OECD health statistics 2019)으로 보아 주요 요인은 아니겠지만 그럼에도 불구하고 우리나라 의료기관의 대다수를 차지하는 민간의료기관의 일상적 진료에서 짧은 진료시간, 질병예방과 건강증진 관련서비스가 많이 제공되지 않는 현실을 감안하면 부분적 요인일수 있기에 이에 대한 추가적 연구가 필요하다. 세 번째 가능성은 병원을 방문하는 환자와 대조군간의 증증도 차이의 가능성이 있다. 본 연구에서 만성질환 유무와 주관적 건강상태로 보정을 하였지만 남아있는 교란효과의 영향을 완전히 배제할 수는 없다. 넷째 상용치료원이 없는 경우에 비해 병원에서는 주치의가 있더라도 여러 전문 과목 진료, 여러 가지 약물의 복용, 다양한 검사 (진단검사의학과의 다양한 혈액검사, 소변검사, 배양검사 등등, 영상의학과와 단순방사선검사, 초음파검사, CT검사, MRI 검사 등등, 핵의학과와 방사선동의원소 검사, PET 검사 등등, 그 외 내과에서 하는 위내시경, 대장내시경, 기관지내시경, 심장검초음파 검사, 운동부하 심전도 검사 등등, 신경과에서 시행하는 뇌파검사, 수면다원검사 등등, 정신과의 심리검사, 심층적 정신기능 검사 등등, 안과

의 안저 검사, 수정체 굴절검사 등등, 이비인후과의 칼로리 검사, 청각자극 검사 등등을 포함한 다양한 전문과목 검사)에 따른 비용, 고가의 치료 재료비 등등이 원인이 될 수 있을 것이다.

가장 최근의 김두리 연구에서는 의원 상용치료원을 보유한 개인에서 외래의료비와 입원의료비 모두 유의한 감소를 보였으며 병원을 이용한 의료비는 감소하였고 의원을 이용한 의료비는 증가한 소견을 보였다. 김두리의 연구와 비교하여 본 연구는 2017년 자료가 추가되었고 분석방법에서도 패널자료의 하이브리드 모형을 사용하여 확률효과 모형의 계수편향 가능성을 줄였으며 상용치료원 유형을 상용치료원 유형인 미보유자, 상용치료기관 보유자, 주치의 보유자와 상용치료기관 종류인 의원/보건소와 병원/종합병원/전문병원의 두 변수를 결합하여 한 변수로 통합함으로써 더 세밀한 분석을 하였다. 분석자료 선별과정에서 결과변수에서 한방 병원/의원과 치과 병원/의원 자료 및 주요 치료내용이 치과와 한방인 경우는 제외하였고 추가로 상용치료원도 한방 병원/의원과 치과 병원/의원인 경우는 제외한 것이 또 하나의 차이점이다.

본 연구에서 의원 상용치료기관에서는 유의한 의료비 감소를 보이는데 비하여 포괄성 의원 주치의에서는 약간의 의료비 감소를 시사하지만 통계적 유의성을 보여주지 못하였다(Table 5). 우리나라에서 개인의원원의 83%가 단독개원을 하는 현실이기에(의료정책연구소 2017), 의원주치의는 단독개원의 사일 가능성이 높는데 비해 의원 상용치료기관이란 2인 이상이 근무하는 의원이기에 의사의 여러 조합이 가능하고 일정한 휴식과 시간적 여유가 상대적으로 보장된다. 의료의 포괄성에는 넓은 범위의 의료문제를 다루는 횡적인 포괄성과 질병예방/건강증진, 질병의 조기발견 및 치료, 재활, 나아가서는 해로운 의료서비스 방지를 포함한 종적인(longitudinal) 포괄성 차원으로 나눌 수 있는데 이번 연구 설문에서의 포괄성 문항은 일상적인 건강문제를 해결하는 범위에 관한 횡적인 문항만을 포함하고 있다. 단독개원의사로서는 넓은 범위의 건강문제를 다루더라도 건강 교육, 질병 예방 및 건강증진을 포함한 더 다양한 질 높은 의료서비스 제공에 상대적 어려움이 있고 자신의 범위를 벗어나는 경우 적절한 의료자원 및 다른 자원을 소개하는 조정성의 역할에도 어려움이 있을 것으로 생각된다. 조재영(2018)의 연구에서 .인구고령화가 의료비 지출에 미치는 영향에서 건강한 고령화 현상에 치료 위주에서 예방 중심으로 의료서비스 제공의 패러다임 전환이 필요하다는 소견과 관련하여 고려해 볼만한 부분이다. 의원 상용치료기관과 포괄성 의원 주치의가 연간 총의료비에 미치는 영향이 달리 나타나는 이유에 대해서는 추가적인 연구가 필요하겠지만 우리나라에서 상용치료원 보유에 따른 질 높은 의료서비스 제공을 논의할 때 커다란 장애요인으로 대두되는 1인 단독개원의 높은 비율 문제를 다시 한 번 보여준 것으로 생각된다(최용준 2013).

상용치료원을 보유하지 않은 관찰치에 비해 병원주치의에서는 의료비의 유의한 증가가 있었지만 의원주치의에서는 포괄성 여부에 관계없이 의료비의 유의한 증가소견이 없었다는 것도 의미 있는 소견으로 생각된다. 기존 연구에서 상용치료원 보유가 일부의 의료비를 증가시킨다는 연구에 대한 반증이 될 수 있으며 이번 연구와 같이 주치의를 의료기관 유형별로 나누어 보면 의원과 병원에서는 주치의

영향을 알 수 있을 것이다.

병원 상용치료기관에서는 건강이 좋은 경우에는 유의한 차이가 없었고 건강이 보통 이하인 경우에는 33%의 연간의료비 증가를 보였다(Table 5). 건강이 좋은 경우에는 동반 만성질환수가 없거나 적을 가능성이 많으며 여러 가지 검사를 적게 받을 가능성이 많을 것이다. 만성질환 유무와 주관적 건강상태를 보정하였지만 남아있는 교란효과도 하나의 요인일 것이다.

본 연구에서 개체 내 변이에 따른 영향을 보면 건강이 보통이하인 경우 병원 상용치료기관에서만 14%의 유의한 증가를 보인다. 패널분석에서 개체내 변이에 따른 효과는 내생적 요인으로 작용 가능한 측정이 힘들거나 불가능한 많은 요인들을 통제할 수 있기에 편향(bias)이 적은 회귀계수를 추정하는 좋은 분석법이다. 본 연구는 연구 개체 수에 비하여 개체별 측정횟수가 최대 4회로 적으며 그나마도 관심변수인 상용치료원 유형의 개체내 변이가 적어서 효율적 분석을 할 수 없었다. 그렇지만 개체의 평균값을 추가로 보정한 하이브리드 확률모형을 사용함으로써 개체간 효과를 추정할 수 있는 계수 추정에서 편향을 줄여주는 역할을 하였고 고정효과모형에서는 효과를 추정할 수 없거나 비효율적 추정만 가능한 시간불변 변수인 성별이나 시간에 따른 변화가 적은 변수인 나이, 교육, 결혼 상태, 장애 유무의 효과를 추정할 수 있게 하였다(Schunck R 2017).

이번 연구에서는 주치의 유형이 의료비에 미치는 영향에서 주관적 건강상태가 교호작용 변수로 작용하였다. 개체 간 비교에서 의원 상용치료기관과 병원 주치의에서 10% 정도의 계수 차이를 보였으며, 병원 상용치료기관에서는 개체 내 효과와 개체 간 효과에서 모두 유의성의 차이를 보였다. 교호작용은 분석 방식(예를 들어 결과변수를 로그변환하고 패널 선형분석으로 추정하는 경우와 결과변수를 2범주화하여 패널 로짓분석으로 추정하는 경우)이나 통제변수의 범주화 방식에 따라서도 다른 결과를 보일 수 있기에 추가적인 연구가 필요할 것으로 생각된다.

이번 연구에서 민간건강보험이 있는 경우에는 없는 경우에 비해 약 10% 정도의 의료비 증가를 보였다. 의료수요 증가의 이유로 환자 주도 측면이 강한 하나의 현상으로 생각이 된다. 이에 대한 기존의 연구는 서로 상반된 결과를 보여주기에 추가적 연구가 필요하다(김석환 2018;백미라 2019;허정원 2019;You CH 2018).

이번 연구에는 몇 가지 제한점이 있다. 첫째, 의료서비스 필요성이 적은 사람은 연구에서 제외하였다. 내생성 통제를 위한 방식이었지만 여전히 제한점으로 남는다. 둘째, 설문조사 시 1년간의 의료방문 내용을 조사하는 방식이기에 회상오류(recall bias)의 가능성이다. 패널자료 설문대상자들이 여러 해 동안의 반복된 조사를 받으면서 조사에 익숙해지고 관련 영수증과 같은 자료를 보관하도록 함으로써 기억오류는 점차 줄어들었을 것으로 생각되지만 편향을 완전히 줄이기는 어려웠을 것이다. 셋째, 외래 방문 의료비, 입원의료비, 응급실 의료비와 같은 세부적 의료비에 대한 분석을 하지 못하였기에 의료비의 구성에 대한 내역을 알지 못하였다. 넷째, 상용치료원에 근무하는 의사들의 전문과목을 포함한 기타 특성을 반영하지 못하였다 (Phillips RL 2009). 다섯째, 통제변수들을 범주화하는 과정에서의

편향, 그리고 통제하지 못한 관련요인들로 인한 교란변수로 인한 편향이다. 여섯째, 본 연구에서는 직접 의료비만을 대상으로 하였다. 의료이용에 필요한 교통비 또는 시간 소실과 같은 간접비를 포함한 분석을 하지 못하였다.

앞으로 의료비를 외래 방문, 입원, 응급실 방문으로 나누어서 기관유형별로 나눈 세부적 분석이 필요하다. 대상자를 대표적 만성질환이나 외래진료 민감질환으로 제한한 분석 등을 통하여 상용치료원이 의료비에 미치는 영향을 세부적, 다각적으로 검토하여 관련성과 관련기전에 대한 통찰을 위한 노력이 필요할 것으로 생각한다.

결론적으로 의원급 상용치료기관을 보유한 사람은 상용치료원을 보유하지 않은 사람에 비해 연간 총의료비를 30% 이상 감소시켰고, 병원 주치의를 보유한 경우에는 연간 총의료비가 증가하였다. 최근 국민총생산량 대비 의료비 증가율이 높고, 행위별 수가 지불제도를 채용하고 있는 우리나라 상황에서 본 연구의 결과는 상용치료원 보유를 장려하여 효율적 의료자용이용을 도모하는 의료정책수립에 의미 있는 근거가 될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 고숙자, 임재영, 정영호(2011). 상용치료원이 의료이용 및 의료비에 미치는 영향. 제3회 제6회 한국 의료패널 학술대회 자료집 pp. 267-276.
- 김석환, 김미주(2018). 중증질환자의 민간의료보험 가입 현황 및 가입여부에 따른 의료이용 분석: 국민건강영양조사 제7기 1차년도(2016) 원시자료를 중심으로. 대한보건연구 44(1):83-92.
- 김종엽, 백승민, 정태영(2014). 이중차이분석을 통한 상용치료원의 효과에 대한 분석 - 만성질환자를 중심으로-. 제6회 한국의료패널 학술대회 자료집 pp. 501-514.
- 백미라, 민인식(2019). 민간의료보험 보유개수가 외래이용횟수와 의료비에 미치는 처리효과-다중처리효과 추정. 의료경영학연구 13(1):39-47.
- 오영호(2019). 건강보험수가제도 개선을 통한 의료전달체계 확립방안. 보건행정학회지 29(3):248-261.
- 의료정책연구소(2017). 2016 전국 의사조사. (<http://www.rihp.re.kr/research/report/?mod=document&uid=2284>, accessed November 4, 2019)
- 정형선, 신정우, 문성웅, 최지숙, 김희년(2019). 2018년 경상의료비 및 국민보건계정. 보건행정학회지 29(2): 206-219.
- 조재영, 정형선(2018). 인구고령화가 의료비 지출에 미치는 영향: Age-period-cohort 분석을 이용한 '건강한 고령화'의 관점. 보건행정학회지 28(4):378-391.
- 최용준, 고병수, 조경희, 이재호(2013). 일차의료의 개념과 가치, 그리고 한국의 현실과 과제. J Korean Med Assoc 56(10): 856-865.
- 허정원, 권영애(2019). 만성질환자에서 실손형 민간의료보험의 가입 관련요인과 외래의료이용의 관련 요인. 병원경영학회지 24(3):1-10.
- Bartman BA, Moy E, D'Angelo LJ(1997). Access to ambulatory care for adolescents: the role of a usual source of care. J Health Care Poor Underserved 8(2):214-26.
- Devoe JE, Tillotson CJ, Wallace LS, Lesko SE (2012), Angier H. The effects of health insurance and a usual source of care on a child's receipt of health care. J Pediatr Health Care 26(5):e25-35.
- DeVoe JE, Tillotson CJ, Wallace LS, Lesko SE, Pandhi N (2012). Is health insurance enough? A usual source of care may be more important to ensure a child receives preventive health counseling. Matern Child Health J 16(2):306-15.

- Ettner SL(1996). The timing of preventive services for women and children: the effect of having a usual source of care. *Am J Public Health* 86(12):1748-54.
- Ferris TG, Perrin JM, Manganello JA, Chang Y, Causino N, Blumenthal D (2001). Switching to gatekeeping: changes in expenditures and utilization for children. *Pediatrics* 108(2):283-90.
- Friedberg MW, Hussey PS, Schneider EC (2010). Primary care: a critical review of the evidence on quality and costs of health care. *Health Aff (Millwood)* 29(5):766-72.
- Fullerton CA, Witt WP, Chow CM, Gokhale M, Walsh CE, Crable EL, et al (2018). Impact of a usual source of care on health care use, spending, and quality among adults with mental health conditions. *Adm Policy Ment Health* 45(3):462-71.
- Gerdtham UG, Jönsson B, MacFarlan M, Oxley H (1998). The determinants of health expenditure in the OECD countries: a pooled data analysis. *Dev Health Econ Public Policy* 6:113-34.
- Kim D, Kim S, Park HK, Ha IH, Jung BY, Rhy WH, Lee SI, Sung NJ (2019). Effect of Having a Usual Source of Care on Medical Expenses – Using the Korea Health Panel Data. *J Korean Med Sci.* 34(35):e229.
- Kim JH, Cho HJ (2007). Effects of having regular source of care on preventive services and disease control. *J Korean Acad Fam Med* 28:278-285.
- Kuder JM, Levitz GS(1965). Visits to the physician: an evaluation of the usual-source effect. *Health Serv Res* 20(5):579-96.
- Martin DP, Diehr P, Price KF, Richardson WC (1989). Effect of a gatekeeper plan on health services use and charges: a randomized trial. *Am J Public Health* 79(12):1628-32.
- Lee SD, Shin E, Lim JY, Lee SG, Kim JM(2017). Effects of usual source of care by patients with diabetes on use of medical service and medical expenses. *Korean J Hosp Manag* 22(3):1-17.
- Moon S, Choi M(2018). The effect of usual source of care on the association of annual healthcare expenditure with patients' age and chronic disease duration. *Int J Environ Res Public Health* 15(9):E1844.
- OECD Health glance(2017). Health expenditure. (https://www.oecd-ilibrary.org/docserver/health_glance-2017-44-en.pdf?expires=1572827201&id=id&accname=guest&checksum=FA24940EEF134BEB8DA9041B4D8B3795. accessed on November 3, 2019.)

- OECD health statistics 2019 (2019). Health expenditure and financing: Share of gross domestic product. (<https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SHA#>. Updated 2019. accessed on November 3, 2019.)
- OECD health statistics 2019 (2019). Health care utilization: consultations. (<https://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=SHA#>. Updated 2019. Accessed November 3, 2019).
- Pati S, Shea S, Rabinowitz D, Carrasquillo O (2005). Health expenditures for privately insured adults enrolled in managed care gatekeeping vs indemnity plans. *Am J Public Health* 95(2):286-91.
- Phillips RL, Dadoo MS, Green LA, Fryer GE, Bazemore AW, McCoy KI, Petterson SM(2009). Usual source of care; an important source of variation in health care spending. *Health Affairs* 28(2):567-577.
- Schunck R, Perales F (2017). Random effects model with within-between estimator. *The Stata Journal* 17(1): 80-115.
- Starfield B, Shi L, Macinko J (2005). Contribution of primary care to health systems and health. *Milbank Q.* 83(3):457-502.
- Starfield B(1998). Primary care- balancing health needs, services, and technology. Oxford University Press, New York.B,
- US Department of Health & Human Services (2019). Medical expenditure panel survey (MEPS) topics: usual source of care. (http://meps.ahrq.gov/mepsweb/data_stats/MEPS_topics.jsp?topicid=44Z-1. Updated 2019. Accessed November 3, 2019)
- Villani J, Mortensen K (2013). Nonemergent emergency department use among patients with a usual source of care. *J Am Board Fam Med* 26(6):680-91.
- Weiss LJ, Blustein J (1996). Faithful patients: the effect of long-term physician-patient relationships on the costs and use of health care by older Americans. *Am J Public Health* 86(12):1742-7.
- You CH, Choi JH, Kang S, Oh EW, Kwon YD(2018). Association between supplementary private health insurance and visits to physician offices versus hospital outpatient departments among adults with diabetes in the universal public insurance system. *PLoS ONE* 13(4):e0192205. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0192205>
- Yoon HJ, Choi JW, Lee SA, Park EC (2017). Influence of usual source of care on outpatient visit and expense of hypertension patients. *Korean J Hosp Manag* 22(1):1-9.



세션 2-2 건강형평성

좌장 | 박재용(경북대학교)

발표 1 건강충격의 고용과 소득효과

권정현(한국개발연구원)

발표 2 미충족의료와 소득의 상호작용이 주관적 건강수준에 미치는
효과: 한국의료패널 2009-2014년도 자료의 분석

박유경(서울대학교), 김창엽, 황승식(서울대학교)

발표 3 고령자가구의 소득구성이 미충족 의료 경험에 미치는 영향

신세라(서울대학교)

토론 이용재(호서대학교)

황종남(원광대학교)

건강 충격의 고용과 소득 효과

권 정 현
한국개발연구원(KDI)
12.13.2019
제 11회 한국의료패널 학술대회

1

[문제 제기]

● 건강 손실에 따른 경제적 부담 발생

- 직접적 비용인 의료비 지출 증가
- 치료 과정에서 휴직, 실직으로 인한 근로 소득의 감소 등 간접적 비용

● 간접 비용의 영향에 대한 관심 증가

- 진단(screening) 및 의료기술의 발전에 따른 환자 생존률이 높아지면서 생존 이후 생활에 대한 관심 증가
 - 암 진단을 받은 근로 연령의 환자들 중 46% 가 고용상태 변화 경험 (국립암센터 실태조사, 2013).
 - 암생존자 지원 사업 시행 (보건복지부, 2017)
- 간접적 비용은 의료비 지출 이상의 영향력을 가지며 중장기에 걸쳐 지속적인 영향 유발 (Dopkin et al, 2018; Faldon et al, 2015; Smith, 2005).

2

[문제 제기]

● **건강 악화에 따른 경제적 위험에 대한 안전망 미흡**

- 의료비 지출 관련 일차적 안전망은 건강보험이 제공
- 의료비 지출 외 소득 상실 및 경력단절 위험 등 간접비용에 대한 안전망 취약
 - 소득상실에 대한 안전망인 상병수당 제도 미비
 - 병가 또는 상병으로 인한 휴직에 대한 제한적 보장

● **고령자 경제활동 참가 확대를 위해서는 중장년 근로자 건강상태 중요**

- 고령인구의 경제활동 참가 확대를 위한 정년 연장 정책 논의 개시
- 정책의 실제적인 작동을 위해서는 중고령자 건강 상태와 노동시장 밀착 필요
 - 건강 상태는 중장년층 및 고령자 노동시장 이탈의 주요 결정 원인
(이철희·이에스더, 2013; 이승렬 2007)
 - 중장년기의 노동시장 이탈은 이후 노동시장 재진입을 어렵게 하는 요인

3

[연구 목적]

● **중장년층 근로자의 건강충격 발생 이후 고용 및 소득 변화 파악**

- 병원 입원사건을 준외생적 건강 충격으로 정의
- 건강충격을 경험한 전일제 임금 근로자의 이후 소득 및 고용 변화를 건강충격을 경험하지 않은 집단과 비교 분석
- 사회경제적 지위에 따른 건강충격 효과의 이질성 확인

4

[연구 결과]

● **연구결과**

- 건강 충격 발생 이후 의료비 지출 증가, 경제활동참가 감소와 소득 감소 발생
- 고용 상태와 소득 변화는 건강 충격 발생 이후 3년까지 지속적으로 이어짐
- 이전 일자리 특성에 따라 건강충격의 효과는 차별적
 - 비정규직 일수록 건강충격 발생 이후 노동시장에서 이탈할 확률이 높아짐.
 - 그러나 동일한 비정규직이라도 종사하는 사업체 규모에 따라 건강충격의 효과는 이질적

5

[선행 연구]

● **건강 상태의 경제적 효과 연구**

- 건강 상태는 인적자본 수준, 소득, 경제활동참가 등 경제적 성과에 유의하게 영향을 미치는 요인(Currie and Madrian, 1999)
- 인과효과 추정의 어려움(Cutler et al. 2011)
 - 건강상태가 좋은 사람이 높은 생산성으로 인적자본 및 건강에 더 많은 투자
 - 경제적 성과가 좋은 사람은 의료서비스 이용 및 건강한 음식 섭취로 건강 획득
- 건강상태 지표의 내생성
 - 기존 문헌에서 주로 이용되는 건강 지표는 “주관적으로 평가한 건강상태”
Q. 당신의 건강상태는 어떤가요? 매우 좋음- 좋음- 보통 등으로 평가
 - 개인에 따라, 연령에 따라 평가 기준 차이
 - 합리화 가설(Justification Hypothesis) : 은퇴자가 은퇴 선택을 합리화하기 위해 자신의 건강상태를 실제보다 나쁜 상태로 응답(Baker et al. 2001)

6

[선행 연구]

● 외생적 건강 충격을 이용한 건강의 경제적 효과 분석

- 내생성 문제에 대한 대응으로 외생적 건강 충격을 정의하고, 외생적 충격이 고용 및 소득에 미치는 영향 연구
 - 장애 발생에 따른 수당 수급과 근로선택 변화(Burkhauser and Daly, 1995; Gruber, 2000)
 - 암 등 중증질환 발생에 따른 노동공급 변화(Bradely et al. 2002; Coile, 2004)
 - 입원 발생에 따른 소득 및 노동공급 변화(Garcia-Gomez et al. 2013; Dobkin et al. 2018)
- 최근 행정자료 이용이 가능해지면서 활발한 연구가 이루어지고 있음.
 - 보험청구자료 또는 의료서비스 이용 기록 자료와 정확한 개인 및 가구 수준의 소득 및 고용 상태 정보를 연계한 방대한 행정자료 이용 가능
 - 보다 정확한 정보를 이용해 건강 충격을 정의하고 노동시장 성과에 미치는 영향에 대한 연구가 활발히 이루어짐(Garcia-Gomez et al. 2013; Fadlon and Nielson, 2017(덴마크); Jeon and Pohl, 2017(캐나다); Dobkin et al. 2018(미국))

7

[선행 연구]

● 국내 연구

- 건강의 독자적인 효과 보다는 건강상태가 노동공급 결정에 유의한 영향을 미치는 요인임을 보이는 연구가 주를 이룸.
- 외생적 건강 상태 변화의 경제적 효과 연구
 - 중증질환의 발생이 의료비 지출에 미치는 효과 분석(홍정림, 2016; 최정규 외, 2012)이 주를 이루며 소득, 고용상태에 대한 분석은 제한적
 - 김대환과 강성호(2015)는 중증질환 발생 이후 소득 및 근로활동 변화를 분석하였으나 중증질환 발생 후 단기의 경제적 효과에 대해서만 분석

8

[분석방법]

● **외생적 건강 충격의 정의**

- 예상하지 못한 입원은 사전적으로 개인의 노동공급 결정과 무관하게 발생
- 예상하지 못한 입원 정의 시 고려 사항
 - 경미한 질환으로 인한 입원은 노동공급이나 소득 등에 영향을 미치기 어려우므로, 발생한 입원 전체를 건강충격의 지표로 이용할 경우 건강충격의 경제적 영향 과소추정 가능
 - 종합병원급 이상 병원에 3일 이상 입원한 사례로 제한
 - 입원 발생 이전부터 건강 악화가 발생하고 있었던 경우 배제하여 노동공급, 의료비 지출, 소득 등이 변화하고 있었다면, 이 경우 입원을 외생적인 건강 충격의 지표로 볼 수 없음.
 - 입원 발생 이전 보유 장애와 만성질환이 없는 입원 경험
 - 입원 발생 이전 최소 2년 이상 입원 경험이 없는 입원
 - 입원 경험이 없는 입원
 - 건강문제 이외 이유로 노동공급에 영향을 미치는 입원 제외
 - 임신, 출산 관련 입원은 건강 상태와 다른 이유로 노동공급에 영향을 미치므로 분석에서 제외

9

[분석 자료]

● **한국의료패널자료 2008 - 2015**

- 개인의 건강상태와 의료서비스 이용에 대한 자세한 정보 및 개인의 노동공급 관련 일자리 및 가구 특성에 대한 정보 포함

● **분석샘플**

- 처리 집단 (N = 269)
 - 건강 충격으로 정의한 입원을 경험한 개인으로, 입원 발생 시점에 40-55세이며 입원 발생 이전 최소 2년 이상 전일제 임금근로 종사자인 개인
 - 사망으로 인한 우측절단을 통제하기 위해 건강충격 발생 이후 3년 간 관측 가능한 개인만을 분석에 포함
- 통제집단 (N = 871)
 - 2008년부터 2015년까지 입원 경험이 전혀 없으며, 임의의 연도 T에 연령이 40세- 55세
 - (T-1) 기 와 (T-2) 기에 최소 2년 이상 전일제 근로자로 노동시장에 참여하고 있었던 T 시점 이후 최소 3년 간 관찰 가능한 표본

10

[분석 방법]

● **성향점수매칭을 이용한 이중차분법 (DID + Matching)**

- 건강충격의 인과 효과 추정을 위한 이상적인 방법은 실험
 - 무작위로 선택된 건강 충격 경험 집단의 고용과 소득 수준을, 동일 집단이 건강 충격을 경험하지 않은 가상적 상황에서 노동 공급 및 소득 수준 비교 필요
- 성향점수매칭을 통한 처치집단과 통제집단 구성
 - 관찰 가능한 특성에 따라 입원 선택 경향에 차이가 발생한다면 선택 편의 발생
 - 선택 편의를 통제하기 위해 성향점수매칭을 이용해 처치집단과 통제집단을 구성
- 매칭된 자료를 패널자료의 특성을 이용해 이중차분법 분석
 - 매칭을 이용해 관찰가능한 특성에 따른 선택편의를 통제하더라도 관찰 불가능한 특성에 따른 선택편의 존재 가능
예: 자료에서 관찰할 수 없는 개인의 건강 행동(건강검진, 흡연, 음주)에 따른 입원 경향 차이 발생 가능
 - 관찰 불가능한 특성으로 인해 발생하는 선택 편의 중 시간에 따라 불변인 특성에 의한 선택 편의를 통제해보다 신뢰할 수 있는 결과 제시(Heckman et al. 1998; Smith and Todd, 2005)

11

[분석 방법]

● **성향점수추정**

	mean	sd
남성	-0.325*	(0.168)
혼인중	0.150	(0.156)
가구주	0.376**	(0.172)
근로소득	0.057	(0.0329)
비정규직	0.165	(0.103)
미성년 자녀 수	-0.0274	(0.0577)
연령 (ref: 40-44세)		
45-49세	0.118	(0.105)
50-54세	0.186	(0.138)
교육수준(ref: 중졸)		
고등학교졸업	-0.270**	(0.124)
대졸이상	-0.417***	(0.147)
가구소득 5분위(ref: 1분위)		
2분위	-0.115	(0.213)
3분위	0.0508	(0.210)
4분위	-0.115	(0.216)
5분위	-0.0689	(0.239)
관측 수(N)		1,139
R-square		0.0302
Log Likelihood		- 603.79

12

[분석 방법]

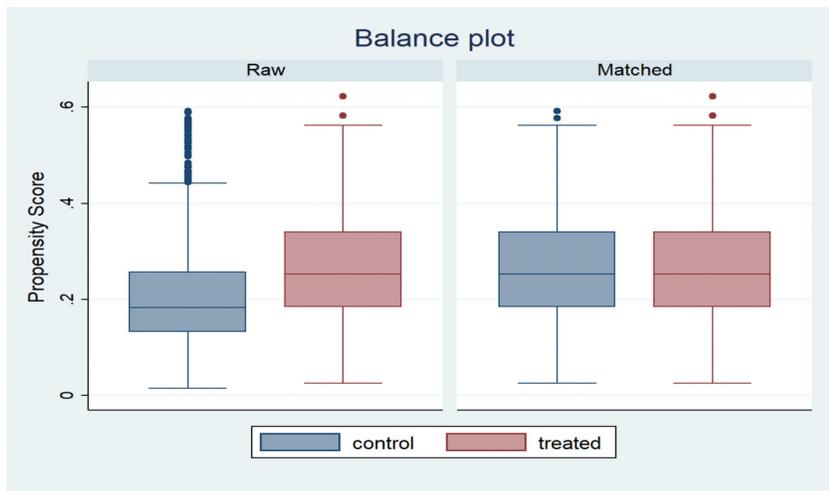
● 매칭 전후 기초통계량 비교

변수명	Unmatched		Matched		t-value	p-value
	Treated	Control	Treated	Control		
남성	0.654	0.669	0.654	0.706*	1.6662	0.0964
가구주	0.691	0.653	0.691	0.714	0.8212	0.4119
혼인상태(혼인)	0.885	0.877	0.885	0.903	1.0852	0.2784
건강충격 발생 당시 연령	47.37	46.15	47.37	47.20	-0.8032	0.4223
배우자근로여부	0.584	0.555	0.584	0.580	-0.1416	0.8874
미성년자녀수	0.996	1.158	0.996	1.004	0.4705	0.6382
건강충격 발생 전기 근로소득	3,055	3,031	3,055	3,271	1.2821	0.2004
건강충격 발생 전기 일자리 유형 : 비정규직일자리	0.431	0.358	0.431	0.338**	-2.0466	0.0413
학력(고졸)	0.416	0.427	0.416	0.361	-1.2773	0.2021
학력(대졸)	0.338	0.428	0.338	0.401**	1.9869	0.0475
학력(중졸이하)	0.245	0.145	0.245	0.238	-0.7974	0.4256
가구소득 분위						
1분위	0.0558	0.0483	0.0558	0.0260	-1.3449	0.1793
2분위	0.149	0.154	0.149	0.0967	-1.4113	0.1588
3분위	0.245	0.215	0.245	0.238	-0.6689	0.5039
4분위	0.238	0.280	0.238	0.253	0.9998	0.3179
5분위	0.312	0.302	0.312	0.387	1.2685	0.4223
	N = 269	N = 871	N = 269	N = 269		

13

[분석 방법]

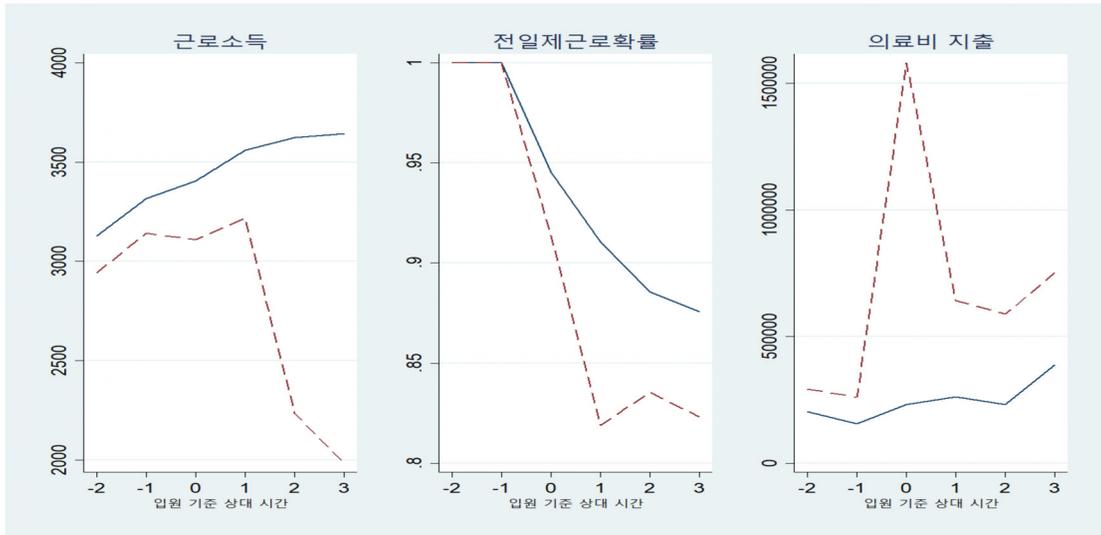
● 매칭 전후 처리집단과 통제집단 간 성향점수 분포 비교



14

[분석 방법]

● 건강충격 발생 전후 처치집단과 통제 집단 비교



15

[분석 방법]

● 추정 회귀식

$$y_{it} = \alpha_i + X_{it} \beta + \sum_{r=0}^3 \mu_r Hosp_i T_{ir} + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

y_{it} : 본인부담 의료비 지출, 경제활동참가 여부, 전일제 근로 여부, 근로소득, 배우자 경제활동 참가, 가구소득

X_{it} : 연령, 성별, 교육 수준 및 혼인 상태, 미성년 부양 자녀 등 인적 특성

α_i : 개인고정효과

γ_t : 연도고정효과 개인고정효과

μ_r : 입원 사건 발생부터 이후 t = -1 시점 대비 각 시점에서 건강충격 경험자와 비경험자 비교 시 종속변수의 변화정도를 나타내는 관심 추정치

16

[분석 결과]

● 의료비 지출 변화

- 중장년 근로자의 건강 상태 악화는 향후 지속적인 의료비 지출 증가로 이어질 수 있으며, 장기간에 걸친 의료비 지출의 증가는 가구 및 개인의 소비 수준을 낮추는 등 후생 손실 유발 요인

log(본인부담 의료비)	
입원 발생 당해 연도	3.493*** (0.355)
입원 1년 후	0.995** (0.409)
입원 2년 후	0.388 (0.509)
입원 3년 후	0.224 (0.674)
연도 고정효과	Y
개인 고정효과	Y
R-squared	0.587
# of Obs.	2,345

17

[분석 결과]

● 고용과 소득의 변화

	경제활동 참가여부	전일제근로	시간제 근로	구직활동중
입원 발생 당해 연도	-0.0210* (0.0121)	-0.111*** (0.0253)	0.0140 (0.00911)	0.0185* (0.0104)
입원 1년 후	-0.0680*** (0.0203)	-0.138*** (0.0310)	0.00883 (0.00866)	0.0369*** (0.0135)
입원 2년 후	-0.0580** (0.0235)	-0.0858** (0.0353)	0.00308 (0.00911)	0.0155 (0.0107)
입원 3년 후	-0.0429 (0.0301)	-0.0736 (0.0456)	0.0110 (0.0138)	0.0155 (0.0149)
연도 고정효과	Y	Y	Y	Y
개인 고정효과	Y	Y	Y	Y
R-squared	0.447	0.494	0.219	0.286
# of Obs.	2,345	2,345	2,345	2,345

18

[분석 결과]**● 고용과 소득의 변화: 비경제활동 상태로의 이동**

	비경제활동 - 은퇴	비경제활동 - 건강상의 이유
입원 발생 당해 연도	-0.00139 (0.00215)	0.00634 (0.00479)
입원 1년 후	0.00101 (0.00568)	0.0406*** (0.0140)
입원 2년 후	-0.00342 (0.00620)	0.0281** (0.0128)
입원 3년 후	0.000639 (0.0114)	0.0124 (0.0122)
연도 고정효과	Y	Y
개인고정효과	Y	Y
R-squared	0.284	0.369
# of Obs.	2,345	2,345

19

[분석 결과]**● 고용과 소득의 변화: 비경제활동 상태로의 이동**

- 다양한 비경제활동 전환 이유 중 중장년 근로자와 밀접한 관련이 있는 공식적 은퇴와 건강상태로 비경활 응답을 살펴봄.
 - 다른 나라를 대상으로 하는 연구에서는 건강충격을 경험한 중장년 근로자의 상당수가 공식적 은퇴 수순으로 옮겨 가는 것을 보임(Dobkin et al. 2018)
 - 반면 우리나라에서는 입원 발생 직후와 그 이후 일정기간 동안 공식적인 은퇴의 증가는 확인할 수 없으며, 대신 건강 문제로 비경활 상태라는 응답 증가
 - 연령을 공식적 은퇴 연령에 보다 가까운 55세- 59세로 제한하고 동일한 분석을 재시행에서도 건강상의 이유로 비경제활동을 선택할 확률은 입원 발생 당해 연도부터 유의하게 증가하나 여전히 공식적으로 은퇴하는 확률은 증가하지 않음.
- 건강상태로 인한 비경활은 건강이 회복될 경우 경제활동을 다시 시작할 의사를 보이는 응답
- 우리나라의 낮은 실질은퇴연령과 노후소득보장 부재를 반영하는 결과
- 특히 남성의 경우, 건강수준으로 평가한 근로 여력을 초과해 경제활동에 참여하는 연구 결과와 관련(권정현, 2018)

20

[분석 결과]

● 고용과 소득의 변화

log(개인근로소득)	
입원 발생 당해 연도	-0.236* (0.127)
입원 1년 후	-0.424*** (0.161)
입원 2년 후	-0.342* (0.185)
입원 3년 후	-0.327 (0.235)
연도 고정효과	Y
개인고정효과	Y
R-squared	0.841
# of Obs.	2,221

21

[분석 결과]

● 고용과 소득의 변화

- 근로소득 감소의 상당 부분은 노동시장에서 이탈함에 따라 발생하는 변화
- 그러나 노동시장에 남아있더라도 일정 기간은 근로소득의 감소를 경험

	종속변수: log(개인근로소득)	
	노동시장참여	전일제근로 유지
입원 발생 당해 연도	-0.0805* (0.0566)	-0.00222 (0.0659)
입원 1년 후	-0.1110* (0.0653)	-0.00008 (0.0692)
입원 2년 후	0.0022 (0.0761)	-0.0472 (0.0934)
입원 3년 후	0.0101 (0.0960)	-0.0928 (0.118)
연도 고정효과	Y	Y
개인고정효과	Y	Y
R-squared	0.881	0.847
# of Obs.	2,139	1,976

22

[분석 결과]

● 배우자의 경제활동: 추가근로자 또는 간병인 효과?

	배우자의 경제활동참가 여부	중증질환자 배우자의 경제활동참가 여부
입원 발생 당해 연도	-0.0100 (0.0228)	-0.0784** (0.0386)
입원 1년 후	-0.0177 (0.0285)	-0.112* (0.0592)
입원 2년 후	-0.00176 (0.0358)	-0.124 (0.0865)
입원 3년 후	0.0451 (0.0469)	-0.0905 (0.111)
연도 고정효과	Y	Y
개인고정효과	Y	Y
R-squared	0.795	0.350
# of Obs.	2,345	553

23

[분석 결과]

● 배우자의 경제활동: 추가근로자 또는 간병인 효과?

- 가구 내 소득원의 소득 감소 시 가구원이 노동공급을 늘리는 추가근로자 효과 발생 (Mincer, 1962)
- 건강문제 관련 시 일반적 실업과 달리 여가에 대한 효용과 간병 필요성 증가로 노동공급을 줄이는 간병인 효과(caregiver effect)가 동시에 발생할 가능성
- 이론적으로 상반된 효과가 존재하며 실증분석 결과 또한 두 효과가 혼재(Coile, 2004; Jeon and Pohl, 2017)
- 분석 결과, 중증질환의 경우 배우자의 경제활동참가 확률이 유의하게 감소해 중증질환에 한정해서는 간병인 효과가 나타나는 것을 확인
 - 질환의 심각성 정도에 따라 배우자의 경제활동참가 결정에 차이가 있음을 보인 기존 연구와 비슷한 결과 (Fadlon and Nielsen, 2017)

24

[분석결과]

● 사회경제적 지위에 따른 건강충격 영향의 차이 존재?

- 사회경제적 지위에 따른 건강 수준 격차 존재(Currie, 2010; Cutler et al. 2011)
- 비슷한 수준의 건강 충격에 노출되더라도 영향력의 차이가 발생할 가능성
 - 건강충격 발생에 따른 영향력 완충 기제, 예컨대 일자리 안정성, 병가 사용 가능성, 소득 수준 등에 따라 건강 충격이 고용 상태에 미치는 영향이 달라질 것을 예상 가능
- 건강충격을 경험한 개인의 사회경제적 지위에 따른 경제적 부담 차이 분석

25

	경제활동참가	전일제근로	시간제근로	실업	건강문제비경험	은퇴
이전 일자리 연간 근로소득	0.0874 (0.0562)	-0.140 (0.0858)	-0.0118 (0.0258)	0.000530 (0.0346)	-0.0564* (0.0334)	0.0121 (0.0102)
대규모 사업체 (고용인 300명 이상)	0.0129 (0.0258)	0.0584 (0.0394)	0.00196 (0.0118)	0.00005 (0.0159)	-0.00123 (0.0153)	-0.00185 (0.00468)
소규모사업체 (고용인 30명 미만)	0.0223 (0.0253)	-0.0803** (0.0385)	0.00428 (0.0116)	0.00211 (0.0155)	-0.00426 (0.0150)	-0.00363 (0.00457)
임시직 근로	0.00257 (0.0373)	-0.238*** (0.0569)	-0.00746 (0.0171)	0.0295 (0.0229)	0.00639 (0.0221)	-0.00329 (0.00675)
임시직 x 소규모 사업체	-0.0762** (0.0382)	0.0208 (0.0517)	-0.00688 (0.0134)	-0.000178 (0.0189)	0.0339* (0.0186)	0.00280 (0.00780)
임시직 x 대규모 사업체	0.0985* (0.0576)	0.228*** (0.0880)	0.0100 (0.0264)	-0.0416 (0.0355)	-0.0256 (0.0342)	-0.000624 (0.0104)
일용직 근로	-0.153*** (0.0518)	-0.308*** (0.0791)	0.0105 (0.0238)	0.0216 (0.0319)	0.106*** (0.0308)	-0.00235 (0.00938)
일용직 x 소규모 사업체	0.0351 (0.0560)	0.0816 (0.0761)	-0.0594*** (0.0197)	0.00525 (0.0278)	-0.0560** (0.0274)	0.00393 (0.0115)
일용직 x 대규모 사업체	0.261** (0.126)	0.371* (0.193)	-0.0263 (0.0580)	-0.0414 (0.0778)	-0.107 (0.0751)	0.00319 (0.0229)

26

[분석결과]

● 건강충격 발생 이전 일자리 특성과 일자리 상태 변화 관계

- 종사하던 일자리 사업체 규모와 비정규직 여부가 유의한 영향
 - 비정규직 일자리(임시직, 일용직)에 종사하고 있었던 경우 상용직에 비해 이전의 전일제 근로 상태를 유지할 가능성이 낮음.
 - 동일한 비정규직 근로자라도 고용된 사업체 규모에 따라 일자리 상태 변화는 다른 양상을 보임.
 - 종사자 규모가 300인 이상인 사업체의 임시직 근로자의 경우, 중간규모 사업체에서 일하는 임시직 근로자보다 전일제 근로 상태를 유지할 확률이 22.8% 높으며, 일용직 근로자의 경우에도 전일제 근로를 유지할 확률이 37% 높은 것으로 나타남.
- 즉 일자리의 안정성이 건강충격 경험 이후 일자리 변화에 영향을 미치는 것으로 추정

27

[분석결과]

● 종사상 지위와 사업체 규모에 따른 차이의 원인은?

- 근로조건에 따른 제도 접근성 차이
 - 기업 규모에 따른 유급 휴가 또는 병가 사용, 근로시간 조정 이용 가능성 차이
 - 비정규직 근로자의 관련 제도 이용 가능성
 - 고용주가 제공하는 편의 수준에 따라 건강 악화를 경험한 근로자의 노동시장 이탈 등의 일자리 이동이 감소하는 결과(Daly and Bound, 1995; Hill, Maestas and Mullen, 2016)
- 근로환경 및 업무의 특성 차이
 - 비정규직 근로자의 노동조건이나 작업환경이 정규직 근로자에 비해 열악한 경우 비슷한 수준의 질환 또는 상해를 경험하더라도 노동시장에 지속적으로 남기 어려울 가능성
 - 비정규직 근로자가 정규직 근로자에 비해 작업 관련 손상 경험에 차이는 없으나, 유해위험작업에 대한 노출 확률이 더 높음(박종식 외, 2012)

28

[결론]

- **건강충격의 발생은 의료비 지출 외에도 고용 및 소득에 영향**
- **건강 충격의 영향은 2-3년간에 걸쳐 나타나 중장기적 효과를 가짐**
- **소득 감소는 의료비 지출 규모 증가보다 약 7배 정도 큰 효과**
 - 의료비 지원 중심 정책은 불충분
- **일자리 안정성이 상대적으로 낮은 비정규직의 경우 건강충격 이후 본래의 일자리에서 이탈할 가능성이 높음**
 - 기존의 사회경제적 지위에 따른 건강 수준 격차를 확대시킬 가능성

29

감사합니다

30

미충족의료와 소득의 상호작용이 주관적 건강수준에 미치는 효과 : 한국의료패널 2009-2014년도 자료의 분석

박유경, 김창엽, 황승식

서울대학교 보건대학원

2019-12-13

연구의 배경과 필요성

- 미충족의료는 단순한 의료 접근성의 문제를 넘어 건강과 삶의 질에 직접 영향을 미침
- 미충족의료 경험이 왜, 어떤 방식으로 건강에 영향을 미치는지 잘 알려진 바가 없으며, 이는 적절한 개입을 어렵게 만듦
 - 미충족医료를 줄이는데 성공하더라도 건강에 영향을 미치기까지 여러 경로와 단계를 거치면 집단의 특성이나 조건에 따라 다른 건강결과가 나타날 수 있음
- 미충족의료 경험이 건강 결과에 영향을 미치는 과정을 탐색하기 위한 기초 작업이 필요함

연구 목적

- 미충족의료 경험이 주관적 건강수준에 미치는 영향은 소득 수준에 따라 달라질 것이라는 가설의 증명을 위해 소득수준의 상호작용을 분석하고 설명
- 소득수준의 기저에 동반된 사회경제적 영향력을 확인

이론적 배경 - 미충족의료와 건강

- 미충족의료와 건강관련 삶의 질(EQ-5D) 및 주관적 건강수준 사이의 연관성과 패널자료 분석을 통한 영향 분석 결과의 축적
- 효과에 비하면 경로에 대한 실증연구는 미흡함
- 특히 개인보다는 '집단' 차원에서 의료이용과 건강 사이의 관계는 밝혀지지 않은 부분이 많음
 - 의료의 '직접효과' 외에도 '사회적 결정요인' 대부분이 의료이용과 관련하여 건강수준에 영향을 줄 수 있음
 - 특히 의료필요는 순수한 '의료적 관점'에서만 일어나지 않으며, 의료필요를 인식하는 것부터 의료의 선택과 이용에 이르기까지 사회적 결정요인과의 상호작용이 발생함

이론적 배경 - 의료이용과 건강에서 소득의 효과

- 경제적 문제로 인한 미충족의료 경험은 다른 이유에 비해 형평성과 정의의 차원에서 더 중요하게 다루어짐
 - 미충족의료는 건강관련 삶의 질에 영향을 미치며 소득수준이 조절효과를 지님(박형준, 박수지, 2012)
 - 충분한 경제적 자원은 질병 관리에 대한 통제력을 높여주므로 건강 관련 삶의 질을 유지할 수 있다는 경로로 해석
 - 소득은 경제적 자원의 보유 이상의 의미를 지님
 - 주거, 식품, 의복, 교통, 보건의료, 여가와 육체적 활동의 기회, 육아, 유해환경에의 폭로 등 건강과 직접적 관계가 있는 일련의 물질적 환경과 밀접
 - 기본적 물질적 조건 외에 건강에 영향을 주는 심리적 상태, 건강행동, 사회적 환경과도 관련됨
- 소득만으로는 기저에 깔린 진정한 사회경제적 격차를 나타내기 어렵고 그 진정한 효과를 과소평가할 위험 (Lynch & Kaplan, 2000)

이론적 배경 - 상호작용 분석의 활용

- 복잡한 사회현상을 연구하는데 상호작용의 효과는 드문 현상이 아니며, 의미있는 수준의 효과는 정확한 추정과 설명을 위해 고려해야 함(VanderWeele & Knol, 2014)
 - 개입에 필요한 자원이 제한적일 때 어느 집단의 개입 효과가 더 클지를 결정할 때 정책적 도움
 - 상호작용 효과가 결과변수가 발생하는 기제를 설명하는 데 통찰력을 줄 수 있음
- 미충족의료 경험과 소득이 건강을 악화시키는 독립적인 영향과 별개로 소득집단에 따른 다른 추가요인과 기제의 영향이 있다는 인식은 더욱 체계적인 정책개입을 논할 수 있게 해줌

연구 방법-자료

- 한국의료패널 2009-2014년도 자료

	2009	2010	2011	2012	2013	2014
UMN	O	X	O	O	O	O
EQ-VAS	O	O	O	O	O	X
SRH	X	O	O	O	O	O

- 1 year time-lag effect
- 특정 연도를 제외할 때 생길 수 있는 편향을 방지하고 가능한 많은 패널 자료를 이용할 수 있는 불균형 패널(15,589명, 68,209 person-year) 구축

연구 방법 - 변수

- 종속변수
 - 주관적 건강수준(SRH, Self-rated health)
 - 보통을 포함한 ' 좋음'과 '나쁨'의 이분변수
 - 건강관련 삶의 질(EQ-VAS, EuroQol-Visual Analogue Scale)
 - 연속변수 (0-100점)
- 상호작용 변수
 - 소득수준
 - 개인균등화 소득의 5분위 구분 중 1분위, 2-4분위, 5분위의 세 집단으로 구분
- 설명변수
 - 미충족의료
 - 이분변수 - 지난 1년간, 병의원 진료 또는 검사를 받아볼 필요가 있었으나 받지 못한 적
 - 한 번이라도 있었음
 - 한번도 없었거나 필요한 적이 없었음
 - 미충족 이유
 - 공급측 자원의 문제(supply factor) - 의료기관이 멀어서, 예약문제, 주치의 문제, 정보 부족
 - 이용자측 자원의 문제(demand factor) - 경제적 이유로, 거동문제나 건강문제로 방문 불가, 아이 때문, 시간문제
 - 이용자 선택의 문제(user choice) - 증세가 경미해서, 기타

연구 방법 - 분석

- 일반화추정방정식(GEE, Generalized Estimating Equation)

- 주 효과와 상관관계 검정에 적용 가능하며 독립변수 영향 추정에도 패널선형모형보다 자유롭고 연속형과 범주형 종속변수에 모두 적용 가능함(Ballinger, 2004; 민인식, 최필선, 2012)
- 시간에 따른 변화와 개인에 따른 변화를 하나의 회귀계수로 설명

$$\begin{aligned} Healthoutcome_{it} = & \beta_0 + \beta_1 UMN_{it} + \beta_2 Income_{it} + \beta_3 Z_{it} \\ & + \beta_4 UMN * Income_{it} + CORR_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\ln\left(\frac{p}{1-p}\right) = \ln(odds) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 UMN + \hat{\beta}_2 Income + \hat{\beta}_3 UMN * Income$$

- z - 성별, 연령, 교육수준, 고용형태, 장애여부, 만성질환 여부
- $CORR_{it}$ - exchangeable structure

연구 결과

연구대상의 기본 특성

	2009년 (n=12,477)	2010년 (n=12,189)	2011년 (n=11,757)	2012년 (n=11,018)	2013년 (n=10,536)	2014년 (n=10,232)
미충족 경험						
전체이유	20.7	-	15.0	15.8	17.4	13.5
공급 자원	1.2	-	1.0	0.7	0.9	0.6
이용자 자원	13.4	-	9.5	11.4	12.3	8.8
이용자 선택	6.1	-	4.5	3.8	4.3	4.1
EQ-VAS	72.0	72.4	70.4	70.6	69.8	-
Mean (sd)	(16.3)	(15.2)	(15.9)	(15.7)	(16.0)	-
주관적불건강 응답률(SRH)	-	14.2	14.6	16.0	14.8	17.3
성별						
여성	56.0	55.1	54.8	54.8	54.9	54.4
연령	49.8	50.2	51.0	51.9	52.5	53.0
Mean (sd)	(16.1)	(16.3)	(16.5)	(16.7)	(17.0)	(17.3)

	2009년 (n=12,477)	2010년 (n=12,189)	2011년 (n=11,757)	2012년 (n=11,018)	2013년 (n=10,536)	2014년 (n=10,232)
교육수준						
대학이상	33.5	33.8	34.6	34.8	35.5	36.0
고등이하	44.3	44.7	43.7	43.3	42.8	42.5
초등이하	22.2	21.6	21.7	21.9	21.7	21.5
고용형태						
정규/상용	20.3	19.7	20.3	19.9	19.9	19.6
임시/일용	16.6	18.7	18.1	19.3	18.8	19.3
자영업	17.3	15.8	16.7	16.5	16.7	16.7
무급노동	6.0	5.1	4.8	4.8	4.7	4.7
비고용	39.9	40.7	40.2	39.6	39.9	39.8
소득						
고소득	22.3	22.2	21.9	21.7	20.9	20.5
중소득	63.5	63.7	63.5	63.5	64.1	63.8
저소득	14.2	14.1	14.6	14.8	15.0	15.7
장애여부	5.6	5.8	6.6	6.7	7.0	7.1
만성질환	55.8	58.4	61.9	62.8	65.6	65.2

독립변수		EQ-VAS	주관적 불건강 응답률
		계수 (95% CI)	오즈비 (95% CI)
미충족의료 경험 여부	전체 이유	-2.49***(-2.92, -2.06)	1.50***(1.40, 1.61)
	공급 자원	-1.57***(-3.11, -0.03)	1.48***(1.12, 1.96)
	이용자 자원	-3.29***(-3.82, -2.76)	1.59***(1.47, 1.73)
	이용자 선택	-0.16 (-0.83, 0.52)	1.09 (0.96, 1.23)
인구사회학적 특성	성별	-3.17***(-3.57, -2.78)	1.77***(1.63, 1.91)
	나이	-0.24***(-0.25, -0.22)	1.05***(1.04, 1.05)
사회경제적 특성	교육수준(ref. 대학교 이상)		
	고등학교 이하	-3.31***(-3.71, -2.90)	2.12***(1.91, 2.36)
	초등학교 이하	-10.85***(-11.39, -10.31)	6.49***(5.84, 7.22)
	고용형태(ref. 정규직, 상용직)		
	임시직·일용직	-1.78***(-2.22, -1.34)	1.64***(1.45, 1.84)
	자영업자	-2.61***(-3.12, -2.11)	1.92***(1.69, 2.17)
	무급가족종사자	-5.53***(-6.36, -4.71)	3.70***(3.14, 4.37)
	비고용	-4.67***(-5.11, -4.22)	3.52***(3.17, 3.92)
소득(ref. 고소득, 5분위)	중소득(2-4분위)		
		-2.32***(-2.68, -1.96)	1.64***(1.50, 1.80)
	저소득(1분위)		
		-7.66***(-8.24, -7.07)	3.67***(3.29, 4.10)
건강 요인	장애여부	-8.87***(-9.79, -7.96)	4.65***(4.14, 5.12)
	만성질환	-6.10***(-6.44, -5.76)	5.06***(4.59, 5.57)

상호작용 효과

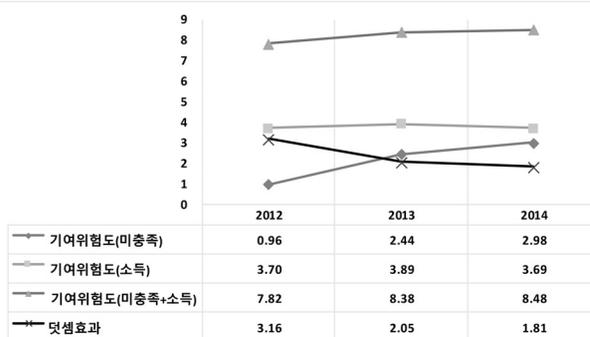
미충족 유형		고소득	중소득	저소득	덧셈효과
EQ-VAS (coefficient, 95% CI)					
전체	미경험	0 (ref.)	1.14*** (-1.55, -0.72)	-3.16*** (-3.87, -2.45)	2.29
	경험	-1.19*** (-2.07, -0.31)	-3.10*** (-3.70, -2.50)	-4.35 → -6.64*** (-7.75, -5.54)	
공급 자원	미경험	0 (ref.)	-1.25*** (-1.65, -0.85)	-3.71*** (-4.39, -3.02)	0.88
	경험	-0.39 (-3.52, 2.74)	-2.33** (-4.33, -0.32)	-4.98*** (-7.92, -2.04)	
이용자 자원	미경험	0 (ref.)	-1.20*** (-1.61, -0.79)	-3.22*** (-3.91, 2.52)	2.17
	경험	-2.19*** (-3.36, -1.03)	-3.59*** (-4.29, -2.89)	-7.58*** (-8.81, -6.34)	
이용자 선택	미경험	0 (ref.)	-1.21*** (1.62, -0.81)	-3.73*** (-4.42, -3.04)	-0.49
	경험	0.41 (-0.90, 1.71)	-1.92*** (-2.79, -1.04)	-2.83** (-5.00, -0.66)	

미충족 유형		고소득	중소득	저소득	RERI
주관적 불건강 응답률(OR, 95% CI)					
전체	미경험	1 (ref.)	1.32*** (1.19, 1.47)	1.69*** (1.48, 1.94)	0.48
	경험	1.52*** (1.21, 1.91)	1.98*** (1.73, 2.26)	2.57 → 2.69*** (2.29, 3.18)	
공급 자원	미경험	1 (ref.)	1.33*** (1.20, 1.47)	1.79*** (1.57, 2.03)	-0.65
	경험	1.63 (0.69, 3.85)	2.38*** (1.69, 3.37)	1.77*** (1.05, 2.99)	
이용자 자원	미경험	1 (ref.)	1.31*** (1.17, 1.45)	1.68*** (1.47, 1.91)	0.62
	경험	1.52*** (1.13, 2.03)	2.09*** (1.81, 2.42)	2.82*** (2.38, 3.36)	
이용자 선택	미경험	1 (ref.)	1.35*** (1.22, 1.50)	1.79*** (1.57, 2.03)	-0.07
	경험	1.33 (0.94, 1.89)	1.40*** (1.14, 1.71)	2.05*** (1.52, 2.78)	

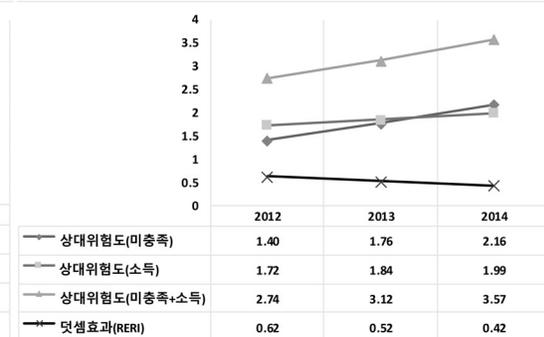
* 상호작용으로 인한 상대적 초과 위험(RERI, Relative excess risk due to interaction), $RERI_{RR} = RR_{AB} - RR_A - RR_B + 1$

연도별 상호작용과 덧셈효과의 추세

EQ-VAS



주관적 불건강 응답률



고찰

- 미충족의료 경험이 주관적 건강수준에 미치는 영향은 시간적 효과를 배제하고도 유의함
- 상호작용 분석 결과 소득과 미충족의료의 독립적인 건강영향과 별개로 추가적인 영향력이 있음을 확인함
 - 모델에서 통제된 변수 외에도 소득과 건강수준 양쪽에 연관된 측정되지 못한 다른 변수들의 작용이 포함됨
 - E.g. 안전, 오염과 같은 지역환경요인, 양적, 질적으로 불충분한 보건의료자원, 거주환경, 정신, 심리적 스트레스 등의 효과
- 미충족의료 경험 여부 자체에만 집중해서는 충분한 건강향상 효과를 내기 어려움
 - 저소득군의 의료이용 경험을 둘러싼 상황을 면밀히 살펴 새로운 개입지점과 방법을 마련할 필요

고찰

- 미충족의료 유형에 따라 상호작용 분석에 다른 결과를 보임
 - 다른 이유로 인한 미충족의료 경험은 건강에 다른 영향을 미침
 - 내가 가진 자원이 충분하지 않은 경우
 - 주변에 이용할 수 있는 양질의 의료자원이 부족한 경우
 - 증상 자체가 경미해서 가지 않기로 선택한 경우의 사회심리적 효과
 - 미충족의료 경험의 이유를 묻는 선택지의 모호함으로 생긴 범주 오분류 가능성
 - 의료기관과 거리가 멀어서 → 이동수단의 활용가능성 * 가동범위 내 양질의 의료기관 여부 → 시간이 없어서
 - 시간이 없어서 ↔ 경제적 부담
- 연도에 따른 불건강영향과 상호작용 효과의 증가추세
 - 건강영향이 큰 기제의 비중이 커지는 경우
 - 특정 기제가 강화되는 경우
 - '의료적 기제' - 의료로부터 필요했던 효과를 얻지 못하는 것 (신체적, 심리적, 규범적)
 - '비의료적 기제' - 의료이용이라는 기본적 권리를 충족하지 못하면서 받게 되는 사회심리적 타격

연구의 한계와 의의

- 미충족의료 문항 자체에 내재된 한계가 그대로 적용
 - 미충족의료의 유형화 문제
 - 개인요인을 중심으로 분석
- 상호작용의 효과는 '주관적' 건강측정 도구의 특성 때문에 나타난 것일 수 있음
- 측정 불가능 요인의 통제가 불가하다면 인과적 상호작용이 아닌 효과의 조절이라는 비판 → 상호작용효과에 내포된 다른 기제의 존재 확인 목적 달성
- 시간적 선후관계 파악의 한계를 기술적으로 보완하고 유형에 따른 상호작용의 크기를 각각 추정하고 추세와 함께 제시함으로써 다양한 탐색적 해석 가능

결론과 제안

- 저소득 집단이 단지 경제적인 이유나 의료 미이용으로 인한 건강악화 외에 어떤 다른 이유로 건강이 악화되고 있는지에 대해 더 근본적이고 다차원적인 설명이 필요함.
- 기존의 자료원이 보여주지 못하는 기제와 현상에 관심을 가져야 미충족의료 감소를 위한 정책적 개입 노력이 실효성을 거둘 수 있을 것임
 - 불평등 문제에서 특히 강조되어야 하며, 사람 중심 관점이 이를 보완할 수 있음
- 의료이용과 건강 사이에 개인적 요인 외에 개인이 사회적, 제도적, 환경적으로 상호작용하는 기제를 파악하고, 어떤 개입이 어떤 효과를 산출할 수 있는지에 대한 근거를 지속적으로 생산해야 함

감사합니다

yukyungpark@gmail.com

고령자가구의 소득구성이 미충족의료 경험에 미치는 영향

신 세 라
(서울대학교)

ABSTRACT

본 연구는 우리나라 65세 이상 고령자가구에서 주된 소득원의 차이가 경제적 이유로 인한 미충족의료 경험에 어떠한 영향을 주는지를 2015년 한국의료패널 자료를 이용하여 살펴보았다. 이를 위해 K-평균 군집분석을 이용하여 고령자가구를 주 소득원에 따라 다섯 집단으로 유형화하고, 각 집단 간 미충족의료 경험에 유의한 차이가 있는가를 분석하였다. 소득원별로 가구를 유형화한 결과, 근로소득형 가구가 전체가구의 41.8%로 가장 많았으며, 다음으로 사적이전소득형 가구 26.9%, 연금소득형 가구 13.5%, 사회보장급여형 가구 12.3%, 자산소득형 가구 5.5% 순이었다.

고령자가구 전체에서 경제적 이유로 미충족의료를 경험한 비율은 병의원진료와 치과진료를 합하여 27.4%였는데, 가구유형별로 큰 차이가 있었다. 연금소득형과 자산소득형 가구가 16%가량으로 가장 낮았으며, 근로소득형과 사적이전소득형 가구가 각 27%가량, 사회보장급여형 가구가 45%로 가장 높았다. 근로소득형 가구는 연금소득형과 자산소득형 가구와 비슷한 수준의 가구총소득을 보유하고 있었으나, 미충족의료 경험률은 두 배 가까이 높았다.

소득수준을 포함한 기타 영향요인을 통제한 로지스틱 회귀분석 결과, 연금소득형 가구에 비해 근로소득형 가구가 경제적 이유로 미충족의료를 경험할 확률은 1.8배, 사적이전소득형 가구가 1.5배, 그리고 사회보장급여형 가구가 2.2배 높아지는 것으로 나타났다. 본 연구는 그 동안 이루어져 온 고령자가구의 소득원천과 삶의 질 관련 논의를 미충족의료 관련 영역으로 확장하였다는 점에서 의의가 있다.

신세라(2019). 고령자가구의 소득구성이 미충족의료 경험에 미치는 영향, 소비자정책교육연구, 15(1), 129-155.

CONTENTS

- 1. 연구목적
- 2. MOTIVATION
- 3. 연구방법
- 4. 연구결과
- 5. 결론 및 논의

3

1. 연구목적

고령자가구에서 주된 소득원의 차이는 경제적 이유로 인한 미충족의료 경험의 차이를 가져오는가?

연구문제

1. 고령자가구는 주된 소득원에 따라 어떻게 유형화 될 수 있는가?
2. 주된 소득원의 차이는 경제적 이유로 인한 미충족의료 경험률에 유의한 차이를 가져오는가?
3. 소득수준 등 기타 영향요인 통제 후에도 가구의 주된 소득원은 경제적 이유로 인한 미충족의료 경험률에 유의한 영향을 미치는가?

4

2. MOTIVATION

소득수준 vs. 소득원

소득원은 왜 중요한가?

고령자가구에서 소득원의 의미

→ 소득의 안정성 및 예측가능성

5

2. MOTIVATION

고령자가구 관련 기존 연구를 보면...

소득수준, 건강상태
공적/사적 의료보험
가족관계/사회적지지
Demographics 등

미충족의료 경험

소득수준, 소득안정성
소득원, 연금소득 존재
항상소득가설
Mental Accounting 등

소비 & 삶의 질

그렇다면 소득원과 미충족의료 경험 간에는 유의한 관계가 존재하는가?

→ 소득원과 삶의 질 관련 논의를 미충족의료 영역으로 확대

6

3. 연구방법 : 자료원, 종속변수

자료원 & 표본

- 한국의료패널조사의 2015년 자료(Version 1.4)
- 분석대상은 고령자가구
 - 가구주 연령이 65세 이상인 2,521 가구를 최종 분석대상에 포함
- 분석단위는 가구수준에서 설정

종속변수: 미충족의료 경험

- 경제적 이유로 인한 미충족의료 경험에 한정
 - 가구 내에 경제적 이유로 미충족의료를 경험한 가구원이 하나라도 있다면, 그 가구는 미충족의료를 경험한 가구로 분류
- 병의원진료와 치과진료 두 항목을 포괄하여 분석
 - 기존 연구는 대체로 병의원진료에 주된 관심
 - 우리나라 65세 이상 건강보험 다빈도 상병 급여순위 2위와 9위가 치과질환 (국민건강보험공단, 2017 건강보험통계연보)

7

3. 연구방법 : 독립변수

독립변수: 주된 소득원에 따라 가구를 유형화하여 이용

- 한국의료패널조사에서는 가구소득을 일곱 가지 분류로 제공
- 본 연구에서는 이를 다섯 개의 범주로 재구성하여 분석에 사용

한국의료패널조사에서 제공되는 가구소득원 정보		본 연구에서 사용한 가구소득원
분류	세 부 항목	
근로소득	임금근로자, 고용주나 자영업, 부업 등으로 취득한 소득	근로소득
사회보험	공적연금, 산재보험, 고용보험, 사회보험 일시금 등	연금소득
민간보험	개인연금, 민간보험해약일시금, 만기환급금 등	
부동산소득	월세 등 임대료, 토지임대료, 부동산매매차익, 권리금 등	재산소득
금융소득	은행/사채이자, 배당금, 주식/채권매매차익 등	
정부보조금	국민기초생활보장급여, 장애수당 및 장애아동부양수당, 기초노령수당, 영유아보육료지원 등	사회보장급여
민간보조금	가구원이 아닌 부모, 자녀, 친인척으로부터 받은 돈, 종교단체나 사회단체에서 받은 현금 등	사적이전소득

8

3. 연구방법 : 독립변수

가구 유형화 방법: K-평균 군집분석 이용

- 자료에서 군집의 개수가 미리 결정되어 있는 경우 유용한 기법
 - 가구의 소득유형을 새로이 탐색하는 것이 아닌, 정해진 기준에 따라 관찰치를 분류하는 경우에 사용

단계별 분석 과정	세부 설명
단계 1 소득원별 비율산정	각 소득원별 소득이 전체 가구소득에서 차지하는 비율을 산정
단계 2 군집분석 실행	군집의 수 'K'를 설정하여 군집분석을 실행 - 단계 1에서 산정된 소득원별 비율을 이용하여 군집분석 실시
단계 3 군집 비교 및 결정	군집의 특성을 가장 명확하게 보여주는 군집의 수를 결정 - 군집의 수를 다섯 개로 나누는 것이 가장 적절한 것으로 확인
단계 4 군집별 명칭 부여	각 군집의 특성을 잘 반영할 수 있도록 군집별 명칭 부여 - 근로소득형 가구, 연금소득형 가구, 자산소득형 가구, 사적이전소득형 가구, 사회보장급여형 가구로 명명

9

3. 연구방법 : 독립변수

가구 유형화 결과

- 각 가구유형은 가구의 주된 소득원을 잘 반영하는 형태로 유형화
 - 근로소득형 가구가 전체의 41.8%로 가장 많았으며, 사적이전소득형 가구 26.9%, 연금소득형 가구 13.5%, 사회보장급여형 가구 12.3%, 자산소득형 가구 5.5% 순

	주된 소득원별 가구유형					계	
	근로소득형 (41.8%)	연금소득형 (13.5%)	자산소득형 (5.5%)	사적이전소득형 (26.9%)	사회보장급여형 (12.3%)		
소득원별	근로소득	71.7	8.0	8.9	5.3	7.3	33.9
	연금소득	10.3	71.3	10.9	8.0	8.6	17.8
	자산소득	2.9	4.6	63.4	2.8	2.0	6.3
비중(%)	사적이전소득	6.0	8.6	11.0	61.7	15.5	22.8
	사회보장급여	9.1	7.5	5.9	22.2	66.7	19.3
	계	100	100	100	100	100	100

10

4. 연구결과: 연구대상 가구의 일반적 특성

	전 체	가구유형별 특성					
		근로 소득형	연금 소득형	자산 소득형	사적이전 소득형	사회보장 급여형	
여성가구주 비율 (%)	35.1	23.3	23.8	26.8	54.5	49.0	
가구주 평균연령 (세)	74.1	71.6	72.8	74.3	76.7	77.8	
무배우자 비율 (%)	40.1	27.0	31.1	29.0	59.4	57.4	
자녀와 동거 비율 (%)	18.9	37.2	9.4	9.4	3.0	6.5	
가구주 학력 (%)	초졸이하	52.6	47.7	33.7	35.5	63.8	73.5
	고졸이하	36.8	43.8	40.8	42.0	28.7	23.9
	대졸이상	10.6	8.5	25.5	22.5	7.5	2.6
가구소득 (만원)	평균	2,061	2,871	2,390	2,843	1,072	752
	중앙값	1,428	2,314	2,020	1,999	916	686
주거형태 (%)	자가 거주	71.0	78.7	81.5	88.4	61.3	46.5
	전월세 거주	16.4	14.5	11.4	4.3	16.5	33.2
	무상가족명의로	12.7	6.8	7.0	7.2	22.2	20.3
의료급여 수급 비율 (%)	7.8	2.0	2.3	0	3.7	46.1	
가구주 만성질환 수 (개)	3.9	3.4	3.7	4.1	4.2	4.6	

11

4. 연구결과: 미충족의료 경험률 비교

고령자가구의 ¼ 가량이 경제적 이유로 미충족의료를 경험

가구유형별 미충족의료 경험률에는 큰 차이

- 연금소득형 가구와 자산소득형 가구의 경험률이 가장 낮음
- 근로소득형, 연금소득형, 자산소득형 가구의 가구총소득 수준이 비슷함에도 불구하고, 근로소득형 가구의 미충족의료 경험률이 다른 두 가구유형에 비해 두 배 가까이 높음

	전 체	미충족의료 경험률				
		근로 소득형	연금 소득형	자산 소득형	사적이전 소득형	사회보장 급여형
병의원진료	10.9	10.8	5.3	4.3	11.5	18.7
치과진료	24.6	24.7	13.2	15.2	23.9	41.9
병의원+치과	27.4	27.6	15.8	16.7	26.9	45.2

12

4. 연구결과: 로지스틱 회귀분석 결과

가구의 일반적 특성을 통제하고, 로지스틱 회귀분석 실시

- **소득수준을 포함한 다른 요인을 통제하더라도, 가구의 주된 소득원은 미충족의료 경험률에 유의한 차이를 가져옴**
 - 연금소득형 가구에 비해 근로소득형 가구는 미충족의료를 경험할 가능성이 약 1.8배, 사적이전소득형 가구는 약 1.5배, 사회보장급여형 가구는 약 2.2배 높아짐
 - 가구총소득을 통제하였으므로, 소득수준이 아닌 소득원에 따른 효과라는 점에서 중요
- 주된 소득원 이외에 자녀동거여부, 교육수준, 가구총소득, 주택소유여부, 의료보장 형태 등이 유의한 영향요인

13

4. 연구결과: 로지스틱 회귀분석 결과

		전체 미충족의료 경험 (병원+치과)		진료분야별 미충족의료 경험			
				병원진료		치과진료	
		B(SE)	Exp(B)	B(SE)	Exp(B)	B(SE)	Exp(B)
가구유형 (ref: 연금소득형)	근로소득형	.585(.173) **	1.796	.667(.271) *	1.948	.664(.184) **	1.942
	자산소득형	.185(.280)	1.203	-.151(.488)	.860	.294(.293)	1.342
	사적이전소득형	.380(.183) *	1.463	.455(.283)	1.576	.483(.194) *	1.621
	사회보장급여형	.791(.217) **	2.205	.678(.319) *	1.969	.905(.227) **	2.472
여 성 (ref: 남성)		-.083(.190)	.920	.215(.278)	1.240	-.075(.197)	.928
연 령 (세)		-.012(.009)	.988	.006(.012)	1.006	-.016(.009)	.984
무배우자 (ref: 유배우자)		-.214(.186)	.807	-.488(.275)	.614	-.216(.192)	.806
자녀와 동거 (ref: 비동거)		.803(.145) **	2.233	.754(.199) **	2.125	.754(.148) **	2.125
가구주 학력 (ref: 초졸이하)	고졸이하	-.330(.110) **	.719	-.342(.157) *	.710	-.291(.114) *	.747
	대졸이상	-.509(.199) *	.601	-.742(.326) *	.476	-.417(.205) *	.659
가구소득(백만 원)		-.032(.005) **	.969	-.034(.008) **	.966	-.031(.005) **	.970
주거형태 (ref: 자가거주)	전월세 거주	.468(.129) **	1.597	.478(.173) **	1.613	.383(.113) **	1.466
	무상/가족명의	-.079(.149)	.924	-.124(.210)	.884	-.092(.154)	.912
의료급여 수급 (ref: 건강보험)		.379(.190) *	1.461	.166(.248)	1.181	.470(.192) *	1.599
가구주 만성질환 수(개)		.027(.020)	1.028	.047(.027)	1.048	.028(.020)	1.029
상수항		-.056(.694)	.945	-2.625(.972) **		-.013(.719)	.987
모형적합도(χ^2)		192.093 **		141.599 **		173.339 **	
pseud R ²		.178		.135		.181	

*: $p < .05$, **: $p < .01$

14

5. 결론 및 논의

우리나라 고령자가구의 주된 소득원은 근로소득

- 근로소득형 가구의 소득구성에서 연금소득은 10%에 불과
 - 향후 근로능력 상실 시, 이들의 상당수는 사적이전소득이나 사회보장급여에 의존하는 빈곤층으로 전락할 위험
 - 우리나라 고령층의 소득불안과 빈곤문제는 고령인구 증가와 더불어 커질 것

미충족의료 경험률은 병원진료 10.9%, 치과진료 24.6%

- 병원+치과진료의 경우, 27.4%가 경제적 이유로 미충족의료를 경험
- 치과진료에서 미충족의료 경험에 대한 연구는 상당히 제한적
 - 치과진료에서 미충족의료 경험률이 병원진료의 두 배가 넘는 이유는 치과의료비의 본인부담금 비율이 유독 높기 때문
 - 건강보험에서 치과진료의 보장성을 재검토하는 연구가 필요할 것

15

5. 결론 및 논의

가구의 주 소득원에 따라 미충족의료 경험률에는 큰 차이

- 소득수준 등 다른 요인 통제 시, 연금소득형 가구 대비 근로소득형 가구는 1.8배, 사적이전소득형 가구는 1.5배, 사회보장급여형 가구는 2.2배 경험률이 높아짐
 - 고령자가구의 소득수준뿐 아니라 소득원 또한 가구의 소비행동이나 삶의 질을 결정하는 중요한 요인 → 미충족의료 영역에도 동일하게 적용 가능함을 실증
 - 연금소득에 기반을 둔 노후보장정책 강화를 지지하는 새로운 근거가 될 것
- 은퇴소득 관련 논의에서 소득수준 외에, 소득의 안정성을 함께 고려해야
 - 공적연금은 국가로부터 정액지급을 보장받는 가장 안정적인 소득원
 - 노년기의 근로소득은 안정적이지 못한 일자리에서 오는 불안정성을 내포
 - “언제 끊길지 모르는” 불안정한 수입원으로서의 근로소득
 - 노후소득보장체계의 개선뿐 아니라, 고령자들의 일자리 형태 및 질을 개선하는 방안도 중요하게 다루어져야 할 것

16

5. 결론 및 논의

기타 통제변수로부터의 몇 가지 시사점

- 고령자가구에서 경제적 여건을 제외한 기타 변수들이 미충족의료 경험에 미치는 영향은 상대적으로 크지 않음
- 고령자가구의 주거형태는 미충족의료 경험에 중요한 영향
 - 노인 주거지원 정책 등은 간접적으로 미충족의료 경험률을 낮출 수 있음을 시사
 - 소득보장이나 의료보장뿐 아니라, 주거복지 등 보다 다양한 관점에서 접근할 필요
- 의료급여 수급가구의 미충족의료 경험률은 건강보험 가입가구의 1.5배
 - 의료급여제도가 저소득층의 의료적 필요 충족에 부족한 점이 있음을 시사
 - 기존 연구에서 나타난 의료급여 수급자의 낮은 의료비부담은 의료이용 자체를 하지 않음으로 인한 효과가 혼재되어 있는 것이 아닌지 검토해 볼 필요

17

감사합니다

Q & A



세션 2-3 자유 세션

좌장 | 신의철(가톨릭대학교)

- 발표 1** 상용치료원 유형이 미충족 의료에 미치는 영향: 환자중심 의사 소통의 매개효과를 중심으로
김광묘(서울대학교)
- 발표 2** 고(高)지출 환자의 시간에 따른 추이와 특성에 대한 탐색적 연구: 한국의료패널조사 2008-2017 자료를 이용하여
김진환(서울대학교)
- 발표 3** 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향
송연재(서울대학교)
- 발표 4** 주관적 건강상태와 EQ-5D를 이용한 건강수요함수의 추정
황용하(한양대학교)
- 토론** 장종원(국민건강보험공단)
천희란(중원대학교)

상용치료원 유형과 미충족 의료 : 환자중심 의사소통의 매개효과를 중심으로

김광묘(서울대학교 보건대학원)

요약

일차의료는 환자가 보건의료체계에 처음으로 접촉하여 제공받는 서비스이므로 일차의료정책은 형평성을 달성하고 있는지를 확인하는 것이 중요하다. 이에 상용치료원이 있으면 미충족 의료가 감소하는지 살펴보는 연구들이 진행되었다. 그러나 주로 Andersen 모형에 기초하여 소인요인, 가능성요인, 필요요인이 미충족 의료에 미치는 영향을 확인하고 있으며 어떤 기전을 통해 미충족 의료를 감소시키는지에 대해서는 많이 알려져 있지 않다. 이에 이 연구에서는 상용치료원이 있을 때의 가장 큰 특징인 고정적이고 지속적인 의사와 환자 관계에 관심을 갖고 이 때 이루어지는 환자중심의 의사소통의 효과에 주목한다. 보다 구체적으로는 상용치료기관과 상용치료의사가 있는 경우 상용치료원이 없는 경우에 비해 의사가 환자중심의 의사소통을 하게 되어 미충족 의료가 감소하는지를 살펴보았다. 이를 위해 2017년 한국의료패널 베타버전자료를 사용하여 매개효과 분석을 실시하였다. 상용치료의사가 있는 경우에만 상용치료원이 없는 경우에 비해 환자중심 의사소통을 매개하여 미충족 의료가 감소하였다. 또한 환자중심 의사소통을 충분한 대화시간, 쉬운 설명, 궁금증 해소 기회 제공, 치료 결정 시 의견 반영으로 분리하여 각각의 효과를 살펴보았을 때, 치료를 결정할 때 환자가 원하는 만큼 의견을 반영해 주었는지에 대한 항목을 제외하고는 미충족 의료를 경험할 확률이 감소하는 것을 확인하였다. 이러한 결과는 상용치료의사와 환자중심 의사소통을 통해 보건의료서비스에 대한 접근성을 향상시킬 수 있다는 것을 시사한다.

주제어: 상용치료원, 환자중심 의사소통, 미충족 의료

I. 서론

전 세계적으로 만성질환이 증가하고 복합만성질환을 가진 노인인구가 증가하면서 이 문제를 해결하기 위해 다양한 시도가 이루어지고 있다. 그 중 일차의료를 강화하는 정책이 핵심적인 영역으로 주목받고 있는데 만성질환은 생활 습관 및 사회적 환경 등 여러 결정인자로부터 기인하고 완치가 어려우며 합병증이 발생할 수 있는 위험이 있어서 예방, 건강증진 등을 포함한 포괄적인 중재가 지속적으로 필요하기 때문이다.

일차의료는 환자가 보건의료체계에 처음으로 접촉하여 제공받는 서비스이기 때문에 일차의료정책은 효과성, 효율성 뿐만 아니라 형평성을 달성하여야 한다. 이에 보건의료영역의 주요자료원에서 조사하고 있는 상용치료원 변수를 중심으로 일차의료정책이 형평성을 달성하는지 확인하는 연구가 진행되었으며 상용치료원이 있으면 미충족 의료를 줄이고, 보건의료체계에 대한 접근성을 높이고, 건강불평등을 감소시킨다는 것을 밝혔다(이재호 외, 2018; 임형석 외, 2015; DeVoe et al., 2012; Kim et al., 2012). 그러나 주로 Andersen 모형에 기초하여 소인요인, 가능성요인, 필요요인이 미충족 의료에 미치는 영향을 확인하는 연구로 미충족 의료를 감소시키는 기전에 대해서는 많이 알려져 있지 않다. 이에 이 연구에서는 상용치료원이 있을 때의 가장 큰 특징인 의사와 환자 사이의 고정적이고 지속적인 관계에 관심을 갖는다. 이 중 환자에 대한 정보를 얻고 치료에 대한 정보를 제공하는 의사소통에 초점을 두고 상용치료원이 있으면 환자중심의 의사소통(patient-centered communication)을 하게 되어 미충족 의료가 감소하는지 살펴보고자 한다.

환자중심 의사소통은 환자중심성(patient-centeredness)을 증진하기 위한 의사소통으로 환자중심성은 환자의 필요, 요구, 관점, 환자의 고유한 경험을 고려하는 것, 환자에게 치료에 참여할 수 있는 기회를 제공하는 것, 의사와 환자 사이의 관계를 증진하는 것을 핵심으로 하는 도덕철학이다(Epstein et al., 2005). 환자중심 의사소통은 일차의료에서 특히 더 큰 중요성을 갖는다. 일차의료가 다루는 건강문제는 증상과 징후가 모호하고 복잡하여 구분이 쉽지 않으며 사회적, 심리적 요인이 관련되어 있는데(Mead and Bower, 2002; Grol, 1990), 환자중심 의사소통은 보건의료서비스, 유전적 취약성 등 건강과 관련된 생물학적 요인 뿐만 아니라 개인의 사회경제적 특성, 건강행동, 환경 및 물리적 영향 등 건강에 더 큰 영향을 미치는 건강의 사회적 결정요인에 대해서도 이해하고 반응하기 때문이다(Naughton, 2018). 또한 의학기술이 발달하고 의약품에 대한 광고가 증가하면서 환자들이 이해해야 하는 의학정보가 폭발적으로 증가하였기 때문에 환자중심 의사소통의 역할이 더욱 중요해지고 있다(Devoe et al., 2008). 이에 이 연구에서는 상용치료기관이 있거나 상용치료의사가 있으면 환자중심 의사소통이 더 이루어져서 미충족 의료가 감소하는지 경험적 자료를 통해 살펴보고 이를 바탕으로 상용치료원과 환자중심 의사소통이 한국에서 갖는 정책적 함의에 대해서 논의해 보려고 한다.

II. 이론적 배경

1. 상용치료원과 미충족 의료

상용치료원(usual source of care)은 아프거나 의학적인 도움이 필요할 때 환자가 상의하는 보건의료공급자 또는 장소를 의미한다(Starfield B, 1992). 상용치료원이 있으면 적절한 치료를(DeVoe et al., 2003), 올바른 장소에서(Janke et al., 2015), 적절한 시기에(Grumbach et al., 1993) 받을 수 있기 때문에 상용치료원이 있으면 미충족 의료가 감소하고 건강 불평등 또한 감소하는 것으로 알려져 있다(DeVoe et al., 2012; Kim et al., 2012). 상용치료원이 있어서 환자와 의사와의 관계가 고정적으로 유지되면 의사가 환자의 건강을 지속적으로 관찰할 수 있어서 환자의 건강 요구를 좀 더 포괄적으로 이해할 수 있게 되어 보다 질 높은 서비스를 제공할 수 있다(Xu, 2002). 이로 인해 상용치료원이 있는 환자가 환자중심 의사소통을 더 많이 경험하는 것으로 알려져 있다(Finney Rutten et al., 2015; DeVoe et al., 2008).

따라서 한 명의 의사와 고정적인 관계를 유지하는 상용치료의사가 있는 경우에 미충족 의료가 더 감소할 것이다. 그러나 상용치료의사와 상용치료기관의 효과를 비교한 연구의 결과는 다양하게 나타난다. 상용치료의사가 있는 경우 상용치료기관만 있는 경우에 비해 환자의 필요와 건강 문제를 더 잘 인식하고 경과에 대한 관찰을 더 많이 하였으며 응급실 방문 및 입원을 덜 하고 치료비용이 낮았다. 또한 치료에 대한 만족도도 더 높고 미충족 의료도 적었다(Kim et al., 2017; DeVoe et al., 2012; Blewett et al., 2008; Starfield and Shi, 2004). 그러나 자주 방문하는 치료기관이 있는 경우에도 의사들이 환자의 의료기록을 공유할 수 있으며 의사와 환자와의 관계가 지속되기 때문에 의사는 환자에 대한 지식을 쌓을 수 있다(Sung and Lee, 2019). 또한 특정한 의사와 관계를 유지하는 경우 뿐만 아니라 익숙한 치료기관에서 치료를 받는 경우에도 예방서비스를 더 많이 이용하고 불필요한 응급실 이용 및 입원기간이 줄었으며(Devoe et al, 2008), 상용치료기관에서 적절한 일차의료서비스가 제공되는 경우 접근성에 대한 환자의 인식이 상용치료의사가 있는 경우와 차이가 크지 않았다(Stewart et al., 1997). 이에 이 연구에서는 상용치료원을 제도화하고 있지 않은 한국의 상황에서 상용치료원과 미충족 의료의 관계가 어떤 형태로 나타나는지 살펴보기 위해 상용치료원 유형을 상용치료원이 없는 경우, 상용치료기관이 있는 경우, 상용치료의사가 있는 경우로 분류한 후 각 유형에 따라 환자중심 의사소통을 매개하여 미충족 의료를 감소시키는 효과에 차이가 있는지 살펴보고자 한다.

2. 환자중심 의사소통과 미충족 의료

환자중심 의사소통은 질 높은 보건의료 서비스의 핵심 구성요소로 주요 개념은 '(1) 환자의 건강에 대한 우려와 걱정, 생각, 기대, 필요, 감정, 기능 등을 환자의 관점에서 이끌어내고 이해하는 것, (2) 환자 고유의 정신적, 사회적, 문화적 맥락을 이해하는 것 (3) 환자의 가치에 부합하는 방식으로 건강문제와 치료에 대해서 환자와 의사가 서로 이해하고 공유하는 것, (4) 환자가 자신의 치료에 원하는 정도로 참여할 수 있도록 환자도 권력과 책임을 공유할 수 있도록 하는 것'이다(Epstein et al., 2005).

그러나 의사가 환자중심 의사소통의 개념을 이해하였다고 하더라도 실제로 가능하기 위해서는 고려해야 할 점이 있다(Naughton, 2018). 첫째, 질병에 대한 지식 뿐만 아니라 환자에 대한 지식을 이해하여야 한다. 의사가 환자 개인의 질병에 대한 경험, 환자의 신념과 태도 등 환자에 대한 지식을 총체적으로 이해하였을 때 환자가 충분한 정보 하에서 스스로 치료방법을 선택할 수 있도록 하는 과정(informed decision)에 참여하는 것이 가능하다. 그러나 전통적으로 의사는 환자가 아닌 질환을 중심으로 하는 의학지식의 전문가가 되도록 훈련받았다. 따라서 환자중심 의사소통이 가능하려면 의사가 환자 고유의 정신적, 사회적, 문화적 맥락을 이해할 수 있어야 한다. 둘째, 근거 기반 치료(evidence-based treatment)에 대해 환자에게 설명하는 방식의 변화가 필요하다. 환자가 질병 및 치료에 대한 의학적 지식을 이해할 수 있어야 스스로 치료과정에 적극적으로 참여하고 치료방법을 선택할 수 있다. 이러한 지식은 의사와의 의사소통을 통해 얻을 수 있는데 이 때 의사가 전문용어를 과도하게 사용하면 환자가 이해하지 못하게 된다. 또한 치료에 대한 과학적 근거들은 혈전크기, 혈압수치 등 주로 질병과 관련된 수치들로 환자가 이해하기 어려우며 인구집단 전체를 대상으로 만들어진 자료이기 때문에 환자 개인의 선호와 필요를 반영하지 못한다. 따라서 의사는 환자들이 궁금하고 필요로 하는 지식과 정보에 대해서 환자 입장에서 이해하기 쉽게 설명해 주어야 한다. 셋째, 충분한 시간이 필요하다. 의사입장에서는 환자의 이야기를 충분히 듣고 치료에 대해 설명하고 환자와 협상을 하는데 시간이 필요하고 환자 입장에서도 걱정과 증상을 충분히 설명하는데 시간이 필요하다. 또한 의사와 환자가 의사결정과정을 공유하고 협의하기 위해서도 충분한 시간이 필요하다.

의사가 이러한 문제를 충분히 이해하여 환자중심 의사소통을 하게 되면 치료에 대한 환자의 이해와 지식이 증가하며 치료에 대한 접근성이 향상되고 질 높은 치료결정을 하게 되어 건강과 관련된 삶의 질이 높아진다(Epstein and Street, 2007). 또한 환자중심 의사소통은 환자의 입장에서 환자의 필요를 해결하기 위해 가장 적극적으로 노력하는 의사소통 방식이기 때문에 환자의 필요를 해결할 수 있는 적합한 해결책을 발견할 가능성이 높아져서 미충족 의료를 경험할 가능성이 낮아질 수 있다. 이에 이 연구에서는 상용치료원이 없는 경우에 비해 상용치료기관이나 상용치료의사가 있는 경우 환자중심 의사소통을 매개하여 미충족 의료가 감소하는지 확인하려고 한다.

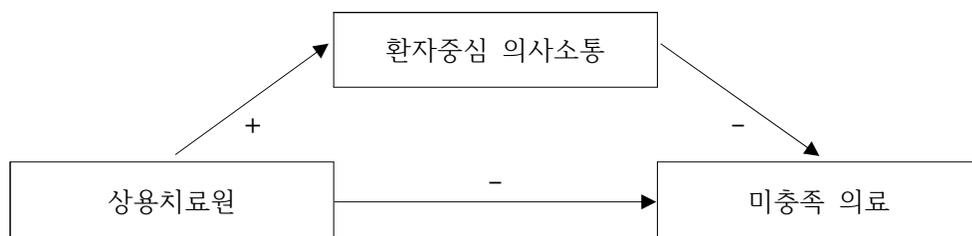
III. 방법

1. 분석자료 및 분석대상

이 연구는 상용치료원, 미충족 의료, 환자 경험 항목을 모두 포함한 유일한 자료원이며 최신의 자료원인 2017년 베타버전 한국의료패널자료를 사용하였으며 세 문항에 모두 응답한 사람을 대상으로 하였다. 세 문항 모두 조사 시점을 기준으로 만 18세 이상만 조사에 응할 수 있었으므로 만 18세 이상을 분석대상으로 제한하였다. 미충족 의료 문항 중 '병의원 진료 또는 검사가 필요한 적이 없었다' 라고 응답한 경우, 상용치료원의 주 의료기관 유형이 '기타'라고 응답한 경우, 주관적 건강상태에 응답을 하지 않은 경우, 환자 경험 문항 중 치료 결정에서 '나는 참여를 원하지 않았다'라고 응답한 경우는 분석에서 제외하였다. 위의 조건을 만족시키는 분석 대상자는 모두 10,509명이었다.

2. 연구모형

상용의료기관이 있는 집단과 상용치료의사가 있는 집단에서 상용치료원이 없는 집단에 비해 환자중심 의사소통을 경험할 가능성이 증가하여 미충족 의료가 감소하는지 확인하였다. 미충족 의료 경험에 영향을 미칠 수 있는 기타 요인은 Andersen 행동모델(1995)을 참고하여 소인요인으로는 성별, 연령, 교육수준, 결혼상태를 포함하였고 가능성요인으로는 가구소득, 의료보장형태를 포함하였으며 필요요인은 주관적 건강상태, 장애여부, 만성질환 보유 여부로 살펴보았다.



[그림 1] 연구모형

3. 분석방법

STATA ver.15.0을 사용하여 분석하였으며 매개효과 분석에는 khb 명령어를 사용하였다. khb 명령어는 종속변수와 매개변수의 선형성을 가정하지 않고 이분형 자료의 특성을 반영하여 매개효과를 추정하기 때문이다(김수비, 김수영., 2018; Kohler et al., 2011). 첫째, 독립변수와 종속변수의 일반적 특성을 파악하기 위해 자료 전체의 빈도분포와 백분율을 제시하였다. 둘째, 상용치료원 유형 및 환자중심 의사소통 항목에 따라 인구사회학적 변수에 대해 빈도분포와 백분율을 제시하여 집단의 특성

에 차이가 있는지 살펴보았다. 셋째, 상용치료기관이 있는 집단 및 상용치료의사가 있는 집단에서 상용치료원이 없는 집단에 비해 환자중심 의사소통을 하여 미충족 의료가 감소하는지에 대해 매개효과 분석을 실시하였다.

4. 주요 변수의 측정 방법

가. 상용치료원 유형

‘귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?’에 대한 질문에 ‘예’라고 응답한 경우 상용치료기관이 있는 것으로 분류하였고 ‘아니오’라고 응답한 경우 상용치료기관이 없는 것으로 분류하였다. ‘귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?’에 대한 질문에 ‘예’라고 응답한 경우 상용치료의사가 있는 것으로 분류하였고 ‘아니오’라고 응답한 경우 상용치료의사가 없는 것으로 분류하였다. 이후 두 문항을 바탕으로 상용치료기관과 상용치료의사가 모두 없는 유형, 상용치료기관은 있으나 상용치료의사가 없는 유형, 상용치료기관과 상용치료의사가 모두 있는 유형으로 상용치료원 유형을 구분하였다. 상용치료기관은 없으면서 상용치료의사가 있는 경우가 총 18건 있었는데 현재 한국의 보건의료체계에서 불가능한 상황이므로 설문지 작성 시의 응답 오류라고 판단하고 분석에서 제외하였다.

나. 미충족의료 유형

미충족 의료는 ‘지난 1년간, 병의원 치료 또는 검사를 받아 볼 필요가 있었으나 받지 못한 적이 한번이라도 있었습니까? (치과치료, 치과검사 제외)’에 대한 질문에 ‘예, 받지 못한 적이 한번이라도 있었다’라고 응답한 경우로 지정하였다.

다. 환자중심 의사소통

Finney Rutten 등(2015)의 연구를 참고로 하여 환자 경험을 묻는 문항을 환자중심 의사소통을 파악하는 문항으로 사용하였다. ‘귀하가 의사와 대화한 시간은 충분하였습니까?’, ‘의사는 귀하가 이해하기 쉽게 설명했습니까?’, ‘의사는 귀하의 치료에 대해 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회를 주었습니까?’, ‘의사가 치료를 결정할 때, 귀하가 원하는 만큼 의견을 반영해주었습니까?’라는 질문에 ‘항상 그렇다’, ‘대체로 그렇다’라고 응답한 경우는 의사소통의 질이 높은 것으로 보았고 ‘가끔 그렇다’, ‘전혀 그렇지 않다’, ‘모르겠다’라고 응답한 경우는 의사소통의 질이 낮은 것으로 보았다.

라. 통제변수

연령은 18세 이상 29세 이하, 30대, 40대, 50대, 60대, 70대 이상으로 구분하였고 교육수준은 최종학력과 졸업여부 문항을 이용하여 초등학교 졸업 이하, 중학교 졸업 이하, 고등학교 졸업 이하, 대학교 졸업 이상으로 분류하였다. 결혼 상태는 기혼, 미혼, 이혼 및 별거, 사별 및 실종으로 구분하였다. 가구소득은 연간 총 가구소득을 실제 가구원 수의 제공근으로 나눈 후 1분위부터 5분위까지로 분류하였다. 의료보장형태는 의료급여 수급여부와 의료보장형태 문항을 이용하여 건강보험, 의료급여, 기타로 분류하였다. 공무원, 교직원 건강보험, 직장 건강보험, 지역 건강보험은 건강보험으로 분류하였고 의료급여 1종, 의료급여 2종은 의료급여로 분류하였으며 건강보험에 가입한 특례자, 건강보험에 가입하지 않은 국가유공자 특례자, 외국국적으로 인한 미가입자, 건강보험에 가입한 차상위 경감대상자는 기타로 분류하였다. 주관적 건강상태는 2개 척도로 축소하였는데 ‘매우 좋음’과 ‘좋음’으로 응답한 경우는 주관적 건강상태가 좋은 것으로 ‘보통’, ‘나쁨’, ‘매우나쁨’으로 응답한 경우는 주관적 건강상태가 나쁜 것으로 분류하였다. 장애여부는 장애등급 판정유무 문항을 이용하여 분류하였다. 장애없음은 장애가 없는 것으로 동일하게 분류하였고 장애판정을 받았으며 등록된 경우, 장애판정을 받았으나 미등록한 경우, 장애를 보유하고 있으나 장애판정을 받지 않은 경우는 장애가 있는 것으로 분류하였다. 만성질환여부는 만성질환의 의사진단여부 문항을 활용하여 만성질환이 없는 경우와 있는 경우로 분류하였다.

IV. 결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

연구대상자의 일반적 특성은 표 1과 같다. 전체응답자의 경우 여성의 비율이 높고 60세 이상이 43.97%로 가장 많았으며 기혼자가 71.45%로 가장 많았다. 장애는 92.27%가 없다고 응답한데 비해 만성질환은 72.95%가 있다고 응답하였고 주관적 건강상태도 63.78%가 나쁘다고 응답하였다. 건강보험 가입자가 94.58%로 가장 많았고 소득 1분위, 2분위는 34.07%인데 비해 소득 4분위, 5분위는 45.08%로 소득수준이 높은 사람이 더 많았다. 교육수준도 고등학교 졸업 이상이 64.58%로 교육수준이 높은 사람이 더 많았다.

미충족 의료를 경험하였다고 응답한 집단과 경험하지 않은 집단을 비교하였을 때 연령을 제외한 모든 변수에서 차이가 있었다. 미충족 의료를 경험한 집단이 여성의 비율이 높았고 이혼 및 별거, 사별 및 실종의 비율이 높았다. 장애 및 만성질환이 있거나 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 비율도 더 높았으며 의료급여 수급권자의 비율도 높았다. 또한 미충족 의료를 경험하지 않은 집단은 소득

1분위, 2분위는 32.87%이고 소득 4분위, 5분위의 비율은 45.99%로 소득이 높은 사람의 비율이 높은 데 비해 미충족 의료를 경험한 집단은 소득 1분위, 2분위의 비율이 43.77%이고 소득 4분위, 5분위의 비율이 37.72%로 소득이 낮은 사람의 비율이 더 높았다. 미충족 의료를 경험하지 않은 집단은 중학교 졸업 이하의 학력을 가진 사람이 35.00%인데 비해 미충족 의료를 경험한 집단은 38.84%로 학력수준도 더 낮았다. 즉, 미충족 의료를 경험한 집단은 장애, 만성질환이 있고 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 사람의 비율이 높아 보건의료서비스에 대한 필요가 크지만 의료급여 수급권자의 비율이 높고 소득 및 교육수준이 낮아 건강문제에 대응할 수 있는 능력과 자원은 적다는 것을 확인하였다.

[표 1] 연구대상자의 일반적 특성

변수	미충족 의료			p	
	전체	없음	있음		
	10,509 (100)	9,353 (100)	1,156 (100)		
성별	남성	4,404 (41.91)	3,958 (42.32)	446 (38.58)	0.015
	여성	6,105 (58.09)	5,395 (57.68)	710 (61.42)	
연령	18세-29세	953 (9.07)	851 (9.10)	102 (8.82)	0.491
	30세-39세	1,034 (9.84)	916 (9.79)	118 (10.21)	
	40세-49세	1,927 (18.34)	1,713 (18.31)	214 (18.51)	
	50세-59세	1,975 (18.79)	1,749 (18.70)	226 (19.55)	
	60세-69세	1,988 (18.92)	1,794 (19.18)	194 (16.78)	
	70세 이상	2,632 (25.05)	2,330 (24.91)	302 (26.12)	
결혼상태	기혼	7,509 (71.45)	6,788 (72.58)	721 (62.38)	<0.001
	비혼	1,347 (12.82)	1,188 (12.70)	159 (13.75)	
	이혼, 별거	408 (3.88)	335 (3.58)	73 (6.31)	
	사별, 실종	1,245 (11.85)	1,042 (11.14)	203 (17.56)	
장애	없음	9,697 (92.27)	8,657 (92.56)	1,040 (89.97)	0.002
	있음	812 (7.73)	696 (7.44)	116 (10.03)	
만성질환	없음	2,843 (27.05)	2,572 (27.50)	271 (23.44)	0.003
	있음	7,666 (72.95)	6,781 (72.50)	885 (76.56)	
주관적 건강상태	좋음	3,806 (36.22)	3,534 (37.78)	272 (23.53)	<0.001
	나쁨	6,703 (63.78)	5,819 (62.22)	884 (76.47)	
의료보장 유형	건강보험	9,939 (94.58)	8,889 (95.04)	1,050 (90.83)	<0.001
	의료급여	374 (3.56)	298 (3.19)	76 (6.57)	
	기타	196 (1.86)	166 (1.77)	30 (2.60)	
소득	1분위	1,577 (15.00)	1,336 (14.28)	241 (20.85)	<0.001
	2분위	2,004 (19.07)	1,739 (18.59)	265 (22.92)	
	3분위	2,191 (20.85)	1,977 (21.14)	214 (18.51)	
	4분위	2,355 (22.41)	2,139 (22.87)	216 (18.69)	
	5분위	2,382 (22.67)	2,162 (23.12)	220 (19.03)	
교육수준	초등학교 졸업 이하	2,490 (23.69)	2,146 (22.94)	344 (29.76)	<0.001
	중학교 졸업	1,233(11.73)	1,128 (12.06)	105 (9.08)	
	고등학교 졸업	3,642 (34.66)	3,252 (34.77)	390 (33.74)	
	대학교 졸업 이상	3,144 (29.92)	2,827 (30.23)	317 (27.42)	

2. 상용치료원과 관련된 연구대상자의 특성

상용치료원과 관련된 연구대상자의 특성은 표 2와 같다. 전체 응답자의 경우 상용치료원이 없는 유형이 49.85%로 가장 많았고 상용치료기관이 있는 유형은 25.61%, 상용치료의사가 있는 유형은 24.37%로 비슷한 분포를 보였다. 환자중심 의사소통의 항목인 의사와의 대화시간이 충분하였는지, 의사가 이해하기 쉽게 설명하였는지, 치료에 대해 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회를 주었는지, 치료를 결정할 때 환자가 원하는 만큼 의견을 반영해주었는지 항목 모두 그렇다고 응답한 비율이 70% 이상으로 긍정적인 답변의 비율이 높았다. 의사가 이해하기 쉽게 설명하였는지에 대한 항목에 긍정적으로 응답한 비율이 79.16%로 가장 높았고 의사와의 대화시간이 충분하였는지에 대한 항목은 그렇다고 응답한 비율이 70.91%로 가장 낮았다.

미충족 의료를 경험하였다고 응답한 집단은 그렇지 않은 집단에 비해 상용치료원 유형 중 상용치료기관이 있는 유형의 비율은 더 높았고 상용치료의사가 있는 유형의 비율은 더 낮았으며 환자중심 의사소통의 항목에 긍정적으로 응답한 비율이 더 낮았다. 의사와의 대화시간이 충분하였는지 항목이 차이가 가장 컸고 치료를 결정할 때 환자가 원하는 만큼 의견을 반영해주었는지 항목은 차이가 가장 작았다.

[표 2] 상용치료원과 관련된 연구대상자의 특성

변수	미충족 의료			p	
	전체	없음	있음		
	10,509 (100)	9,353 (100)	1,156 (100)		
상용치료원 유형	없음	5,239 (49.85)	4,688 (50.12)	551 (47.66)	0.004
	기관	2,691 (25.61)	2,350 (25.13)	341 (29.50)	
	의사	2,561 (24.37)	2,301 (24.60)	260 (22.49)	
	결측치	18 (0.17)	14 (0.15)	4 (0.35)	
충분한 대화 시간	아니다	3,057 (29.09)	2,625 (28.07)	432 (37.37)	<0.001
	그렇다	7,452 (70.91)	6,728 (71.93)	724 (62.63)	
이해하기 쉬운 설명	아니다	2,190 (20.84)	1,871 (20.00)	319 (27.60)	<0.001
	그렇다	8,319 (79.16)	7,482 (80.00)	837 (72.40)	
궁금증 및 걱정 해소 기회 제공	아니다	2,660 (25.31)	2,294 (24.53)	366 (31.66)	<0.001
	그렇다	7,849 (74.69)	7,059 (75.47)	790 (68.34)	
치료결정 시 의견반영	아니다	2,969 (28.25)	2,578 (27.56)	391 (33.82)	<0.001
	그렇다	7,540 (71.75)	6,775 (72.44)	765 (66.18)	

3. 상용치료원 유형에 따른 연구대상자의 특성

상용치료원 유형과 관련된 연구대상자의 특성은 표 3과 같다. 상용치료의사가 있는 집단이 여성의 비율이 가장 높았으며 60세 이상의 고령자가 59.67%로 가장 많았다. 기혼과 비혼의 비율은 가장 낮고 이혼 및 별거, 사별 및 실종의 비율은 가장 높았다. 만성질환이 있는 경우와 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 비율도 가장 높았으며 의료급여 수급권자의 비율도 가장 높았다. 소득 4분위, 5분위는 38.77%인데 비해 소득 1분위, 2분위는 40.57%로 저소득층의 비율이 세 유형 중 가장 높았으며

중학교 졸업 이하의 학력도 44.90%로 가장 높았다. 그러나 환자중심 의사소통의 항목의 평가는 가장 좋았다. 즉, 여성, 60세 이상의 고령, 사별, 장애, 만성질환의 비율 및 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 경우의 비율이 높아 보건의료서비스에 대한 필요는 크지만 의료급여 수급권자, 저소득층, 학력 수준이 낮은 경우의 비율이 높아 건강문제를 해결할 수 있는 능력은 낮았다. 그러나 환자중심 의사소통에 대한 평가는 가장 좋았다.

[표 3] 상용치료원 유형에 따른 연구대상자의 특성

변수	상용치료원 유형			p	
	없음	기관	의사		
	5,239 (100)	2,691 (100)	2,561 (100)		
성별	남성	2,235 (42.66)	1,152 (42.81)	1,012 (39.52)	0.017
	여성	3,004 (57.34)	1,539 (57.19)	1,549 (60.48)	
연령	18세-29세	622 (11.87)	226 (8.40)	103 (4.01)	<0.001
	30세-39세	677 (12.92)	204 (7.58)	150 (5.86)	
	40세-49세	1,148 (21.92)	437 (16.24)	340 (13.28)	
	50세-59세	1,023 (19.53)	509 (18.91)	440 (17.18)	
	60세-69세	840 (16.03)	544 (20.22)	600 (23.43)	
	70세 이상	929 (17.73)	771 (28.65)	928 (36.24)	
	결혼상태	기혼	3,734 (71.28)	1,956 (72.69)	1,805 (70.48)
	비혼	851 (16.24)	317 (11.78)	177 (6.91)	
	이혼, 별거	177 (3.38)	100 (3.71)	131 (5.12)	
	사별, 실종	477 (9.10)	318 (11.82)	448 (17.49)	
장애	없음	4,960 (94.67)	2,413 (89.67)	2,308 (90.12)	<0.001
	있음	279 (5.33)	278 (10.33)	253 (9.88)	
만성질환	없음	1,986 (37.91)	571 (21.22)	279 (10.89)	<0.001
	있음	3,253 (62.09)	2,120 (78.78)	2,282 (89.11)	
주관적 건강상태	좋음	2,168 (41.38)	880 (32.70)	751 (29.32)	<0.001
	나쁨	3,071 (58.62)	1,811 (67.30)	1,810 (70.68)	
의료보장 유형	건강보험	5,039 (96.18)	2,509 (93.23)	2,374 (92.70)	<0.001
	의료급여	121 (2.31)	117 (4.35)	135 (5.27)	
	기타	79 (1.51)	65 (2.42)	52 (2.03)	
소득	1분위	607 (11.59)	435 (16.16)	533 (20.81)	<0.001
	2분위	925 (17.66)	567 (21.07)	506 (19.76)	
	3분위	1,136 (21.68)	521 (19.36)	529 (20.66)	
	4분위	1,257 (23.99)	597 (22.19)	498 (19.45)	
	5분위	1,314 (25.08)	571 (21.22)	495 (19.32)	
	교육수준	초등학교 졸업 이하	952 (18.17)	751 (27.91)	784 (30.61)
	중학교 졸업	531 (10.14)	332 (12.34)	366 (14.29)	
	고등학교 졸업	1,896 (36.19)	925 (34.37)	816 (31.87)	
	대학교 졸업 이상	1,860 (35.50)	683 (25.38)	595 (23.23)	
충분한 대화 시간	낮음	1,645 (31.40)	847 (31.48)	560 (21.87)	<0.001
	높음	3,594 (68.60)	1,844 (68.52)	2,001 (78.13)	
이해하기 쉬운 설명	낮음	1,186 (22.64)	575 (21.37)	428 (16.71)	<0.001
	높음	4,053 (77.36)	2,116 (78.63)	2,133 (83.29)	
궁금증 및 걱정 해소 기회 제공	낮음	1,429 (27.28)	741 (27.54)	487 (19.02)	<0.001
	높음	3,810 (72.72)	1,950 (72.46)	2,074 (80.98)	
치료결정 시 의견반영	낮음	1,528 (29.17)	804 (29.88)	633 (24.72)	<0.001
	높음	3,711 (70.83)	1,887 (70.12)	1,928 (75.28)	
미충족의료	없음	4,688 (89.48)	2,350 (87.33)	2,301 (89.85)	0.004
	있음	551 (10.52)	341 (12.67)	260 (10.15)	

상용치료원이 없는 유형은 세 유형 중 40대, 50대의 비율이 41.45%로 가장 높았고 장애와 만성질환이 있다고 응답한 비율은 세 유형 중 가장 낮았으며 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 비율도 가장 낮았다. 소득 4분위, 5분위가 49.07%로 가장 높았고 소득 1분위, 2분위는 29.25%로 가장 낮았다. 고등학교 졸업 이상이 71.69%로 고학력자의 비율도 가장 높았다. 환자중심 의사소통은 의사가 이해하기 쉽게 설명하였는지를 제외한 나머지 항목에서 상용치료의사가 있는 집단보다는 낮았지만 상용치료기관이 있는 집단보다는 높았다. 즉, 상용치료원이 없는 집단은 상대적으로 젊은 사람의 비율이 높고 건강상태가 좋으며 소득수준과 교육수준이 높았다. 상용치료기관이 있는 경우 연령, 건강상태, 의료보장, 소득수준, 교육수준의 분포는 상용치료의사가 있는 집단과 비슷하게 나타났으나 환자중심 의사소통 항목은 의사가 이해하기 쉽게 설명하였는지 항목을 제외하고는 평가가 가장 낮았다.

4. 환자중심 의사소통에 따른 연구대상자의 특성

환자중심 의사소통으로 분류한 분석대상자의 특성은 표 4와 같다. 의사와의 대화시간이 충분한지를 묻는 문항은 연령, 주관적 건강상태, 교육수준, 미충족 의료 경험에서 차이가 있었는데 대화시간이 충분하지 않다고 응답한 집단이 연령이 낮고, 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 비율이 높았으며 학력수준이 높고 미충족 의료의 경험 비율이 높았다. 의사가 이해하기 쉽게 설명했는지를 묻는 문항은 결혼상태, 장애, 주관적 건강상태, 소득수준, 교육수준에서 차이가 있었는데 이해하기 쉽게 설명하지 않았다고 응답한 집단이 기혼의 비율이 낮고 이혼 및 별거, 사별 및 실종의 비율이 높았으며 장애가 있고 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 비율이 높았다. 소득과 교육수준은 낮았으며 미충족 의료의 경험 비율은 높았다. 치료에 대해 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회를 주었는지에 대한 문항은 결혼상태, 주관적 건강상태, 소득수준, 미충족 의료 경험에서 차이가 있었는데 기회를 주지 않았다고 응답한 집단이 기혼의 비율이 낮고 배우자가 없는 결혼형태의 비율이 높았다. 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 비율이 높았으며 소득수준이 낮았고 미충족 의료의 경험 비율도 높았다. 치료를 결정할 때 의사가 원하는 만큼 의견을 반영해주었는지에 대한 문항은 결혼상태, 주관적 건강상태, 소득수준, 교육수준, 미충족 의료 경험에서 차이가 있었다. 의견을 반영해주지 않았다고 응답한 집단이 기혼의 비율이 낮고 이혼 및 별거, 사별 및 실종의 비율이 높았으며 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 비율이 높았고 소득수준과 교육수준이 낮고 미충족 의료의 경험 비율도 높았다.

의사와의 대화시간이 충분한지를 묻는 문항을 제외하고는 의사소통이 만족스럽지 않다고 응답한 집단에서 이혼 및 별거, 사별 및 실종인 비율이 높았고 장애가 있거나 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 사람의 비율이 높아 보건의료서비스를 이용하고자 하는 필요는 크지만 소득수준과 교육수준이 낮아 건강문제에 대응할 수 있는 능력과 자원은 낮은 집단이라는 것을 확인하였다. 그러나 의사와의 대화시간이 충분한지를 묻는 문항은 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 사람의 비율이 높아 보건의료

서비스를 이용하고자 하는 직접적 필요는 높지만 연령이 낮아 개인이 본래 가지고 있는 서비스 이용 가능성은 낮고 교육수준이 높아 건강문제가 발생하였을 때 이에 대응할 수 있는 능력은 상대적으로 높은 집단이라는 것을 알 수 있었다.

[표 4] 환자중심 의사소통에 따른 분석대상자의 특성

변수	환자중심 의사소통												
	충분한 대화 시간			이해하기 쉬운 설명			궁금증 및 걱정 해소 기회 제공			치료 결정 시 의견반영			
	3,057 (100)	7,452 (100)	p	2,190 (100)	8,319 (100)	p	2,660 (100)	7,849 (100)	p	2,969 (100)	7,540 (100)	p	
성별	남성	1,269 (41.51)	3,135 (42.07)	0.599	900 (41.10)	3,504 (42.12)	0.387	1,118 (42.03)	3,286 (41.87)	0.882	1,251 (42.14)	3,153 (41.82)	0.766
	여성	1,788 (58.49)	4,317 (57.93)		1,290 (58.90)	4,815 (57.88)		1,542 (57.97)	4,563 (58.13)		1,718 (57.86)	4,387 (58.18)	
연령	18세-29세	279 (9.13)	674 (9.04)	0.003	180 (8.21)	773 (9.29)	0.145	247 (9.29)	706 (8.99)	0.274	251 (8.45)	702 (9.31)	0.227
	30세-39세	335 (10.96)	699 (9.38)		233 (10.64)	801 (9.63)		292 (10.98)	742 (9.45)		288 (9.70)	746 (9.89)	
	40세-49세	599 (19.59)	1,328 (17.82)		388 (17.72)	1,539 (18.50)		478 (17.97)	1,449 (18.46)		561 (18.90)	1,366 (18.12)	
	50세-59세	568 (18.58)	1,407 (18.88)		388 (17.72)	1,587 (19.08)		479 (18.01)	1,496 (19.06)		527 (17.75)	1,448 (19.20)	
	60세-69세	579 (18.94)	1,409 (18.91)		432 (19.73)	1,556 (18.70)		501 (18.83)	1,487 (18.95)		566 (19.06)	1,422 (18.86)	
	70세 이상	697 (22.80)	1,935 (25.97)		569 (25.98)	2,063 (24.80)		663 (24.92)	1,969 (25.09)		776 (26.14)	1,856 (24.62)	
결혼상태	기혼	2,173 (71.09)	5,336 (71.60)	0.170	1,492 (68.13)	6,017 (72.33)	<0.001	1,816 (68.27)	5,693 (72.53)	<0.001	2,047 (68.95)	5,462 (72.44)	<0.001
	비혼	421 (13.77)	926 (12.43)		279 (12.74)	1,068 (12.84)		376 (14.14)	971 (12.37)		385 (12.97)	962 (12.76)	
	이혼, 별거	122 (3.99)	286 (3.84)		104 (4.75)	304 (3.65)		116 (4.36)	292 (3.72)		139 (4.67)	269 (3.57)	
	사별, 실종	341 (11.15)	904 (12.13)		315 (14.38)	930 (11.18)		352 (13.23)	893 (11.38)		398 (13.41)	847 (11.23)	
장애	없음	2,817 (92.15)	6,880 (92.32)	0.760	1,997 (91.19)	7,700 (92.56)	0.032	2,440 (91.73)	7,257 (92.46)	0.224	2,717 (91.51)	6,980 (92.57)	0.067
	있음	240 (7.85)	572 (7.68)		193 (8.81)	619 (7.44)		220 (8.27)	592 (7.54)		252 (8.49)	560 (7.43)	
만성질환	없음	867 (28.36)	1,976 (26.52)	0.053	606 (27.67)	2,237 (26.89)	0.464	748 (28.12)	2,095 (26.69)	0.152	792 (26.68)	2,051 (27.20)	0.585
	있음	2,190 (71.64)	5,476 (73.48)		1,584 (72.33)	6,082 (73.11)		1,912 (71.88)	5,754 (73.31)		2,177 (73.32)	5,489 (72.80)	
주관적 건강상태	좋음	1,040 (34.02)	2,766 (37.12)	0.003	715 (32.65)	3,091 (37.16)	<0.001	879 (33.05)	2,927 (37.29)	<0.001	999 (33.65)	2,807 (37.23)	0.001
	나쁨	2,017 (65.98)	4,686 (62.88)		1,475 (67.35)	5,228 (62.84)		1,781 (66.95)	4,922 (62.71)		1,970 (66.35)	4,733 (62.77)	
의료보장 유형	건강보험	2,890 (94.54)	7,049 (94.60)	0.553	2,057 (93.93)	7,882 (94.75)	0.209	2,500 (93.99)	7,439 (94.78)	0.273	2,792 (94.04)	7,147 (94.79)	0.095
	의료급여	104 (3.40)	270 (3.62)		83 (3.79)	291 (3.50)		107 (4.02)	267 (3.40)		124 (4.18)	250 (3.32)	

변수	환자중심 의사소통												
	충분한 대화 시간		이해하기 쉬운 설명		궁금증 및 걱정 해소 기회 제공			치료 결정 시 의견반영					
기타	63 (2.06)	133 (1.78)		50 (2.28)	146 (1.75)		53 (1.99)	143 (1.82)		53 (1.78)	143 (1.89)		
1분위	432 (14.13)	1,145 (15.36)	0.334	363 (16.58)	1,214 (14.59)	<0.001	426 (16.01)	1,151 (14.66)	0.024	501 (16.87)	1,076 (14.27)	<0.001	
2분위	592 (19.37)	1,412 (18.95)		465 (21.23)	1,539 (18.50)		542 (20.38)	1,462 (18.63)		628 (21.15)	1,376 (18.25)		
소득	3분위	629 (20.58)	1,562 (20.96)		427 (19.50)	1,764 (21.20)		507 (19.06)	1,684 (21.45)		605 (20.38)	1,586 (21.03)	
	4분위	680 (22.24)	1,675 (22.48)		491 (22.42)	1,864 (22.41)		589 (22.14)	1,766 (22.50)		624 (21.02)	1,731 (22.96)	
	5분위	724 (23.68)	1,658 (22.25)		444 (20.27)	1,938 (23.30)		596 (22.41)	1,786 (22.76)		611 (20.58)	1,771 (23.49)	
교육수준	초등학교 졸업 이하	671 (21.95)	1,819 (24.41)	<0.001	588 (26.85)	1,902 (22.86)	<0.001	647 (24.32)	1,843 (23.48)	0.362	751 (25.29)	1,739 (23.06)	0.006
	중학교 졸업	340 (11.12)	893 (11.98)		264 (12.05)	969 (11.65)		320 (12.03)	913 (11.63)		365 (12.29)	868 (11.51)	
	고등학교 졸업	1,088 (35.59)	2,554 (34.28)		752 (34.34)	2,890 (34.74)		933 (35.08)	2,709 (34.52)		1,031 (34.73)	2,611 (34.63)	
	대학교 졸업 이상	958 (31.34)	2,186 (29.33)		586 (26.76)	2,558 (30.75)		760 (28.57)	2,384 (30.37)		822 (27.69)	2,322 (30.80)	
미충족 의료	없음	2,625 (85.87)	6,728 (90.28)	<0.001	1,871 (85.43)	7,482 (89.94)	<0.001	2,294 (86.24)	7,059 (89.94)	<0.001	2,578 (86.83)	6,775 (89.85)	<0.001
	있음	432 (14.13)	724 (9.72)		319 (14.57)	837 (10.06)		366 (13.76)	790 (10.06)		391 (13.17)	765 (10.15)	

5. 상용치료원, 환자중심 의사소통, 미충족 의료

상용치료기관이 있는 경우와 상용치료의사가 있는 경우 상용치료원이 없는 경우에 비해 환자중심 의사소통을 매개하여 미충족 의료가 감소하는지 살펴본 결과는 표 5와 같다. 직접효과는 환자중심 의사소통의 효과를 통제된 후 상용치료원이 미충족 의료에 미치는 효과를 살펴보는 것으로 상용치료원만의 효과를 나타낸다. 간접효과는 상용치료원이 환자중심 의사소통을 매개하여 미충족 의료를 감소시킬 때의 효과이다. 전체효과는 직접효과와 간접효과를 합한 효과이다.

상용치료기관이 있는 경우와 상용치료의사가 있는 경우에서 결과의 양상이 다르게 나타났다. 상용치료기관이 있는 경우 전체효과와 직접효과는 유의하였으나 간접효과는 유의하지 않았다. 즉, 상용치료기관이 환자중심 의사소통을 매개하여 미충족 의료에 미치는 효과는 유의하지 않았지만 상용치료기관이 미충족 의료에 미치는 직접효과 및 직접효과와 간접효과를 합한 전체효과는 유의하였다. 그러나 상용치료기관이 있는 경우 상용치료원이 없는 경우에 비해 미충족 의료를 경험할 승산(Odds)이 18.6% 증가 하였으며 전체효과도 미충족 의료를 경험할 승산을 18.3% 증가시키는 방향으로 나타났다. 또한 전체효과는 직접효과의 0.99배로 전체효과가 직접효과보다 작았고 전체효과의

1.26%가 환자중심 의사소통으로 인한 효과였는데 유의하지는 않지만 미충족 의료를 감소하는 방향이었다. 즉, 상용치료기관이 있는 경우 상용치료원이 없는 경우에 비해환자중심 의사소통을 매개하여 미충족 의료를 감소시키는 효과를 고려하고도 미충족 의료를 경험할 확률이 오히려 증가하였다. 유의하지는 않았지만 환자중심 의사소통을 통한 매개효과는 미충족 의료를 경험할 확률을 감소시키는 방향으로 나타났다.

상용치료의사가 있는 경우에는 전체효과와 직접효과는 유의하지 않았고 간접효과만 유의하게 나타났다.¹⁾ 즉, 상용치료의사가 있는 것만으로는 미충족 의료를 감소시키는 효과가 유의하지 않았지만 상용치료의사가 있어서 환자중심 의사소통을 하게 되면 미충족 의료가 감소하였다. 상용치료의사가 있는 경우 상용치료원이 없는 경우에 비해 미충족 의료를 경험할 승산이 6.8% 감소하였으나 유의하지 않았고 전체효과도 미충족 의료를 경험할 승산을 10.4% 줄였으나 유의하지 않았다. 전체효과는 직접효과보다 1.56배 크고 전체효과의 36.10%가 매개효과인 환자중심 의사소통의 효과로 인한 것이었으며 상용치료의사가 있는 경우 상용치료원이 없는 경우에 비해 환자중심 의사소통을 하게 되어 미충족 의료를 경험할 승산을 3.9% 감소시켰다.

환자중심 의사소통을 충분한 대화시간, 쉬운 설명, 궁금증 해소 기회 제공, 치료 결정 시 의견 반영으로 분리하여 각각의 효과를 살펴보았을 때 치료를 결정할 때 환자가 원하는 만큼 의견을 반영해주었는지에 대한 항목을 제외하고는 미충족 의료를 감소시키는 효과가 있었다. 의사와의 대화시간이 충분하였는지의 효과가 72.13%로 가장 컸고 의사가 이해하기 쉽게 설명하였는지는 25.05%의 효과를 가졌으며 치료에 대해 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회를 주었는지는 4.42%의 효과를 가졌다. 그러나 치료를 결정할 때 환자가 원하는 만큼 의견을 반영해주었는지 항목은 1.60%만큼 미충족 의료를 증가시키는 효과를 가졌다.

[표 5] 상용치료원 유형별 환자중심 의사소통이 미충족 의료에 미치는 효과

효과	OR (95% CI)	β	se(β)	매개변수효과
상용치료기관				
전체효과(Total effect)	1.183* (1.020-1.373)	0.168	0.076	-1.26%
직접효과(Direct effect)	1.186* (1.022-1.376)	0.170	0.076	
간접효과(Indirect effect)	0.998 (0.985-1.011)	-0.002	0.007	
상용치료의사				
전체효과(Total effect)	0.896 (0.760-1.056)	-0.110	0.084	36.10%
직접효과(Direct effect)	0.932 (0.791-1.099)	-0.070	0.084	
간접효과(Indirect effect)	0.961*** (0.944-0.979)	-0.040	0.009	

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

1) 독립변수와 종속변수 사이의 상관관계가 유의하지 않더라도 두 변수 사이의 매개효과를 확인하는 것이 가능하다. 이는 효과의 방향이 반대인 여러 개의 매개효과가 존재하여 독립변수와 종속변수 사이의 상관관계를 유의하지 않게 했을 수 있기 때문이다(Pitts et al., 2017).

V. 고찰

이 연구는 상용치료원 제도가 없는 한국의 상황에서도 상용치료원이 있으면 환자중심 의사소통을 할 수 있게 되어 미충족 의료가 감소하는지를 경험적 자료를 분석하여 살펴보았다. 보다 구체적으로는 상용치료원 유형을 상용치료원이 없는 유형, 상용치료기관이 있는 유형, 상용치료의사가 있는 유형으로 구분하여 상용치료기관이 있는 경우와 상용치료의사가 있는 경우 상용치료원이 없는 경우에 비해 환자중심 의사소통을 하게 되어 미충족 의료가 감소하는지를 확인하였으며 다음과 같은 결과들을 얻었다.

첫째, 상용치료의사가 있는 경우에서만 상용치료원이 없는 경우에 비해 미충족 의료를 경험할 확률이 감소하였으며 환자중심 의사소통에 대한 평가가 높은 경우를 매개해서만 효과가 있었다. 한국은 의사와의 상담시간이 짧고 질환을 중심으로 치료에 대한 설명이 이루어진다. 따라서 상용치료기관이 있어서 서로 다른 여러 의사를 만나는 것보다 상용치료의사가 있어서 한 의사만 만나는 경우 의사와 보다 빈번하게 만나 고정적인 관계를 유지하게 되므로 환자중심 의사소통이 이루어질 가능성이 더 커지기 때문이다. 이로 인해 환자의 필요와 선호를 반영하는 치료와 상담을 받게 되면 환자의 필요를 충족하게 될 가능성이 높아지게 되므로 미충족 의료를 경험할 가능성은 낮아질 것이다. 또한 상용치료의사가 환자중심 의사소통을 통해 미충족 의료를 감소시키는 결과는 건강보험 및 의료급여의 의료보장 효과를 통제하고 난 후의 효과였는데 이는 보편적 의료보장이 있는 한국의 상황에서도 상용치료의사가 있어서 환자중심 의사소통을 하게 되면 필요한 의료서비스를 시의적절하게 이용하게 되어 보건의료서비스에 대한 접근성이 증가하는 것을 의미한다. 상용치료의사가 있는 집단은 상용치료원이 없거나 상용치료기관이 있는 집단에 비해 여성, 60세 이상인 경우, 사별인 경우가 많았고 장애, 만성질환의 비율이 높으며 주관적 건강상태가 나쁘다고 응답한 경우의 비율이 높아 보건의료서비스에 대한 필요는 크지만 의료급여 수급권자, 저소득층, 학력수준이 낮은 경우의 비율이 높아 건강문제를 해결할 수 있는 능력은 낮은 특성을 가지고 있었다. 즉, 상용치료의사를 가진 집단이 미충족 의료가 있다고 보고할 확률이 가장 높은 집단이었는데 이 집단에서 환자중심 의사소통에 대한 평가가 높고 미충족 의료를 경험할 확률이 감소하였다는 것은 보편적 의료보장제도가 해결하지 못하는 형태의 접근성의 문제를 상용치료의사가 환자중심 의사소통을 통해 해결하고 기여할 수 있는 것을 보여준다.

둘째, 상용치료의사가 있는 경우 환자중심 의사소통을 하게 되어 미충족 의료가 감소하였지만 이러한 간접효과는 전체효과의 36.10%로 효과의 크기가 크지 않았다. 이는 환자중심 의사소통을 통해 줄일 수 있는 미충족 의료는 미충족 의료가 발생하게 되는 여러 원인 중 환자의 태도로 인한 것만을 개선할 수 있기 때문이다. 미충족 의료를 가용성(availability), 접근성(accessibility), 수용성(acceptability)으로 구분하였을 때 원하는 시간과 장소에 필요한 서비스가 이용가능하지 않은 경우 가용성을 충족하지 못한 것이며, 경제적 지불 능력 또는 교통수단의 문제로 인해 보건의료서비스를

이용하지 못하는 경우는 접근성을 충족하지 못하는 것이다. 질병과 보건의료서비스 제공자, 보건의료 체계에 대한 태도로 인해 건강문제에 대한 치료나 의학적 조언을 받는 것을 꺼리거나 증상의 심각성을 인지하지 못하거나 치료를 통해 개선될 수 있다고 인식하지 못하는 등 질병과 보건의료서비스 제공자, 보건의료체계에 대한 환자의 태도로 인해 미충족 의료가 발생하는 상황은 수용성을 충족하지 못한 것이다(Nelson and Park, 2006; Chen and How, 2002). 이 분류에 의하면 환자중심 의사소통을 통해서도 수용성으로 인한 미충족 의료는 해결할 수 있지만 가용성, 접근성으로 인한 미충족 의료는 해결할 수 없다. 그러나 한국의 의사는 급여 서비스와 비급여 서비스를 선택할 수 있는 권한을 가지고 있고 진료비 감면제도가 정부 보조금 등을 알아봐줄 수 있으며 사회복지사나 안내 프로그램(navigation programs) 등을 소개하고 연계할 수 있는 능력이 있다. 따라서 의사는 환자와의 의사소통을 통해 환자가 필요로 하는 보건의료서비스를 실제로 이용하고 있는지를 직접적으로 확인하여 미충족 의료가 발생하지 않도록 도와 줄 수 있다. 그러나 환자중심 의사소통을 측정하는 문항은 의사의 태도에 대한 문항으로 의사소통의 내용을 반영하지 못하기 때문에 의사소통으로 인한 효과 전체를 측정하지 못하므로 환자중심 의사소통으로 인한 매개효과의 크기가 크지 않았을 것이다.

셋째, 환자중심 의사소통의 항목 중 의사와의 대화시간이 충분하고, 의사가 이해하기 쉽게 설명하고, 치료에 대해 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회를 주는 의사소통은 미충족 의료를 감소시키는 효과가 있었지만 치료를 결정할 때 환자가 원하는 만큼 의견을 반영해주는 의사소통은 미충족 의료를 오히려 증가시키는 효과가 있었다. 환자들이 자신의 치료에 참여하게 되면 치료계획을 이해할 수 있게 되어 치료에 대한 불안과 걱정이 줄어들어 자신의 필요에 대해 의사와 의사소통 하는 것을 편하게 느낀다고 알려져 있다(Bergeson and Dean, 2006). 그러나 환자의 증상이 심해지면 의사는 좀 더 지시하고 명령하는 형태로 의사소통의 방식을 바꾸고 환자들 또한 이러한 의사소통 방식에 더 잘 반응한다고 알려져 있다(Cassell et al., 2001). 또한 어떤 환자들은 환자에게 더 적극적인 역할을 하도록 요구하였을 때 스스로 임상적 결정을 하는 것을 어렵게 생각하기 때문에 불안감을 느끼게 되고 이로 인해 의사와 치료에 대해 만족하지 못하게 된다(Epstin, 2005). 의사가 애매모호하고 불확실한 정보를 제공한다고 생각하여 의사에 대한 신뢰를 잃기도 한다(Ogden et al., 2002). 치료를 결정할 때 환자가 원하는 만큼 의견을 반영해주었는지를 묻는 문항은 의사와의 대화시간이 충분하였는지, 의사가 이해하기 쉽게 설명하였는지, 치료에 대해 궁금한 점이나 걱정스러운 점을 말할 기회를 주었는지를 묻는 문항보다 환자가 자신의 치료에 좀 더 적극적으로 참여해야 하는 상황을 묻는 질문이다. 따라서 이를 통해 진료실에서 공동의 의사결정(shared decision making)이 이루어지는 문화에 익숙하지 않은 한국의 환자들은 치료결정에 환자가 참여하는 상황을 이해하지 못하거나 이러한 요구에 부담을 느껴서 미충족 의료가 오히려 증가하였을 수 있다.

이 연구는 상용치료원 제도가 없는 한국의 상황에서도 상용치료기관과 상용치료의사가 있으면 환자중심 의사소통을 하게 될 확률이 높아져서 이를 통해 미충족 의료를 줄이고 보건의료서비스에 대한

접근성을 높일 수 있는지에 대해 경험적 자료를 통해 살펴본 연구이다. 따라서 이 연구의 결과는 한국에서 상용치료원 제도를 통해 일차의료강화 정책을 수립할 때 참고할 수 있는 기초 자료가 될 수 있다. 그러나 다음과 같은 한계점을 가지고 있으므로 후속연구에서 이를 보완할 필요가 있다. 첫째, 단면연구이기 때문에 내생성의 문제를 해결하지 못하였다. 현재 한국은 상용치료원에 대한 제도가 갖추어지지 않았기 때문에 상용치료원을 갖는 집단의 특성이 존재할 수 있는데 이러한 특성이 연구의 결과에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 건강에 관심이 많거나 건강상태가 좋지 않은 경우 상용치료원을 보유할 가능성이 높고 미충족 의료가 있다고 보고할 확률이 높는데 이로 인해 상용치료원이 미충족 의료를 감소시키는데 미치는 효과가 과소추정 되었을 가능성이 있다. 또한 상용치료의사가 있는 경우에 환자중심 의사소통을 더 하게 되는지 또는 환자중심 의사소통을 하는 의사에게 환자들이 머무르는 경향이 있는지에 대해서도 분명하게 구분하기 어렵다. 둘째, 환자중심 의사소통으로 의사에 대한 평가를 하는데 주의를 기울여야 한다. 환자중심 의사소통에 대한 점수가 높은 것이 의사의 기술적 자질(technical competence)을 담보하지 않으며 환자중심 의사소통에 대한 점수는 개별 의사에 대한 평가가 아니라 의료서비스 이용 경험 전체에 대한 평가일 수 있다. 또한 환자의 성격, 질병의 심각도, 관점과 태도에 따라 평가가 달라질 수 있다는 점을 고려하여야 한다. 셋째, 환자중심 의사소통을 측정할 항목이 환자중심 의사소통의 내용을 모두 포함하지 못하고 있다. 환자중심 의사소통 항목은 의사와 환자 사이의 상호 이해, 신뢰, 공감을 바탕으로 하는 치료관계를 강화하는 것, 정보의 교환, 환자의 감정에 공감하는 것, 불확실성을 관리하는 것, 공동의 의사결정을 하는 것, 환자가 자기관리를 할 수 있게 하는 것 등을 포함한다(Finney Rutten, 2015). 그러나 이 연구에서 사용한 환자중심 의사소통의 항목은 환자중심 의사소통을 가능하게 하는 의사의 태도에 초점이 더 맞추어져 있다. 따라서 후속연구에서는 환자중심 의사소통의 내용을 보다 잘 반영하는 항목을 사용하여야 한다. 또한 의사의 의사소통에 대한 태도 뿐만 아니라 의사소통의 내용, 질, 빈도 등에 대해서도 고려하여 의사소통의 역할과 효과를 보다 자세하게 분석하는 것이 필요하다.

참고문헌

- 김수비, & 김수영. (2018). 이분형 종속변수를 포함하는 모형의 매개효과 검증. *한국심리학회지: 일반*, 37(3), 441-470.
- 이재호, 성낙진, 임형석. (2018). 주치의 보유가 미충족 의료에 미치는 효과. 제10회 한국의료패널 학술대회, 2018년 12월 14일, 대한상공회의소 의원회의실.
- 임형석, 안아름, 이선아, 홍승권. (2015). 상용치료원 보유 및 특성이 미충족의료에 미치는 영향. 제7회 한국의료패널 학술대회, 2015년 11월 26일, 대한상공회의소 의원회의실.
- Andersen, R. M. (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter?. *Journal of health and social behavior*, 1-10.
- Bergeson, S. C., & Dean, J. D. (2006). A systems approach to patient-centered care. *Jama*, 296(23), 2848-2851.
- Blewett, L. A., Johnson, P. J., Lee, B., & Scal, P. B. (2008). When a usual source of care and usual provider matter: adult prevention and screening services. *Journal of general internal medicine*, 23(9), 1354.
- Cassell, E. J., Leon, A. C., & Kaufman, S. G. (2001). Preliminary evidence of impaired thinking in sick patients. *Annals of internal medicine*, 134(12), 1120-1123.
- Chen, J., & Hou, F. (2002). Unmet needs for health care. *Health Rep*, 13(2), 23-34.
- DeVoe, J. E., Tillotson, C. J., Wallace, L. S., Lesko, S. E., & Pandhi, N. (2012). Is health insurance enough? A usual source of care may be more important to ensure a child receives preventive health counseling. *Maternal and child health journal*, 16(2), 306-315.
- DeVoe, J. E., Wallace, L. S., Pandhi, N., Solotaroff, R., & Fryer, G. E. (2008). Comprehending care in a medical home: a usual source of care and patient perceptions about healthcare communication. *The Journal of the American Board of Family Medicine*, 21(5), 441-450.
- DeVoe, J. E., Fryer, G. E., Phillips, R., & Green, L. (2003). Receipt of preventive care among adults: insurance status and usual source of care. *American journal of public health*, 93(5), 786-791.
- Epstein, R. M., Franks, P., Fiscella, K., Shields, C. G., Meldrum, S. C., Kravitz, R. L., & Duberstein, P. R. (2005). Measuring patient-centered communication in patient-physician consultations: theoretical and practical issues. *Social*

- science & medicine, 61(7), 1516-1528.
- Epstein, R. M., & Street Jr, R. L. (2007). Patient-centered communication in cancer care: promoting healing and reducing suffering.
- Grol, R., De Maeseneer, J., Whitfield, M., & Mokkink, H. (1990). Disease-centred versus patient-centred attitudes: comparison of general practitioners in Belgium, Britain and The Netherlands. *Family Practice*, 7(2), 100-103.
- Grumbach, K., Keane, D., & Bindman, A. (1993). Primary care and public emergency department overcrowding. *American Journal of Public Health*, 83(3), 372-378.
- Janke, A. T., Brody, A. M., Overbeek, D. L., Bedford, J. C., Welch, R. D., & Levy, P. D. (2015). Access to care issues and the role of EDs in the wake of the Affordable Care Act. *The American journal of emergency medicine*, 33(2), 181-185.
- Kim, K. M., Jeon, H., & Lee, J. H. (2017). Having a Physician Rather than a Place as a Usual Source of Care Would Be Better—from 2012 Korea Health Panel Data. *Journal of Korean medical science*, 32(1), 4-12.
- Kim, M. Y., Kim, J. H., Choi, I. K., Hwang, I. H., & Kim, S. Y. (2012). Effects of having usual source of care on preventive services and chronic disease control: a systematic review. *Korean journal of family medicine*, 33(6), 336.
- Kohler, U., Karlson, K. B., & Holm, A. (2011). Comparing coefficients of nested nonlinear probability models. *The Stata Journal*, 11(3), 420-438.
- Mead, N., & Bower, P. (2002). Patient-centred consultations and outcomes in primary care: a review of the literature. *Patient education and counseling*, 48(1), 51-61.
- Naughton, C. (2018). Patient-centered communication. *Pharmacy*, 6(1), 18.
- Nelson, C. H., & Park, J. (2006). The nature and correlates of unmet health care needs in Ontario, Canada. *Social Science & Medicine*, 62(9), 2291-2300.
- Ogden, J., Ambrose, L., Khadra, A., Manthri, S., Symons, L., Vass, A., & Williams, M. (2002). A questionnaire study of GPs' and patients' beliefs about the different components of patient centredness. *Patient education and counseling*, 47(3), 223-227.
- Pitts, B. L., Safer, M. A., Castro-Chapman, P. L., & Russell, D. W. (2018). Retrospective

Appraisals of Threat and Benefit Mediate the Effects of Combat Experiences on Mental Health Outcomes in Army Medics. *Military Behavioral Health*, 6(3), 226-233.

Finney Rutten, L. J., Agunwamba, A. A., Beckjord, E., Hesse, B. W., Moser, R. P., & Arora, N. K. (2015). The relation between having a usual source of care and ratings of care quality: does patient-centered communication play a role?. *Journal of health communication*, 20(7), 759-765.

Starfield, B., & Shi, L. (2004). The medical home, access to care, and insurance: a review of evidence. *Pediatrics*, 113(Supplement 4), 1493-1498.

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

Stewart, A. L., Grumbach, K., Osmond, D. H., Vranizan, K., Komaromy, M., & Bindman, A. B. (1997). Primary care and patient perceptions of access to care. *Journal of Family Practice*, 44(2), 177-186.

Sung, N. J., & Lee, J. H. (2019). Association between Types of Usual Source of Care and User Perception of Overall Health Care Service Quality in Korea. *Korean journal of family medicine*, 40(3), 143.

Xu, K. T. (2002). Usual source of care in preventive service use: a regular doctor versus a regular site. *Health services research*, 37(6), 1509-1529.

고(高)지출 환자의 시간에 따른 추이와 특성에 대한 탐색적 연구: 한국의료패널조사 2008-2017 자료를 이용하여

An Explorative Study on the Time Trends and Characteristics of High Cost Patients: Using the Korea Health Panel 2008-2017

김진환(서울대학교 의과대학, 서울대학교 보건대학원)

요약

이 연구에서는 의료비에 대한 논의가 총량 관리에 집중되어 있다는 문제 제기에서 시작하여, 최근 힘을 얻고 있는 고필요, 고지출(high need, high cost) 환자라는 개념을 이용하여 환자의 관점에서 의료비 문제를 어떻게 접근할 수 있을지 살펴보고자 하였다. 이를 위해 2008년부터 2017년까지의 한국의료패널조사 자료를 활용하여 본인부담 의료비 기준 상위 5% 환자를 특정하고, 이들의 수, 전체 본인부담 의료비에서 차지하는 비중, 인구학적 특성과 건강 관련 특성을 확인하고 시간에 따른 추이를 확인하였다. 2008년과 비교했을 때 2017년 연 500만원 기준 고지출 환자는 30% 정도 증가하였고, 전체 본인부담 의료비에서 고지출 환자가 차지하는 비중은 연 500만원, 연 1000만원 기준으로는 큰 변화가 없었으나 상위 5% 기준으로는 감소하고 있었다. 인구학적 특성에 따라서는 노인, 고소득층, 고학력자에서 고지출 환자일 가능성이 높았고, 건강 관련 특성으로는 미충족의료의 효과는 불명확하였으나, 입원 경험이 있고, 외래 방문 횟수가 많고, 주관적 건강수준이 나쁠수록 고지출 환자일 가능성이 높았다. 질병양상을 살펴봤을 때 입원의 경우 암, 뇌졸중, 근골격계 질환이 흔하였으나 유방암을 제외하면 평균 지출이 감소하는 추세였다. 외래의 경우 감기, 치과 질환, 근골격계 질환이 많았으며 평균 지출에 별다른 변화는 없었다. 이 연구 결과는 의료비의 분포를 환자 관점에서 살펴본 연구로, 건강보장을 성공적으로 달성하기 위해 앞으로 환자의 부담을 중심에 둔 연구가 활발하게 이루어지기를 기대한다.

I. 서론

1. 배경

한국 사회의 고령화가 빠르게 진행되면서 의료비의 총량이 지속적으로 증가하고 있다. 생물학적으로 의료 필요가 높은 노인층의 비율이 높아지고 있지만 한국에서 노인 빈곤율은 50%에 가까우며, 경제적 이유로 필요한 의료서비스를 이용하지 못하거나 의료이용으로 인해 빈곤에 빠지는 노인이 많다(배지영, 2014). 세계적으로는 의료 필요가 크고, 의료비를 많이 지출하는, 숫적으로는 그리 비율이 높지 않은 고필요, 고지출 환자(high need, high cost patients)¹⁾에 대한 관심이 커지고 있다(McCarthy, Ryan, and Klein, 2015; Blumenthal, Chernof, Fulmer, Lumpkin, and Selberg, 2016; Figueroa, Horneffer, and Jha, 2019). 이들이 지출하는 의료비가 전체 의료비에서도 상당한 규모를 차지한다는 점 때문에 여러 연구자들이 이들 환자에 주목하고 있다. 이러한 논의의 전제 때문에 고필요, 고지출 환자에 대한 논의는 정부나 보험자의 관점에서 고지출 환자를 잘 관리하자는 것으로 미끄러지기 쉽다. 고필요 환자 역시 의료 필요(need)에 대한 진지한 검토 없이 고지출 환자와 마찬가지로 실현된 의료이용을 중심으로 정의되고, 다루어지기 십상이다. 건강보험 자료를 이용하여 의료이용을 한 적이 있는 환자를 대상으로 한 연구가 일부 있지만(정서현, 장호연, 강길원, 2018), 한국에서도 이 분야의 연구는 아직 초기 단계에 머물러 있는 것으로 보인다. 고필요, 고지출 환자에 대한 한국의 기존 연구들은 비급여 의료비는 물론이고, 교통비 등의 간접 비용, 가족 단위에서 이런 저런 형태로 지출되는 돌봄 비용을 포함하고 있지 않다. 반면, 환자의 의료비 지출을 다루었던 연구들은 재난적 의료비의 틀로 이 문제를 다루어 왔고, 최근 부각되고 있는 고필요, 고지출 환자의 틀로 이 문제를 바라본 연구는 아직 존재하지 않는 것으로 보인다(Kim and Kown, 2015; 서남규, 안수지, 강태욱, 황현의, 2015; 최윤주, 이원영, 2015; Lee and Cheong, 2017; 우경숙, 박찬미, 신영전, 2018; 이우진과 신정우, 2018; 이현옥, 2018). 이 연구에서는, 고필요 고지출 환자를 의료비를 많이 지출하기 때문에 통제가 필요한 사람이라는 정부와 보험자의 관점 대신, 실제 의료 필요가 높아 많은 지출을 하고 있는, 따라서 동반된 다른 어려움 들을 동시에 겪고 있는 사람일 가능성이 높다는 관점에서 이들의 상황을 살펴보고자 한다.

1) 정영일, 김홍수, 이채윤, 박정민(2017)은 high need, high cost 개념이 조작적으로 활용되는 방식을 고려하여 고이용, 고지출 환자로 번역하고 있다. 국가 수준의 전체 의료비를 관리한다는 차원에서 도출되는 것이기 때문에 그 실질을 고려하여 고이용, 고지출이라는 번역이 더 적절할 수 있다. 이 연구에서 필요(need)의 문제를 전면적으로 다룰 수는 없지만, 정부 또는 보험자의 관점에서 의료비를 어떻게 적절히 관리할 것이냐는 문제를 넘어 의료이용으로 실현된 필요를 넘어 인식되거나 인식되지 않은 필요까지도 포괄하는 것으로 이 개념을 확대할 필요가 있다고 보고 고필요, 고지출이라는 번역을 제안한다. 필요와 의료이용을 연결짓는 미충족의료 개념에 대한 논의는 박유경(2019) 참고.

2. 고필요, 고지출 환자

최근 하나의 틀을 이용하여 고필요, 고지출(high need, high cost) 환자를 정의하고 이에 따라 여러 OECD 국가의 자료를 이용하여 이에 대한 연구를 진행하려는 High Need-High Cost (HNHC) Collaborator가 출범하기는 했지만 이 개념에 대해 가장 활발하게 자료를 내어놓고 있는 곳은 미국의 커먼웰스펀드이다. 2016년 출간된 이들의 보고서는 고필요, 고지출 환자가 누구인지, 또 그들이 어떤 방식으로 의료이용을 하고 있는지에 대한 관심을 드러낸다. 커먼웰스펀드의 연구자들은 한국의료패널조사의 미국 쪽에 해당하는 Medical Expenditure Panel Survey (MEPS)의 2009-2011 자료를 분석한 결과를 제시한다. 이들은 매우 많은 만성질환을 갖고 있지만 특별히 활동하는데 제약이 없고, 소득이 적음에도 불구하고 전체 의료비 지출과 본인부담 지출이 다른 인구집단의 3배가 넘는다. 또한, 만성질환을 여러 개 보유하기만 한 사람에 비해 병원 방문 횟수가 두 배 이상 많고, 외래나 집에서 받는 의료서비스도 더 빈번하게 이용하는 것으로 나타났다. 이들의 사회인구학적 상태와 건강 상태에서 두드러지는 특징은 절반 이상이 65세 이상이고, 이들은 대부분 75세 이상이었다는 점, 여성이 남성의 두 배 정도라는 점, 백인이 많다는 것, 고졸 이하의 저학력자가 많다는 것, 연방 빈곤선의 200%에 미달하는 저소득자가 많다는 점, 대부분 의료보험이 있지만 공적보험(Medicare, Medicaid, 혹은 그 둘의 조합)에 가입되어 있다는 점, 평균 이하의 주관적 건강 수준을 보고한다는 점이었다(Hayes et al, 2016).

이들의 논의는 미국에서 의료비를 줄이고 관리하려는 노력의 일환으로 여러 개의 만성질환을 갖고 있는 복합질환자(multi-comorbidity)를 주목하던 데서 한발 더 나아간 것이다. 커먼웰스펀드에서는 앞에서 언급한 Hayes et al(2016)의 결과를 바탕으로, 이전처럼 특정 연령, 특정 질환으로 거칠게 묶는 것이 아니라 이들의 구체적으로 어떤 사람들인지에 주목하여 페르소나(persona)²⁾를 만들어 내놓기 시작하였다. 커먼웰스펀드에서 제시하고 있는 사례로는 일상 활동에 제한이 있는 65세 이상의 노인, 질병이 악화되고 있는 사람, 3개 이상의 만성질환을 갖고 있는 사람, 장애를 갖고 있는 65세보다 젊은 사람, 그리고 그들을 돌보는 사람 등이 있다(Commonwealthfund, 2019). 한국에서 다양한 필요를 갖고 있는 노인을 제대로 돌보기 위해 커뮤니티케어의 다양한 모형이 개발되는 것처럼, 미국 역시 고필요, 고지출 환자의 다양한 특성을 파악하고 그에 부합하는 모형을 개발하고 있다. 더 최근에는 HNHC Collaborator을 이끌고 있는 하버드의 Figueroa와 Jha가 병원가치기반구매프로그램(Hospital Value-Based Purchasing Program), 의사질지불프로그램(Physician Quality Payment Program), 병원안전프로그램(US Hospital Acquired Condition Reduction Program) 등 2010년 오바마케어 도입 이후 의료의 질을 높이기 위해 가치에 기반한 구매(Value-Based Purchasing, VBP)³⁾ 전략이 기대했던 것처럼 의료의 질을 높이지도, 의료비를 줄이지도 못했다는

2) 서비스 디자인에서 주로 사용되는 단어로 어떤 서비스를 사용할 만한 목표인구 집단 안에 있는 다양한 유형들을 대표하는 가상의 캐릭터를 지칭한다(Interaction Design Foundation, 2019).

사실을 지적하며, 고필요, 고지출 환자에 대한 미국의학한림원(National Academy of Medicine, NAM)의 틀에 따라 건강 결과가 나쁘고, 의료비를 많이 쓰며, 낮은 질의 치료로 인한 부작용에 취약한 환자에 집중하는 것을 새로운 전략으로 제시했다. 이들은 구체적인 환자군으로 생애말기 환자, 노쇠한 (frail) 노인, 중증정신질환이 있는 젊은 사람을 예시하고 있다(Figueroa, Horneffer, and Jha, 2019).

3. 연구 목적

지금까지의 연구들은 의료비의 문제를 총량의 관점에서 안정적으로 관리하는 것, 혹은 재난적의료비가 발생하고 있는지 등의 관점에서 다루어왔다. 건강보장을 제대로 수행하기 위한 도구적 관점에서 지속가능성이 중요하다는 점 때문에 의료비의 절대적 규모를 잘 관리하는 것이 한국 건강보험제도의 중요한 목표로 설정되어 왔다. 이 때문에 의료비에 대한 연구는 재난적 의료비에 대한 연구 정도를 제외하고 나면 실제로 사람들이 심각한 건강문제를 가지고 있을 때, 의료와 관련하여 어떻게 돈을 쓰고 있는지에 대해서는 충분히 잘 알려져 있지 않다.

관점에서 비롯한 이런 한계를 극복하기 위해 이 연구에서는 건강보험 청구자료에는 존재하지 않는 의료비 지출에 대한 다양한 정보를 포함하고 있는 한국의료패널조사 자료를 이용하여 삼각측량(triangulation)을 시도한다. 건강보험 청구자료와 한국의료패널조사에서 확인할 수 있는 정보를 도식적으로 표현하면 그림 1와 같다. 이에 더해 한국의료패널조사는 건강보험 청구자료에서 파악할 수 없는 주관적 요인(대표적으로 미충족 의료필요, 주관적 건강수준) 정보를 담고 있다는 점에서 고지출 환자의 특성을 파악하는데 추가적인 정보를 제공하게 된다.

-
- 3) 성과에 따른 지불(Pay-for-performance, P4P)와 가치기반지불(Value-Based Purchasing, VBP)은 의료비를 효율적으로 지출하고 의료의 질을 높이기 위한 대안적 지불제도로 주목받았으나 그 효과는 불명확한 상태이다(신현웅 등, 2014; Minchin et al., 2018). 오바마케어 도입 이후 주목받기 시작하였고 현재는 국제개발원조의 맥락에서도 이용되고 있으나 그 효과는 뚜렷하지 않은 것으로 보인다(Das, Gopalan, Chandramohan, 2016; Engineer et al., 2016). 약제에 대해서는 가치기반가격결정(Value-Based Pricing)이라는 표현을 주로 쓰는 것으로 보이며(Kaltenboeck and Bach, 2018), 비슷한 것으로 적응증기반약품가격결정(Indication-Based Drug Pricing) 같이 적응증에 따라 효과가 달라지면 그에 따른 가격을 달리하자는 주장도 존재한다(Chandra and Garthwaite, 2017). 좀 더 포괄적인 개념으로 가치기반보험설계(Value-Based Insurance Design, VBID)란 표현도 존재한다. 합의된 정의가 명확하지 않으나 대체로 효과적이고 가치가 높은 서비스를 이용하도록 유인하기 위해 의료서비스의 가치를 평가하고, 환자가 부담하는 비용을 차등하는 것을 의미하는 것으로 보인다(Choudhry, Rosenthal, and Milstein, 2010). 한국적 맥락에서는 선별급여 또는 예비급여 제도가 운영하기에 따라서 가치기반보험설계의 틀로 사용될 수 있다.



[그림 1] 건강보험 청구자료와 한국의료패널에서 확인할 수 있는 의료비의 범위

이 연구의 구체적인 연구 질문은 다음과 같다.

1. 전체 의료비 지출에서 고지출 환자가 차지하는 비중은 어떠한가?
2. 고지출 환자의 인구학적 특성과 건강 관련 특성은 어떠한가?
3. 보험자의 관점과 환자의 관점에서 바라본 고지출 환자는 어떻게 다른가?

II. 연구 방법

1. 자료의 특성

국민건강보험공단과 한국보건사회연구원이 공동으로 수집하고 관리하는 한국의료패널조사는 2008년 조사를 시작한 이래 한국 보건의료, 특히 의료비와 관련하여 중요한 근거 자료를 생산해 왔다. 2008년 1차 조사부터 2017년까지 총 10년의 자료를 사용할 수 있는 한국의료패널조사는 국민건강보험공단에서 제공하는 청구자료와는 달리 비급여 의료비, 교통비를 비롯한 간접 비용, 공식적이거나 공식적이지 않은 돌봄 비용까지 포함하고 있으며, 개인의 인구학적 특성, 사회경제적 특성을 비롯하여 주관적 건강 수준이나 미충족 의료필요 같은 주관적 건강지표까지 포함하고 있다.

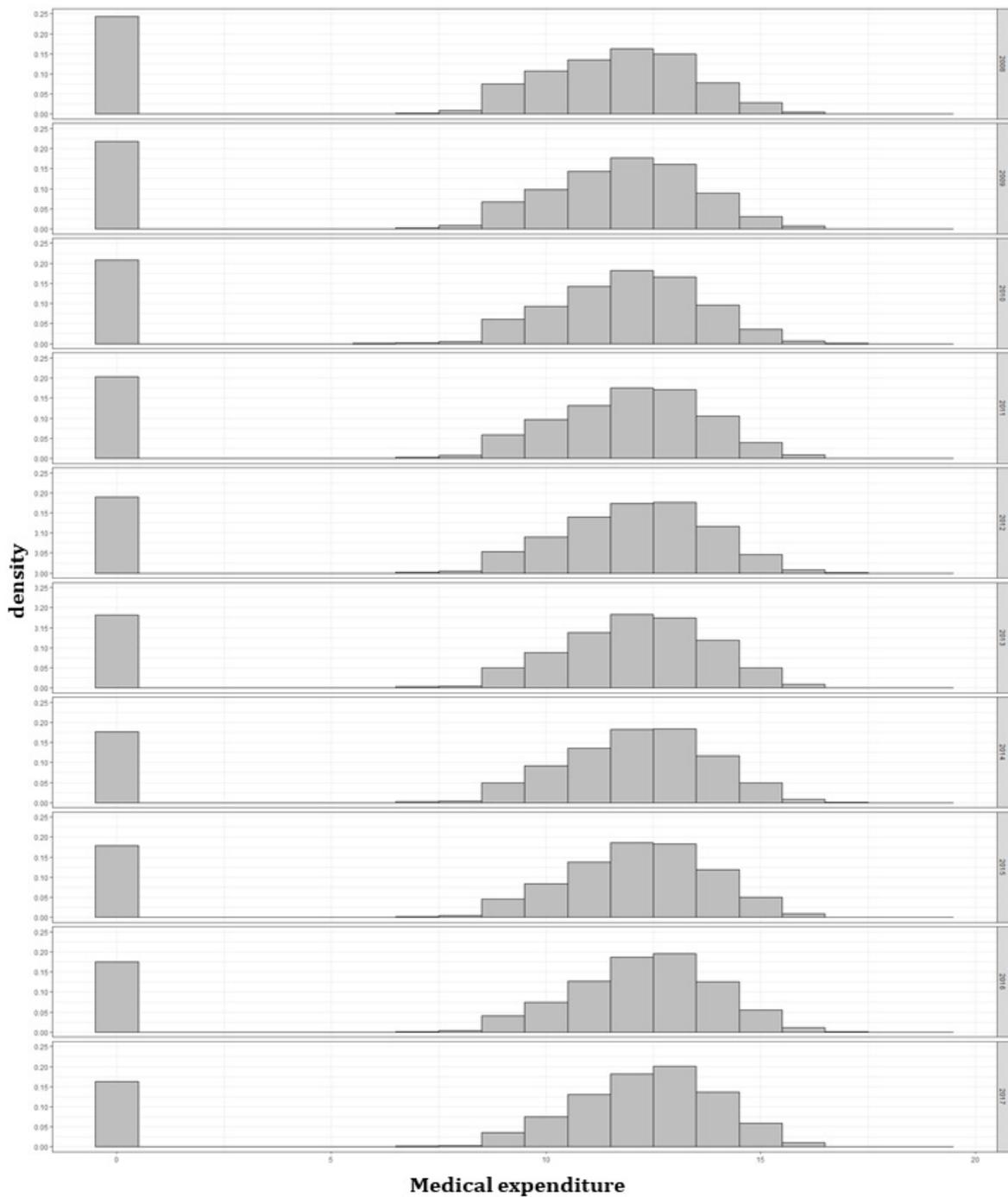
이 연구에서는 2019년 제11회 한국의료패널 학술대회 참가자에게 제공된 한국의료패널조사의 연간 자료(2008-2017)를 이용하였다. 한국의료패널조사는 2008년 7,009가구, 21,283명을 원 표본으로 시작하여 2012년 표본의 마모(attrition)를 고려하여 신규 표본을 추가한 결과 2017년 기준 6,408가구, 17,184명을 표본에 포함하고 있다. 이 연구는 한국의료패널의 연간 자료에 포함된 표본이 한국의 전체 인구를 대표한다고 보고 분석을 진행하였고, 분석에 포함된 자료는 2008년부터 2017년까지 총 178,008인-년(person-year)이었다.

한국의료패널조사는 여러 항목으로 나뉘어 있는 의료비 항목을 묶어 개인 의료비 2가지, 가구 의료비 5가지의 총 7가지 의료비 변수를 제공한다. 이 중 개인의료비 변수는 보건의료 서비스 항목으로 응급의료비, 입원의료비, 외래의료비를, 의약품 항목으로 응급처방약값, 입원처방약값, 외래처방약값

을 포함한 개인 의료비 1($i_medicalexp1$)과 여기에 응급교통비, 입원교통비, 외래교통비, 입원간병비 등의 간접 비용을 포함한 개인 의료비 2($i_medicalexp2$)로 구성되어 있다. 간접 비용이 통상적인 의료비 지출 논의에서 잘 고려되지 않는 중요한 요인임은 분명하지만 이 연구에서는 기존 고필요, 고지출 환자 분석과의 비교 가능성을 높이기 위해 간접 비용을 고려하지 않는 개인 의료비 1 변수를 주로 활용하였다(정영일 외, 2017; 정서현, 장호연, 강길원, 2018). 고지출 환자의 의료이용에서 주로 나타난 상병명을 추출하고 그의 비용을 추정하는 과정에서는 입원(IN), 외래(OU) 테이블의 수납금액 변수를 이용하였다.

2. 고지출 환자의 정의

고지출 환자의 정의가 아직 명확하게 세워졌다고 보기 어렵기 때문에 이 연구에서는 선행 연구와의 비교를 위해 의료비 지출 규모가 상위 5%에 속하는 사람, 연간 의료비 지출이 500만원 이상인 사람, 연간 의료비 지출이 1000만원 이상인 사람을 고지출 환자로 정의하였다(정서현, 장호연, 강길원, 2018). 한국의료패널조사는 의료서비스를 이용하지 않은 사람도 포함하고 있기 때문에 상위 5%를 기준으로 삼아 의료비 지출의 하한선을 설정하는 경우 의료이용이 발생한 사람만을 대상으로 하는 건강보험 청구자료에서 설정된 의료비 지출의 하한선보다 더 낮을 가능성이 크다. 그러나 의료비를 지출하지 않는 사람까지 포함한 분포에서 하한을 설정하는 것이 실제 의료비 분포를 더 잘 설명한다고 보았고, 연도에 따른 의료비의 분포가 크게 변하지 않았기 때문에 이와 관련하여 별도의 조정을 거치지 않았다(그림 2).



[그림 2] 연간 본인부담 의료비의 분포

각 연도 자료에 의료비에 1을 더해 로그를 취한 후 횡단가중치를 고려하여 Y축을 분율로 한 분포를 그렸다(가장 위 2008년, 가장 아래 2017년). 그래프의 가장 왼쪽에 나타나는 막대는 의료비 지출이 없는 경우를 의미하며 13.8%에서 22.2% 사이의 값을 갖는다(매해 감소). 이외 소비자물가지수는 별도로 보정하지 않았다.

3. 분석 방법

2008년부터 2017년까지 고지출 환자가 부담한 의료비의 추이와 특성을 확인하고, 고지출 환자의 특성과 그에 영향을 미치는 요인을 확인하기 위해 상위 5%를 기준으로 하여 2011년과 2017년의 두 시점을 비교하였다. 의료비, 인구학적 특성, 건강 관련 특성 등을 산출하는 모든 과정에서 한국의료패널조사에서 제공하는 그 해의 횡단가중치를 사용하였다. 이차자료원을 사용하여 분석하였기 때문에 별도의 기관윤리심사는 거치지 않았고, 모든 분석은 R Version 3.6.1.과 survey 패키지를 이용하여 진행하였다(R Core Team, Vienna, Austria).

가. 고지출 환자의 시간에 따른 추이

통상적으로 서로 다른 시점에 발생하는 비용을 비교하고 평가하기 위해 할인율과 물가상승률을 적용하여 보정하게 된다(신상진 등, 2013). 이 연구에서는 각 연도를 기준으로 계산된 의료비를 통계청에서 제공하는 보건의료 분야의 소비자물가지수를 이용하여 2017년 기준으로 보정하였다(통계청, 2019). 이후 보정된 진료비를 기준으로 하여 연도별로 금액을 산출하고 고지출 환자의 지출이 시간에 따라 어떻게 변화해 왔는지 확인하였다.

나. 고지출 환자의 특성과 영향 요인 분석

고지출 환자의 특성을 확인하기 위해서 연령, 성별, 소득, 교육 수준, 가족 형태, 주거 지역, 건강보장 형태, 경제활동 여부를 포함한 인구학적 특성과 미충족의료필요, 주관적 건강수준, 입원 여부, 평균 재원일수, 외래방문 횟수, 주 상병을 포함한 건강 관련 특성을 확인하였다. 이 연구의 초점이었던 본인 부담 의료비는 민간보험과 밀접하게 연관되어 있기 때문에, 민간보험 가입 여부와 내용을 분석 대상으로 삼는 것이 바람직하나 조사 내용의 한계 등으로 인하여 유의미한 정보를 제공하지 못한다고 보고 제외하였다. 인구학적 특성과 건강 관련 특성들이 서로 연관되어 있는 것으로 추정되어 다변량 로지스틱 회귀분석을 수행하여 각 변수의 영향력을 통제된 상황에서 고지출 환자에 영향을 미치는 요인을 확인하였다. 주상병 코드는 한국표준질병·사인분류 6차 개정(KCD-6)을 기준으로 하고, 2011년 자료의 경우 한국의료패널조사에서 사용하던 오픈코드로 진단명이 제공되어 코드북을 참조하여 해당하는 KCD-6로 변환하였다.

III. 결과

1. 고지출 환자의 시간에 따른 추이

2008년부터 2017년까지 연도별, 분위별 본인부담 의료비는 전반적으로 증가하고 있었다. 2008년 기준 25백분위(25 percentile)이 3,700원을 지출한 반면, 99 백분위(99 percentile)은 4,275,014원을 지출하여 1,155배 차이가 났으며, 2017년에는 각각 25,517원, 5,879,084원 지출하여 230배 차이가 났다. 25 백분위(25 percentile)에서 연간 본인부담 의료비는 2008년 3,700원에서 2017년 25,517원으로 늘어나 6.9배로 증가하였고, 95 백분위 (95 percentile)에서는 1,502,345원에서 2,520,247원으로 늘어나 1.7배로 증가한 것을 확인할 수 있었다. 연도별, 분위별 본인부담 의료비 지출은 25 백분위(25 percentile)에서 99 백분위(99 percentile)로 갈수록 증가율이 감소하여, 낮은 백분위에서 연간 진료비 증가율이 높았다.

연도별로 보았을 때 25 백분위(25 percentile)의 본인부담 의료비 증가율이 가장 높았고 예외는 2011년의 8.7%로 이해에는 75 백분위(75 percentile)이 9.1%로 가장 높았다. 25 백분위(25 percentile)과 50 백분위(50 percentile)에서 매해 본인부담 의료비가 증가한 반면, 75 백분위(75 percentile) 이상에서는 2014년 본인부담 의료비가 감소하는 양상이 나타났고, 99 백분위(99 percentile)에서는 2014년에 더해 2017년에도 약간 감소하는 양상을 확인할 수 있었다(표 1).

전체 본인부담 의료비 중 고지출 환자가 차지하는 비중은 고지출 환자의 정의에 따라 다소 달랐다. 상위 5%를 고지출 환자의 기준으로 삼았을 때 이들이 지출한 의료비가 전체 의료비에서 차지하는 비중은 2008년 50.4%에서 2017년 41.3%로 감소하였다. 연 500만원과 1000만원을 고지출 환자의 기준으로 삼았을 때 고지출 환자가 지출하는 의료비가 전체 의료비에서 차지하는 비중은 2008년 각각 21.5%, 9.7%에서 2017년 21.4%와 6.9%로 변화하여 500만원 기준에서는 거의 변화가 없었고 1000만원 기준에서는 다소 감소하였다. 이 기준에 해당하는 고지출 환자의 수는 2008년 0.82%, 0.18%에서 2017년 1.08%와 0.20%로 500만원 기준에서는 30% 정도 증가하였고, 1000만원 기준에서는 거의 변화가 없었다(그림 3, 표 1, 2).

[표 1] 연도별, 분위별 본인부담 의료비 지출

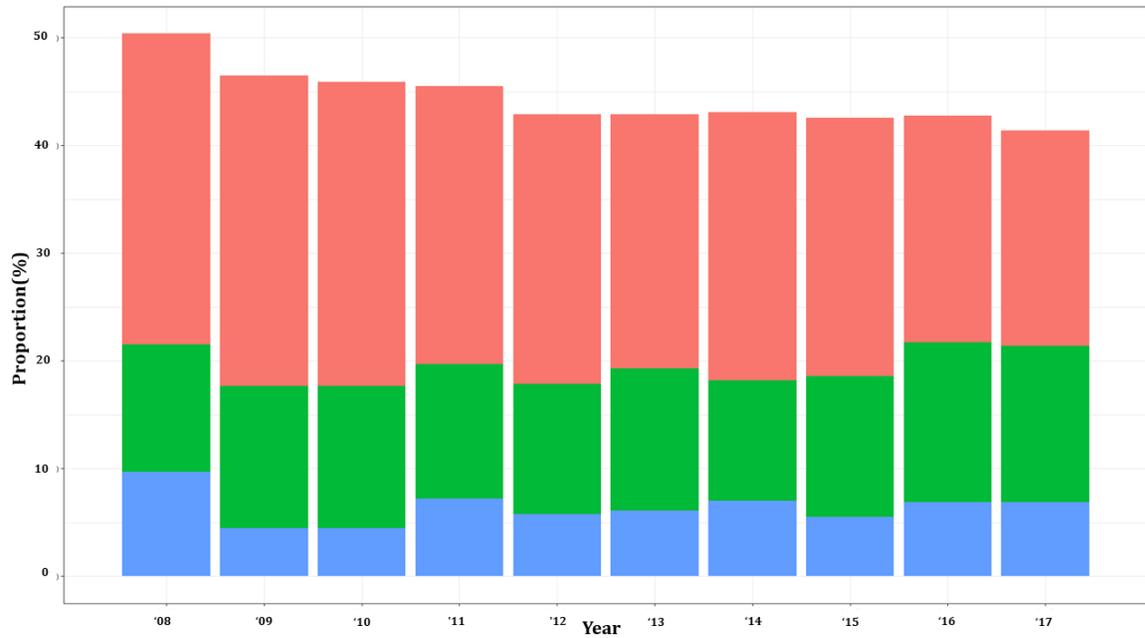
(단위: 원)

연도	25%	50%	75%	95%	99%
2008	3,700	57,614	294,922	1,502,345	4,275,014
2009	6,600	78,600	334,023	1,629,199	4,591,501
2010	8,279	90,785	368,423	1,772,077	4,622,061
2011	9,000	98,135	402,102	1,919,830	4,952,067
2012	13,200	111,500	458,760	2,102,430	4,976,118
2013	14,900	121,357	468,801	2,188,255	5,266,561
2014	16,287	125,512	466,637	2,187,310	5,077,850
2015	17,142	129,953	480,995	2,237,693	5,261,776
2016	20,300	152,860	537,926	2,510,110	5,904,710
2017	25,517	164,888	578,902	2,520,247	5,879,084

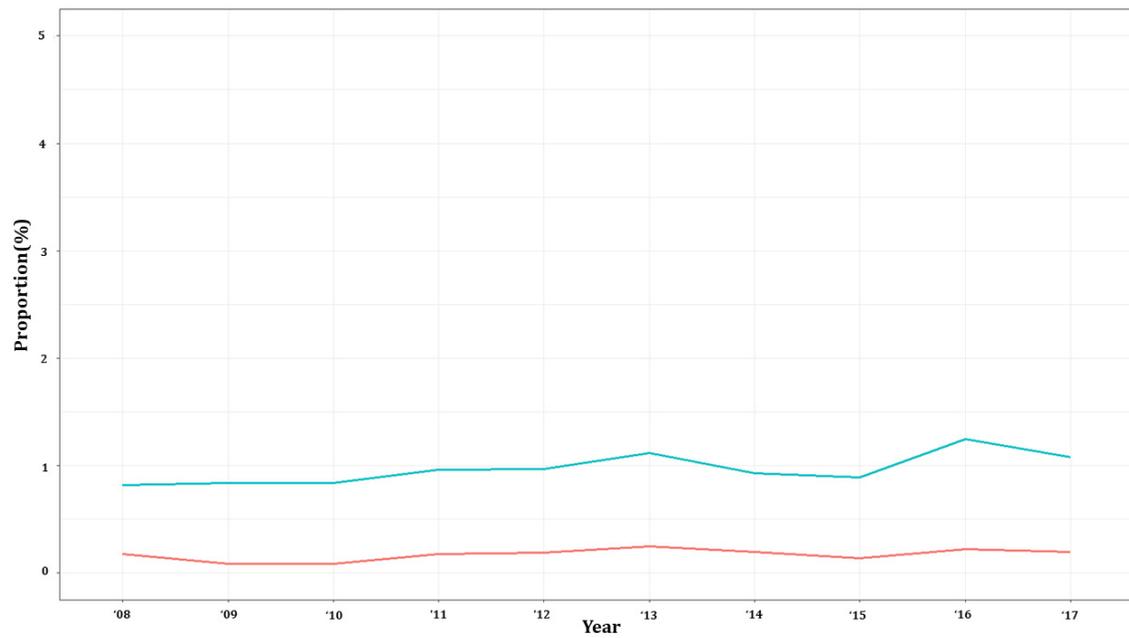
[표 2] 고지출 환자의 본인부담 의료비 지출이 전체 본인부담 의료비 지출에서 차지하는 비중과 전체 인구에서 차지하는 비율

(단위: %)

연도	의료비			비율		
	상위 5%	500만원	1000만원	상위 5%	500만원	1000만원
2008	50.4	21.5	9.7	5.00	0.82	0.18
2009	46.5	17.7	4.5	5.00	0.84	0.09
2010	45.8	17.7	4.5	5.00	0.84	0.09
2011	45.4	19.7	7.2	5.00	0.96	0.18
2012	42.9	17.8	5.8	5.00	0.97	0.19
2013	42.9	19.3	6.1	5.00	1.12	0.25
2014	43.1	18.2	7.0	5.00	0.93	0.20
2015	42.7	18.6	5.5	5.00	0.89	0.14
2016	42.8	21.7	6.9	5.00	1.25	0.22
2017	41.3	21.4	6.9	5.00	1.08	0.20



A. 고지출 환자가 지출한 본인부담 의료비가 전체 본인부담 의료비에서 차지하는 비율(%) 상위 5% (■), 연 500만원(■), 연 1000만원(■)의 세 가지 기준을 이용하였다.



B. 고지출 환자가 전체 인구에서 차지하는 비율(%) 상위 5%의 경우 모든 해에서 5%이기 때문에 별도로 표시하지 않았다(연 500만원 ■, 연 1000만원 ■)

[그림 3] 고지출 환자가 지출한 본인부담 의료비 지출이 전체 본인부담 의료비 지출에서 차지하는 비중과 전체 인구에서 차지하는 비율

2. 고지출 환자의 특성

본인부담 의료비의 관점에서 봤을 때도 상위 5% 고지출 환자가 전체 진료비의 절반 정도를 차지하고 있어, 상위 5%를 고지출 환자로 정의하고 이들의 특성이 어떻게 변화하였는지 알아보았다. 한국의료패널조사는 2008년에서 2017년까지의 자료를 제공하고 있으므로 2008년과 2017년을 비교하는 것이 최대한 긴 시기를 추적 관찰한다는 점에서 유리한 점이 있으나, 미충족 의료필요나 주관적 건강수준 같이 한국의료패널조사에서만 취득 가능한 주관적 지표를 충분히 활용하기 위해서 2008년 대신 2011년과 2017년을 비교하였다. 고지출 환자와 그렇지 않은 사람들은 인구학적 특성과 건강 관련 특성 모두에서 차이가 있었다. 본인부담 의료비를 기준으로 했을 때 고지출 환자와 비-고지출 군의 특성은 6년이 지나는 사이에 크게 변하지 않았다. 주목할 정도로 변화가 있었던 특성은 연령과 가족 형태였다. 전반적으로 젊은 연령대에서는 안정되어 있었으나 가장 고지출 환자의 비중이 높은 연령대가 2011년 60대에서 2017년 70대로 이동하여 시간에 따른 변화를 반영하고 있었다. 가족 형태는 고지출 환자에서 1인 가구가 0.2% 증가하고 2세대 가구가 0.2% 감소한 것 이외 큰 변화가 없었으나, 비-고지출 군에서는 1인 가구와 1세대 가구가 상당히 늘고 2세대, 3세대 가구가 감소하는 양상을 보였다. 고지출 환자들이 가족을 통해 어떤 지지를 받고 있는지는 평가하기 어려웠으나 시간에 따른 가족 형태의 변화가 지출 양상에 영향을 주었을 것으로 짐작할 수 있었다. 거주 지역의 경우 전라북도의 고지출 환자 비율이 상당히 낮아진 반면, 광역시로는 대구광역시, 광주광역시, 울산광역시가, 도로는 경상남도과 충청북도에서 고지출 환자의 비중이 높아졌다.

건강 관련 특성에서 미충족 의료필요는 시간에 따라 크게 변하지 않았으나 고지출 환자에서 특별히 더 높은 양상을 보이지 않았다. 주관적 건강수준 역시 시간에 따른 변화가 별로 없었으나, 미충족 의료필요와는 다르게 주관적 건강수준이 나빠질 수록 고지출 환자의 비중이 유의미한 수준으로 증가하는 것을 알 수 있었다. 입원 여부 역시 시간에 따른 변화는 두드러지지 않았으나 일단 입원 경험이 있는 경우 고지출 환자일 확률이 40%가 넘는 것으로 나타나 입원이 고지출의 주요한 결정 요인임을 짐작하게 했다. 평균 재원일수의 경우 고지출 환자에서만 2.2배 정도 증가하였으나 비-고지출군과의 상대비율은 거의 변화하지 않았다. 마찬가지로 외래 방문횟수는 역시 고지출 환자와 비-고지출 군 모두에서 시간에 따라 거의 변화하지 않았다(표 3).

[표 3] 비-고지출 환자와 비교한 고지출 환자의 특성

(단위: %)

미충족 의료필요 지표와 주관적 건강수준 지표가 측정되지 않은 2008-2010년 조사 대신 2011년 자료와 2017년 자료를 비교하였다. 추정치는 소숫점 아래 한 자리까지, 표준오차는 소숫점 아래 세 자리까지 괄호 안에 표기하였다.

	2011년			2017년		
	non-HC	HC	비율	non-HC	HC	비율
인구학적 특성						
성별						
남성	47.9(0.004)	2.2(0.001)	4.3	48.0(0.005)	2.1(0.001)	4.2
여성	47.1(0.004)	2.8(0.001)	5.7	47.0(0.005)	2.9(0.001)	5.8
연령(세)						
< 20	21.6(0.003)	0.4(0.001)	2.0	18.1(0.003)	0.2(0.000)	1.3
20-29	13.1(0.003)	0.3(0.001)	2.4	13.0(0.003)	0.3(0.001)	2.2
30-39	15.8(0.003)	0.4(0.001)	2.3	14.4(0.004)	0.4(0.001)	2.9
40-49	16.8(0.003)	0.7(0.001)	4.1	16.1(0.003)	0.7(0.001)	4.3
50-59	13.2(0.003)	1.1(0.001)	7.8	15.0(0.003)	1.2(0.001)	7.6
60-69	7.5(0.002)	1.1(0.001)	12.7	9.9(0.002)	1.0(0.001)	9.2
70-79	5.6(0.002)	0.8(0.001)	12.3	5.7(0.002)	0.7(0.001)	11.6
≥ 80	1.4(0.001)	0.2(0.000)	11.0	2.8(0.001)	0.3(0.000)	10.6
소득 분위 (1: 가장 낮은 오분위, 5: 가장 높은 오분위)						
1	9.5(0.002)	0.6(0.001)	6.3	9.0(0.002)	0.6(0.001)	6.3
2	16.8(0.003)	1.0(0.001)	5.7	15.9(0.003)	0.9(0.001)	5.3
3	22.8(0.004)	1.0(0.001)	4.1	22.3(0.004)	1.0(0.001)	4.5
4	22.8(0.004)	1.0(0.001)	4.4	24.1(0.004)	1.1(0.001)	4.3
5	23.1(0.004)	1.3(0.001)	5.4	23.7(0.004)	1.4(0.001)	5.5
교육 수준						
무학	33.4(0.004)	2.3(0.001)	6.5	28.1(0.004)	1.8(0.001)	6.1
중졸 미만	28.1(0.004)	1.4(0.001)	4.8	27.3(0.004)	1.6(0.001)	5.6
대졸 미만	8.3(0.003)	0.2(0.000)	2.6	8.4(0.003)	0.2(0.000)	2.0
대졸 이상	25.1(0.004)	1.0(0.001)	3.9	31.1(0.004)	1.4(0.001)	4.3
건강보장의 형태						
건강보험	90.8(0.002)	4.8(0.002)	5.0	91.8(0.002)	4.9(0.002)	5.1
의료급여	4.1(0.002)	0.2(0.003)	4.6	3.0(0.002)	0.1(0.000)	1.8
기타	0.1(0.003)	0.0(0.000)	6.5	0.2(0.001)	0.0(0.000)	0.0
경제활동 여부						
예	45.6(0.004)	2.3(0.001)	4.9	49.4(0.005)	2.7(0.002)	5.3
아니오	34.4(0.004)	2.5(0.001)	6.6	32.4(0.004)	2.1(0.001)	6.2
해당 없음	15.0(0.003)	0.2(0.000)	1.5	13.2(0.003)	0.1(0.001)	1.0
가족 형태						
1인 가구	4.8(0.002)	0.4(0.001)	8.0	8.3(0.002)	0.6(0.001)	6.4
1세대 가구	11.5(0.002)	1.3(0.001)	10.3	14.4(0.003)	1.3(0.001)	8.3
2세대 가구	69.5(0.004)	2.9(0.001)	4.0	65.5(0.004)	2.7(0.002)	4.0
3세대 가구(4세대 가구 포함)	9.2(0.002)	0.4(0.000)	3.7	7.0(0.002)	0.3(0.000)	4.3

	2011년			2017년		
	non-HC	HC	비율	non-HC	HC	비율
거주 지역						
서울특별시	19.1(0.004)	1.0(0.001)	5.2	18.0(0.004)	0.8(0.001)	4.5
부산광역시	6.6(0.002)	0.3(0.000)	5.0	6.2(0.002)	0.3(0.000)	4.5
대구광역시	5.1(0.002)	0.2(0.000)	3.3	4.7(0.002)	0.2(0.000)	4.8
인천광역시	5.5(0.002)	0.3(0.000)	4.6	5.7(0.002)	0.2(0.000)	3.7
광주광역시	3.1(0.002)	0.2(0.000)	5.0	2.9(0.002)	0.2(0.001)	6.8
대전광역시	3.0(0.002)	0.1(0.000)	4.3	2.9(0.001)	0.1(0.000)	4.1
울산광역시	2.2(0.001)	0.1(0.000)	3.4	2.0(0.001)	0.1(0.000)	4.9
세종특별자치시	-	-	-	0.3(0.001)	0.0(0.000)	1.9
경기도	21.8(0.003)	1.2(0.001)	5.1	23.4(0.004)	1.2(0.000)	5.1
강원도	2.9(0.001)	0.2(0.000)	5.1	3.0(0.001)	0.1(0.001)	3.1
충청북도	2.7(0.001)	0.2(0.000)	6.4	2.7(0.001)	0.2(0.000)	7.9
충청남도	4.0(0.002)	0.2(0.000)	5.3	4.0(0.002)	0.2(0.000)	5.4
전라북도	3.4(0.002)	0.3(0.000)	7.2	3.6(0.002)	0.2(0.000)	4.2
전라남도	3.4(0.001)	0.2(0.000)	5.7	3.2(0.001)	0.2(0.000)	6.0
경상북도	4.9(0.001)	0.2(0.000)	4.7	5.0(0.002)	0.3(0.000)	5.2
경상남도	6.2(0.002)	0.3(0.000)	4.4	6.2(0.002)	0.4(0.001)	5.9
제주특별자치도	1.2(0.001)	0.1(0.000)	4.3	1.3(0.001)	0.1(0.000)	4.2
건강 관련 특성						
미충족 의료필요						
아니오	80.3(0.004)	5.1(0.0021)	6.0	83.9(0.004)	5.4(0.002)	6.0
예	13.7(0.003)	0.8(0.001)	5.4	10.0(0.003)	0.6(0.001)	6.1
주관적 건강수준						
매우 좋음	7.6(0.003)	0.2(0.000)	2.8	5.4(0.003)	0.2(0.001)	3.2
좋음	37.1(0.005)	1.5(0.001)	3.9	37.9(0.005)	1.4(0.001)	3.6
보통	38.6(0.005)	2.4(0.001)	6.0	40.2(0.005)	2.9(0.002)	6.8
나쁨	9.7(0.003)	1.5(0.001)	13.8	9.5(0.003)	1.4(0.001)	12.9
매우 나쁨	1.1(0.001)	0.3(0.001)	21.2	0.8(0.001)	0.2(0.000)	16.2
입원 여부						
아니오	84.2(0.004)	2.1(0.001)	2.4	82.6(0.005)	1.8(0.001)	2.1
예	8.2(0.003)	5.5(0.003)	40.2	9.3(0.003)	6.3(0.005)	40.3
평균 재원일수(일)	0.1(0.008)	3.5(0.782)	-	0.2(0.014)	7.7(4.355)	-
외래 방문횟수(건)	39.4(1.017)	72.7(4.437)	-	40.8(1.061)	72.2(3.233)	-

이 특성들을 활용하여 다변량 로지스틱 회귀분석을 수행했을 때도 표 3에서 나타난 일반적 특성에서 드러나지 않았던 다른 특성이 나타났다. 2011년 남성이 고지출 환자가 될 가능성이 높았던 반면, 2017년에는 여성이 높았다. 연령의 경우 2011년에는 20대 미만이 가장 높았으나 2017년에는 50대가 가장 높았다. 소득의 경우 소득 수준이 높아질수록 고지출 환자가 될 가능성이 높아져 지출 능력과 고지출이 연결되어 있음을 시사하고 있었다. 교육 수준의 경우 2011년에는 대졸 미만이 두드러지지 않았으나, 2017년에는 대졸 미만이 고지출 환자가 될 가능성이 매우 컸는데 이는 시간에 따른 일종의

코호트 효과가 반영된 것으로 해석할 수 있다. 경제활동의 경우에도 2011년에는 경제활동을 하는 경우에 고지출 환자가 될 가능성이 높았으나 2017년에는 반대였는데 이는 연령에서 나타나는 세대 이동과 은퇴의 영향으로 보인다. 지역으로 봤을 때 시로는 인천광역시, 광주광역시, 대전광역시, 세종특별자치시가 높았고, 도로는 충청북도와 경상남도가 높았는데 이들이 모두 2011년에는 고지출환자의 거주지가 아니었던 점이 특기할 만하다. 미충족 의료필요는 2011년에는 있으면 고지출 환자일 가능성이 낮았지만, 2017년에는 높았다. 주관적 건강수준은 대체로 기술적 분석과 비슷하였으나 2017년 매우 나쁨의 경우 결과가 명확하지 않았다. 입원 여부는 2011년에 비해 2017년에 고지출 환자와의 상관관계가 커졌으나, 평균 재원일수는 상관관계가 다소 작아졌다(표 4).

[표 4] 고지출 환자에 대한 다변량 로지스틱 회귀분석 결과

	2011년	2017년
	오즈비 (95% 신뢰구간)	오즈비 (95% 신뢰구간)
인구학적 특성		
성별		
남성	1	1
여성	0.931 (0.905-0.957)	1.113 (1.089-1.139)
연령(세)		
< 20	1	1
20-29	0.432 (0.358-0.521)	0.629 (0.531-0.747)
30-39	0.276 (0.231-0.330)	0.895 (0.757-1.060)
40-49	0.336 (0.283-0.400)	1.272 (1.079-1.504)
50-59	0.565 (0.476-0.671)	1.354 (1.150-1.598)
60-69	0.879 (0.741-1.044)	1.049 (0.890-1.237)
70-79	0.494 (0.417-0.588)	1.012 (0.859-1.195)
≥ 80	0.481 (0.403-0.576)	0.740 (0.627-0.875)
소득 분위 (1: 가장 낮은 오분위, 5: 가장 높은 오분위)		
1	1	1
2	1.504 (1.449-1.561)	1.511 (1.466-1.557)
3	1.760 (1.685-1.839)	1.493 (1.443-1.546)
4	2.227 (2.124-2.336)	2.002 (1.923-2.084)
5	2.623 (2.494-2.758)	2.283 (2.191-2.379)
교육 수준		
무학	1	1
중졸 미만	1.019 (0.984-1.055)	1.004 (0.976-1.033)
대졸 미만	1.023 (0.916-1.142)	2.911 (2.688-3.152)
대졸 이상	1.224 (1.164-1.287)	1.111 (1.068-1.156)
건강보장의 형태		
건강보험	1	1
의료급여	0.238 (0.226-0.250)	0.059 (0.055-0.062)

	2011년	2017년
	오즈비 (95% 신뢰구간)	오즈비 (95% 신뢰구간)
기타	0.000 (0.000-0.000)	0.000 (0.000-0.000)
경제활동 여부		
예	1	1
아니오	0.9763 (0.936-0.991)	1.176 (1.188-1.244)
가족 형태		
1인 가구	1	1
1세대 가구	0.845 (0.811-0.879)	1.074 (1.043-1.107)
2세대 가구	0.749 (0.736-0.796)	0.767 (0.743-0.792)
3세대 가구(4세대 가구 포함)	0.640 (0.607-0.676)	0.543 (0.515-0.573)
거주 지역		
서울특별시	1	1
부산광역시	0.625 (0.591-0.661)	0.642 (0.610-0.676)
대구광역시	0.659 (0.618-0.701)	0.819 (0.774-0.863)
인천광역시	0.603 (0.562-0.645)	1.074 (1.018-1.134)
광주광역시	0.938 (0.866-1.015)	1.231 (1.161-1.305)
대전광역시	0.874 (0.810-0.942)	1.070 (1.008-1.135)
울산광역시	0.607 (0.550-0.669)	0.853 (0.791-0.920)
세종특별자치시	-	1.188 (1.161-1.305)
경기도	0.940 (0.866-1.015)	0.843 (0.809-0.879)
강원도	0.348 (0.320-0.378)	0.994 (0.930-1.063)
충청북도	0.996 (0.924-1.072)	1.100 (1.034-1.170)
충청남도	0.779 (0.731-0.830)	0.647 (0.611-0.684)
전라북도	0.819 (0.771-0.869)	0.668 (0.634-0.704)
전라남도	0.362 (0.341-0.384)	0.640 (0.608-0.673)
경상북도	0.471 (0.442-0.502)	1.022 (0.972-1.075)
경상남도	0.667 (0.631-0.704)	1.242 (1.186-1.302)
제주특별자치도	0.724 (0.664-0.789)	0.779 (0.731-0.830)
건강 관련 특성		
미충족 의료필요		
아니오	1	1
예	0.765 (0.736-0.796)	1.053 (1.018-1.089)
주관적 건강수준		
매우 좋음	1	1
좋음	1.425 (1.311-1.550)	1.053 (1.042-1.233)
보통	1.521 (1.401-1.652)	1.445 (1.331-1.570)
나쁨	1.765 (1.625-1.920)	1.849 (1.701-2.012)
매우 나쁨	2.850 (2.590-3.138)	0.927 (0.846-1.017)
입원 여부		
아니오	1	1

	2011년	2017년
	오즈비 (95% 신뢰구간)	오즈비 (95% 신뢰구간)
예	4.375 (4.220-4.535)	6.895 (6.709-7.085)
평균 재원일수(일)	1.761 (1.738-1.785)	1.402 (1.391-1.413)
외래 방문횟수(건)	1.011 (1.010-1.011)	1.009 (1.009-1.009)

고지출 환자가 진료를 받은 주된 질병은 시간에 따라 다소 변화하였다. 입원의 경우 2011년에는 기타 추간판장애 환자가 가장 많았으며, 이어 기타 관절염, 대장암, 식도암, 간암, 뇌경색증, 위암, 유방암, 뇌졸중, 신부전 등의 비율이 높았다. 이 중 기타 추간판장애, 기타 관절염이 평균 200만원이 넘는 지출을 보였다. 2017년에는 뇌성마비 환자가 가장 많았으며, 이어 기타 관절증, 유방의 악성신생물, 어깨병변, 기타 추간판장애, 위암, 기타 척추병증, 결장암, 뇌경색증, 기타 백내장 순이었다. 2011년과 2017년 모두 상위 상병에 포함된 질환은 기타 추간판장애, 결장암, 위암, 유방암, 뇌경색증이었는데 기타 추간판장애, 결장암, 위암은 평균 지출이 감소한 반면, 유방암은 2.24배로 증가하였고, 뇌경색증은 거의 차이가 없었다(표 5).

[표 5] 고지출 환자의 질병 양상(입원)

순위	2011			2017		
	진단명(KCD6)	비율(%)	평균 지출(원)	진단명(KCD6)	비율(%)	평균 지출(원)
1	기타 추간판장애(M51)	2.31	2,861,399	뇌성마비(G80)	2.58	27,221
2	기타 관절염(M13)	1.88	2,130,698	기타 관절증(M19)	2.24	2,120,317
3	결장, 직장구불결장 이행부, 직장의 악성신생물(C18-C20)	1.84	661,223	유방의 악성신생물(C50)	1.92	1,313,104
4	식도의 악성신생물(C15)	1.15	1,247,756	어깨병변(M75)	1.46	1,683,956
5	간 및 간내 담관의 악성신생물(C22)	1.12	1,432,970	기타 추간판장애(M51)	1.37	2,460,744
6	뇌경색증(I63)	1.09	1,382,527	위의 악성신생물(C16)	1.29	611,453
7	위의 악성신생물(C16)	1.00	898,274	기타 척추병증(M48)	1.29	3,220,655
8	유방의 악성신생물(C50)	0.99	583,986	결장의 악성신생물(C18)	1.25	646,479
9	뇌내출혈, 출혈 또는 경색증으로 명시되지 않은 뇌졸중(I61, I64)	0.97	1,752,203	뇌경색증(I63)	0.72	1,397,952
10	신부전(N17-N19)	0.95	1,424,308	기타 백내장(H26)	0.67	1,758,404

* 비율은 해당 연도에 입원한 경험이 있었던 환자 중 비율을 의미하며, 동일한 상병으로 여러 번 입원한 경우에도 각각의 입원으로 보고 산출하였다. 평균 지출은 수납 시 지출한 비용이며 2011년 가격은 2017년 가격으로 보정하고 소수점 이하는 반올림하였다.

외래의 경우 2011년에는 기타 관절염 환자가 가장 많았으며, 급성 비인두염[감기], 치아우식, 본태성고혈압, 기타 추간판장애, 등통증, 신부전, 기타 척추병증, 치은염 및 치주질환, 당뇨병 등의 비율이 높았다. 2017년에는 기타 관절증 환자가 가장 많았으며, 달리 분류되지 않은 기타 연조직 장애, 급성

비인두염[감기], 본태성고혈압, 기타 척추병증, 치은염 및 치주질환, 치아우식, 등통증, 상세불명의 신부전, 기타 추간판장애 등이 흔했다. 외래의 특성을 반영하듯 적게는 5천원 정도에서 많아도 5만원 이내를 부담하고 있었으나, 치아우식과 치은염 및 치주질환은 2011년에는 각각 24만 6천원, 22만원 가량, 2017년에도 28만 6천원, 26만 6천원 정도를 지출하여 단일 외래 방문으로 가장 부담이 큰 것으로 나타났다. 2011년과 2017년 모두 상위 상병에 포함된 질환은 앞서 언급한 치과 질환을 제외하면 급성 비인두염[감기], 본태성고혈압, 기타 추간판장애, 등통증, 신부전, 기타 척추병증이었는데 급성 비인두염[감기], 등통증, 기타 척추병증은 평균 지출이 증가하였고, 신부전, 본태성고혈압, 기타 추간판장애는 거의 차이가 없었다. 이중 기타 척추병증은 근골격계의 NOS 코드에 해당하는 것으로 거의 2배에 가까운 증가폭을 보였다(표 6).

[표 6] 고지출 환자의 질병 양상(외래)

순위	2011			2017		
	진단명(KCD6)	비율 (%)	평균 지출(원)	진단명(KCD6)	비율 (%)	평균 지출(원)
1	기타 관절염(M13)	1.27	10,511	기타 관절증(M19)	1.36	16,297
2	급성 비인두염[감기](J00)	0.97	5,150	달리 분류되지 않은 기타 연조직 장애(M79)	0.81	23,812
3	치아우식(K02)	0.79	246,031	급성 비인두염[감기](J00)	0.79	7,156
4	본태성고혈압(I10)	0.77	9,210	본태성고혈압(I10)	0.65	9,401
5	기타 추간판장애(M51)	0.64	36,939	기타 척추병증(M48)	0.58	32,587
6	등통증(M54)	0.60	15,168	치은염 및 치주질환(K05)	0.54	265,870
7	신부전(N17-N19)	0.56	17,977	치아우식(K02)	0.51	285,947
8	기타 척추병증(M48)	0.55	16,563	등통증(M54)	0.38	20,604
9	치은염 및 치주질환(K05)	0.41	220,758	상세불명의 신부전(N19)	0.52	15,567
10	당뇨병(E10-E14)	0.33	16,392	기타 추간판장애(M51)	0.32	34,320

* 비율은 해당 연도에 외래 방문이 있었던 환자 중 비율을 의미하며, 같은 상병으로 여러 번 외래를 방문한 경우에도 각각의 외래 방문으로 보고 산출하였다. 평균 지출은 수납 시 지출한 비용이며 2011년 가격은 2017년 가격으로 보정하고 소수점 이하는 반올림하였다.

IV. 고찰

재난적 의료비(catastrophic health expenditure)의 관점에서 의료비 지출에 대한 여러 연구가 이루어 졌고, 건강보험 재정의 관점에서 건강보험 표본자료를 이용하여 고액진료비 환자의 추이와 특성을 파악한 연구들도 일부 진행된 바 있다(정영일 등, 2017; 정서현, 장호연, 강길원, 2018). 최근 스위스 바젤에서 열린 세계보건경제학회(International Health Economics Association)에서 여러 국가의 자료를 모아 고필요, 고지출 환자에 대한 연구를 진행하려는 HNHC Collaborator가 초기 분석 결과를 발표한 것에서 알 수 있듯, 고필요, 고지출 환자(high need, high cost patient)에 대한 연구가 국내외에서 이제 막 시작되는 상황이다.

이 연구에서는 2008년부터 2017년까지 10년 동안의 한국의료패널조사 자료를 이용하여 고지출 환자의 비율과 그들이 차지하는 의료비의 부담 비율을 추정하고, 이들이 어떤 특성을 갖고 있는지 확인하였다. 본인부담 의료비의 관점에서 보았을 때 시간에 따라 본인부담 의료비의 분포는 서서히 우측으로 옮겨가고 있었고, 낮은 백분위에서 지출 증가 속도가 빨랐다. 2008년과 비교했을 때 2017년에 500만원 이상 지출한 환자의 비율은 0.82%에서 1.08%로 30% 정도 증가하였고, 1000만원 이상 지출에서는 0.18%에서 0.20%로 변화하여 별다른 차이가 없었다.

상위 5%를 기준으로 삼았을 때 고지출 환자의 특성은 시간에 따라 크게 변하지 않았다. 하지만 같은 사람들이 시간이 흐르면서 반복적으로 측정되는 패널조사의 특성을 반영하듯 고지출 환자의 비율이 가장 높은 연령대가 2011년 60대였다가 2017년에는 70대로 바뀌었다. 미충족 의료필요는 기대와는 다르게 고지출 환자라고 해서 대단히 높지 않았던 반면, 주관적 건강수준은 나빠지는 만큼 고지출 환자가 될 가능성이 높아지고 있었다. 외래에 비해 입원은 횟수와 무관하게 해당 사건이 있는 것만으로도 고지출 환자가 될 오즈가 2017년 기준 6배 이상 높았다. 외래 방문횟수는 2017년 기준 10회 증가할 때마다 고지출 환자가 될 오즈가 1.09배 증가하여 입원에 비해 미미한 영향력을 보였다.

질병양상을 살펴보면 입원의 경우 암, 뇌졸중, 근골격계 질환이 흔했고 지금까지의 보장성 강화정책을 반영하듯 유방암 정도를 제외하면 대체로 평균 지출이 감소하는 추세였다. 외래의 경우 감기, 치과 질환, 근골격계 질환이 많았으며 대부분 평균 지출에 큰 변화가 없었지만 치과 질환의 경우 이전이나 지금이나 한 번 병원에 방문할 때마다 20만원이 넘는 지출을 하고 있었다. 또한 기타 척추병증의 경우 2011년에 비해 2017년에 상당한 평균 지출 증가를 보였는데, 여기에는 민간보험이 기여하고 있을 것으로 추정된다. 다만 구체적으로 어떤 이유로 영향을 미쳤는지에 대해서는 자료의 한계로 인해 분석하지 못했다.

이 연구는 정서현 등(2018)의 짝 연구라는 점에서 해당 연구(이하 “선행 연구”)의 결과와 조금 더 면밀하게 비교해 볼 필요가 있다. 우선 건강보험 표본자료는 청구가 발생한 사람을 포함하고 있다는 점에서 의료이용이 없었던 사람을 제외한 모집단을 갖게 된다. 한국의료패널조사의 연간 자료에서

의료비 지출이 없는 인구가 해마다 다르지만 14~22% 사이라는 점을 고려하면 의료비 백분위가 같더라도 두 연구에서 지칭하게 되는 인구집단이 다르게 된다. 예를 들어 20%의 인구가 의료이용을 하지 않았던 경우 의료이용자 중 99 백분위는 전체 인구 대비 992 천분위(99.2 백분위)가 된다. 이런 차이는 분위가 내려갈수록 더 커져서 75 백분위의 경우 전체 인구집단 대비 80 백분위, 50 백분위는 60 백분위에 해당하게 된다. 이런 차이 때문에 똑같은 분위수를 사용하였지만 같은 백분위의 자료를 그냥 붙여서 해석하기는 다소 어려운 면이 있다. 그럼에도 불구하고 주목할만한 지점은 전체 인구집단 대비 96 백분위에 해당하는 정서현 등(2018)의 95 백분위 진료비 추정액이 이 연구에서 산출한 95 백분위 본인부담 의료비 추정액보다도 작다는 것이다. 보장의 분포가 불균등하다는 점을 고려하더라도 급여를 중심으로 하는 본인부담상한제가 제대로 작동하기 어렵다는 점을 짐작할 수 있다. 재난적 의료비의 기준을 소득의 5%, 10%로 생각하면 2017년 상위 5 백분위에 해당하는 사람은 가구 소득이 각각 연 5,040만원, 2,520만원을 넘지 않으면 재난적 의료비가 발생하는 것으로 볼 수 있다(Wagstaff and Doorslaer, 2003; Doorslaer, Koolman, and Jones, 2004). 한국의료패널조사 2017년 기준 고지출 환자의 평균 소득은 2,681만원이기 때문에 이 중 상당수가 건강보험 청구자료의 틀로는 잘 포착되지 않는 재난적 의료비를 경험하고 있을 개연성이 크다.

선행 연구에서 고액진료비 환자가 차지하는 진료비의 비중은 기준에 따라 조금씩 다르지만 대체로 증가하고 있는데, 이 연구에서 추정한 전체 본인부담 의료비 중 고지출 환자가 차지하는 진료비의 비중은 느리지만 대체로 감소하고 있는 것은 전반적인 건강보험 보장성 강화 정책의 효과가 부분적으로나마 있다는 사실을 시사한다. 500만원, 1000만원 기준으로는 비중이 크게 변한 것처럼 보이지 않지만 그를 제외한 상위 5% 지출이 차지하는 비중이 상당히 줄어들고 있는 점은 고무적이다. 다만, 매우 장기간 입원하는 등의 이유로 매우 진료비가 커지는 상황의 환자는 청구자료를 기반으로 하는 건강보험 표본자료에는 포함되지만, 조사를 통해 자료를 수집하는 한국의료패널조사에서는 중증도가 매우 높은 환자가 잘 포착되지 않는다는 점에서 극단치, 특히 1000만원 이상 지출하는 고지출 환자에 대한 추정은 부정확할 가능성이 적지 않다.

또 하나 검토해볼 만한 지점은 고지출 환자의 질병 양상이다. 분석의 대상이 된 연도가 완전히 일치하지 않고, 선행 연구에서는 입원과 외래를 묶어서 질병을 산출하고 있기는 하지만 해당 연구에서 비교적 높은 비용을 지출하는 질병인데 이 연구에서는 그렇지 않은 경우 비교적 보장성이 높은 질환군으로, 반대로 둘 모두에서 등장하는 경우 국민건강보험공단과 환자 모두에게 부담이 되는 질환군으로 이해할 수 있다. 선행 연구의 2015년 명단에 등장하는 질환 중 이 연구의 명단에 등장하지 않는 것은 치매, 담석증과 담낭염, 기타 호흡기 질환, 충수돌기염, 기타 및 상세불명 부위의 이차성 악성 신생물, 전도 장애와 부정맥이다. 이 중 중증 치매는 산정특례를 통해 본인부담금이 상당히 낮아져 있고, 장기요양보험을 통해 돌봄과 관련된 서비스도 비교적 낮은 비용으로 접근할 수 있다. 담석증과 담낭염, 충수돌기염은 치료가 비교적 표준화되어 있고 후자의 경우에는 포괄수가제 7개 질병군에도 포함되어

있어 본인부담 의료비가 높기 어려운 질환군이다. 기타 및 상세불명 부위의 이차성 악성 신생물, 전도 장애와 부정맥은 4대 중증질환 보장성 강화 계획에 포함된 질환군이다. 이런 이유로 해당 질환군은 전체 의료비 관리의 차원에서는 부담이 되지만 환자의 입장에서는 비교적 부담이 크지 않은 것으로 볼 수 있다. 선행 연구에는 나타나지 않지만 이 연구에서 주로 등장했던 질환군으로는 기타 관절증, 어깨병변, 기타 추간판장애, 기타 척추병증 등 근골격계 질환, 뇌성마비 등이 있다. 근골격계 질환은 생명에 영향을 준다기보다는 민간의료보험과 관련된 통상적이지 않은 의료이용행태로 인해 발생했을 가능성이 커 보인다. 특히 이런 질병으로 부담하고 있는 평균 지출이 어깨병변의 168만원에서 기타 척추병증은 322만원에 달한다는 점에서 민간의료보험과 연결된 도수치료, 근골격계 영상검사(주로 MRI) 등이 영향을 미치고 있을 것으로 보인다. 뇌성마비의 경우 빈도는 높지만 본인부담 의료비가 크지 않고, 2017년 처음 등장하는 것으로 보아 입원과 재활치료를 병행하는 그즈음의 진료 양상이 반영된 것으로 보인다. 반대로 양쪽 모두에서 등장하는 위암, 유방암, 결장암 등의 암 질환과 뇌경색증은 여러 보장성 강화 정책에도 불구하고 여전히 환자의 부담이 남아있는 것으로 해석할 수 있다. 외래에서도 비슷하게 근골격계 질환들이 주로 나타나며, 민간의료보험과 관련된 이상한 의료이용 행태는 이쪽에서 더 크게 문제가 되고 있을 것으로 보인다. 선행 연구에서는 의과 자료만을 이용하였기 때문에 외래 분석 결과에서 나타난 치과 질환에 대해서는 비교가 어려웠다. 다만, 충치 치료와 관련하여 2019년 12세 이하 아동에서 레진 등의 재료가 급여 범위 안에 들어오기는 했지만 인레이, 크라운 등 비급여의 영역이 넓게 남아있고 분석의 대상이 된 2008-2017년에는 그러한 혜택이 크지 않았기 때문에 적어도 외래 진료의 관점에서 치과 치료는 상당한 부담이 되고 있을 것으로 보인다.

이 연구는 기존에 건강보험공단 청구자료로는 파악할 수 없는 환자들이 직접 부담하는 비급여 의료비와 본인부담금을 중심으로 최근의 고필요, 고지출에 대한 논의를 포섭하고 검토했다는 데 의의가 있다. 자료의 제한으로 인해 충분한 검토가 이루어졌다고 보기는 어려우나 10년에 가까운 자료를 이용하여 시계열적으로 고지출 환자의 시간에 따른 추이와 특성을 확인하였다는 의의가 있다. 하지만 표본수가 그리 많지 않은 패널조사 자료를 통해 한국 사람 전체의 의료비 분포를 추정하려고 했다는 점에서 대표성과 추정의 문제가 남는다. 또한, 건강보장의 목표를 너르게 보아 보건의료 필요의 충족까지로 본다면 서두에서도 언급했듯 의료비로 포착되는 필요(need)는 실현된 필요에 해당하는 것이기 때문에 고필요를 얘기하기에는 시작부터 한계가 있다.

2010년 즈음부터 인기를 끌었던 가치 기반 보건의료(value-based healthcare)가 그다지 성공적이지 못하면서 의료의 질을 높이기 위한 구체적인 관리 대상을 특정한다는 차원에서 고필요, 고지출 환자가 주목받고 있다. 재정적 지속가능성이나 효율적 관리의 패러다임을 넘어 사람들의 삶을 보호하기 위한 건강보장의 기본 원칙인 실질적 재정 보호(financial protection)를 달성하기 위한 관점의 분석과 연구가 필요하다.

참고문헌

- 박유경. (2019). **미충족의료 개념의 재정의와 측정: 이용자 중심 관점에서**. 박사학위논문, 서울대학교, 서울.
- 배지영. (2014). 만성질환 보유 노인의 의료비 부담 및 의료 미이용 경험과 건강관련 삶의 질 간 관계에 관한 연구. **사회과학연구**, 25(4), 109-129.
- 서남규, 안수지, 강태욱, 황연희. (2015). 한국의료패널 자료를 활용한 재난적 의료비 발생 가구 분석 연구. **보건경제와 정책연구**, 21(1), 79-102.
- 신상진, 박주연, 송현진, 김윤희, 정예지, 이태진, 배은영. (2013). 국내 질병비용 및 경제성 평가에서 비용 산출에 대한 고찰. **보건경제와 정책연구**, 19(1), 77-92.
- 신현웅, 황도경, 김보연, 정수경, 신동교, 여지영, 박금령, 이슬기. (2014). **건강보험 가치기반 성과보상 지불제도 (VBP) 도입방안(연구보고서 2014-04)**. 세종: 한국보건사회연구원.
- 우경숙, 박찬미, 신영진. (2018). 재난적 의료비 지출이 가구의 빈곤화에 미치는 영향: 재정적 대응의 매개효과를 중심으로. **보건경제와 정책연구**, 24(2), 25-57.
- 이유진, 신정우. (2018). 재난적 의료비 신규 발생 가구의 결정요인 분석. **보건경제와 정책연구**, 24(4), 25-45.
- 이현옥. (2018). 4 대 중증질환 보장성 정책이 환자의 의료이용과 재난적 의료비에 미친 영향: 성향점수매칭과 이중차이분석을 활용하여. **한국사회복지학**, 70(1), 89-116.
- 정서현, 장호연, 강길원. (2018). 건강보험 고액진료비 환자의 추이 및 특성 분석. **보건행정학회지**, 28(4), 352-359.
- 정영일, 김홍수, 이재운, 박정민. (2017). 노인의 보건의료 고이용· 고지출 관련 요인 분석. **보건경제와 정책연구**, 23(4), 83-103.
- 최윤주, 이원영. (2015). 만성질환에 대한 의료보장 사각지대 연구: 잠재적 빈곤가구의 미충족의료 및 과부담의료비 실증분석. **한국사회정책**, 22(4), 161-187.
- 통계청. (2019). CPI 소비자물가지수[웹사이트]. Retrieved October 26, 2019, from: <http://kostat.go.kr/incomeNcpi/cpi/index.action>
- Blumenthal, D., Chernof, B., Fulmer, T., Lumpkin, J., & Selberg, J. (2016). Caring for high-need, high-cost patients—an urgent priority. *New England Journal of Medicine*, 375(10), 909-911.
- Chandra, A., & Garthwaite, C. (2017). The Economics of Indication-Based Drug Pricing. *New England Journal of Medicine*, 377(2), 103-106. <https://doi.org/10.1056>

/NEJMp1704907

- Choudhry, N. K., Rosenthal, M. B., & Milstein, A. (2010). Assessing the evidence for value-based insurance design. *Health Affairs*, 29(11), 1988-1994.
- Commonwealthfund. (2019). High-Need, High-Cost Patient Patients. Retrieved October 30, 2019, from: <https://www.commonwealthfund.org/high-need-high-cost-patients>
- Das, A., Gopalan, S. S., & Chandramohan, D. (2016). Effect of pay for performance to improve quality of maternal and child care in low-and middle-income countries: a systematic review. *BMC public health*, 16(1), 321.
- Doorslaer, E. V., Koolman, X., & Jones, A. M. (2004). Explaining income-related inequalities in doctor utilisation in Europe. *Health economics*, 13(7), 629-647.
- Engineer, C. Y., Dale, E., Agarwal, A., Agarwal, A., Alonge, O., Edward, A., ... & Peters, D. H. (2016). Effectiveness of a pay-for-performance intervention to improve maternal and child health services in Afghanistan: a cluster-randomized trial. *International journal of epidemiology*, 45(2), 451-459.
- Figueroa, J. F., Horneffer, K. E., & Jha, A. K. (2019). Disappointment in the Value-Based Era: Time for a Fresh Approach?. *JAMA*. Published online October 09, 2019. doi:10.1001/jama.2019.15918
- Hayes, S. L., Salzberg, C. A., McCarthy, D., Radley, D. C., Abrams, M. K., Shah, T., & Anderson, G. F. (2016). High-need, high-cost patients: who are they and how do they use health care. A population-based comparison of demographics, health care use, and expenditures. *Issue Brief (Commonwealth Fund)*, 26, 1-14.
- Interaction Design Foundation(2019). Personas – A Simple Introduction[Website]. Retrieved October 30, 2019, from: <https://www.interaction-design.org/literature/article/personas-why-and-how-you-should-use-them>
- Kaltenboeck, A., & Bach, P. B. (2018). Value-based pricing for drugs: theme and variations. *Jama*, 319(21), 2165-2166.
- Kim, S., & Kwon, S. (2015). Impact of the policy of expanding benefit coverage for cancer patients on catastrophic health expenditure across different income groups in South Korea. *Social Science & Medicine*, 138, 241-247.

- Lee, T. J., & Cheong, C. (2017). Has the Copayment Ceiling Improved Financial Protection in the Korean National Health Insurance System? Evidence From the 2009 Policy Change. *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 50(6), 393.
- McCarthy, D., Ryan, J., & Klein, S. (2015). Models of care for high-need, high-cost patients: an evidence synthesis. *Issue Brief (Commonwealth Fund)*, 31, 1-19.
- Minchin, M., Roland, M., Richardson, J., Rowark, S., & Guthrie, B. (2018). Quality of care in the United Kingdom after removal of financial incentives. *New England Journal of Medicine*, 379(10), 948-957.
- Wagstaff, A., & Doorslaer, E. V. (2003). Catastrophe and impoverishment in paying for health care: with applications to Vietnam 1993-1998. *Health economics*, 12(11), 921-933.

상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향

송연재(소속 서울대학교 보건대학원 석사과정)

요약

본 연구에서는 한국의료패널 2008-2017년 연간데이터(beta version 1.6) 중 2017년 데이터를 이용하여 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원을 경험할 확률에 미치는 영향을 로지스틱 회귀모형을 통하여 분석하였다. 예방 가능한 입원율은 외래진료 민감질환(ACSCs) 상병으로 입원을 경험할 확률로 정의하였으며, 해당 지표가 높다는 것은 입원 이전단계에서 발생하는 일차의료와 예방 의료의 접근성이 부족하다는 것과 밀접한 관련이 있다고 알려져 있다. 본 연구의 분석 대상으로는 한국의료패널 조사 중 부가조사에 응답한 만 20세 이상의 성인 12,377명을 선정하였다. 분석 결과, 상용치료원(주치의 혹은 상용의료기관)을 보유한 군에서 예방 가능한 입원을 경험할 확률은 통계적으로 유의하지 않았다. 이에 추가적으로 만성질환자의 복용순응률을 종속변수로 하여 분석한 결과, 상용치료원을 보유한 군의 오즈가 보유하지 않은 군의 오즈보다 높아, 상용치료원을 보유한 군이 복용순응을 할 확률이 더 높게 나타났다. 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원율에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않았으나, 일차의료 접근성과 밀접한 관련이 있는 해당 지표를 종속변수로 하여 상용치료원 보유여부가 미치는 영향을 알아본 첫 연구인 점에 의의가 있으며, 동시에 한국적 맥락에서의 일차의료 강화에 대한 시사점을 제공하고자 한다.

I. 서론

우리나라는 현재 급격한 고령화와 의료기술 발달 등으로 인한 의료비 상승 문제를 겪고 있으며, 일차보건의료의 역할 미흡으로 인한 의료전달체계의 효율성과 효과성 저하 및 과도한 의료비 지출 등의 부작용이 지속되고 있다. 한국은 1989년 전 국민 건강보험을 달성함으로써 의료이용에의 접근성 측면에서는 어느 정도 해소가 되었으나, 민간이 점유한 보건의료시장으로 인하여 공공성이 취약하고 (이재호, 2018), 상급종합병원 환자쏠림현상 등 일차의료의 역할이 잘 정립된 의료전달체계가 작동한다면 발생하지 않을 부정적인 현상들이 사회에서 일어나고 있다.

일차의료의 개념을 최초로 제시한 것은 1920년 영국에서 발표된 도슨리포트(Dawson Report)라고 알려져 있다. 영국의 도슨 경은 세계 1차 대전 이후 무너진 보건의료체계의 복구를 위하여 영국 보건부로부터 의료서비스의 체계적 제공에 대하여 자문을 요청 받아, 그 결과로 의료전달체계의 중요성을 강조하는 보고서를 내게 되는데, 이것이 바로 도슨리포트이다. 이 보고서에서는 보건의료서비스 제공의 단계화 및 지역화의 개념을 최초로 제시하며, 보건의료서비스가 지역 기반으로 일차의료센터(Primary health center), 이차의료센터(Secondary health center), 교육병원(Teaching hospital)의 단계로 구성되어야 한다고 제안한 바 있다. 이후, 1978년에는 WHO-UNICEF가 주최한 국제회의에서 알마아타 선언(Alma-Ata Declaration)이 발표되었다. 이 선언은 일차보건의료의 중요성 및 이에 대한 세계 정부의 역할과 책무를 강조한 최초의 국제적 선언으로 기능하였다. 그리고 이어 2018년에는 카자흐스탄 아스타나에서 아스타나 선언(Astana Declaration)이 발표되었으며, 이는 보편적 의료보장과 지속가능발전목표(SDGs)를 달성하기 위한 가장 효과적이고 효율적인 접근법이 일차보건의료라는 것을 확인하는 국제적 선언이었다. 이처럼 일차의료와 관련한 국제적 동향으로서 두 차례의 국제적 선언과 선진국 및 개발도상국을 망라한 국가 내 사업진행 등으로 그 중요성을 인정받아왔다.

한편, WHO는 Barbara Starfield(1994)의 연구를 인용하여 양질의 일차의료는 여러 가지 속성을 보고서에서 소개한 바 있다(WHO, 2018). 이러한 요소는 먼저, 최초접촉(First Contact)이 있다. 일차의료는 감염성 질환 및 급성질환뿐만 아니라 만성질환 등을 포함한 대부분의 질병예방 활동을 위한 첫 번째 접촉점이 되어야 한다는 것이다. 두 번째는 포괄성(Comprehensiveness)이다. 일차의료기관에서 포괄적인 일련의 서비스를 이용할 수 있어야 한다는 것이다. 세 번째는 연속성(Continuity)이며, 네 번째는 조정기능(Coordination)으로 환자의 치료를 위해 필요시 적절한 상위 의료기관이나 타 진료기관으로 환자를 안내해줄 수 있는 기능을 뜻한다. 마지막은 환자 중심(Patient-centered)의 진료를 행해야 한다는 것이다. 이러한 속성을 갖춘 양질의 일차의료는 환자의 의료서비스에 대한 접근성을 높일 뿐만 아니라, 진단의 정확성을 상승시키며, 건강결과를 향상시키고 예방 가능한 입원을 줄인다고 알려져 있다(WHO, 2018).

그러나 한국은 이러한 일차의료, 특히 양질의 일차의료이 부족한 상황이다. 한국 일차의료의 취약은 일차의료의 개념정의에 대한 사회적 합의가 부재하였고 이 부재를 방임한 것이 원인이다(이재호 외, 2015). 이에 일차의료기관에 종사하는 의사 16명과 전문가 패널 77명을 대상으로 하여 델파이 기법으로 한국적 맥락에서의 일차의료 개념을 정립한 바 있다(최용준 외, 2013). 해당 연구에 따르면 일차의료는 “건강을 위하여 가장 먼저 대하는 보건의료로서 환자 가족과 지역사회를 잘 알고 있는 환자-의사 관계를 지속하면서 보건의료 자원을 모으고 알맞게 조정하여 주민에게 흔한 건강문제들을 해결하는 분야이다. 일차의료 기능을 효과적으로 수행하기 위해서는 여러 분야 보건의료인들의 협력과 주민의 참여가 필요하다.”(최용준 외, 2013) 또한, 해당 연구에서는 일차의료의 핵심속성으로서 최초접촉, 포괄성, 지속성, 조정기능을 꼽았다.

본 연구에서는 한국적 맥락에서 일차의료의 핵심속성이 이러한 일차의료의 핵심속성 중 ‘최초접촉’에 해당하는 상용치료원(Usual source of care, USC)에 주목하여 진행하였다. 상용치료원을 통한 치료 지속성 확보는 예방서비스 이용 및 만성질환 관리의 효율을 증가시키고, 불필요한 의료이용을 줄이는 효과를 나타낼 수 있다(정연 외, 2016). 또한, 상용치료원을 보유한 사람은 지속적 의사-환자 관계를 구축함으로써 입원율과 의료비를 감소 효과를 볼 수 있다고 한다(이재호 외, 2015).

따라서 본 연구는 상용치료원 보유가 입원율 등을 낮출 수 있다는 선행연구에 근거하여, 예방 가능한 입원(Preventable hospitalization)에 상용치료원 보유여부가 미치는 영향을 살펴보고자 한다. 예방 가능한 입원은 “시기적절하고 효과적인 일차의료서비스 이용으로 예방할 수 있는 입원의 경우”를 말한다(김수정 외, 2015). 예방 가능한 입원율은 일차의료 접근성을 평가하는 도구로 여겨지고 있으며(신현철 외, 2010), 이에 따라, 높은 접근성을 가지는 일차의료원을 통하여 예방 가능한 입원율을 개선할 수 있을 것이라는 기대가 생길 수 있다. 다시 말해, 예방 가능한 입원율이 높다고 하는 것은 입원 이전단계에 발생하는 일차의료 및 예방 의료가 부족하다는 것과 밀접한 관련이 있다는 측면에서 중요하다(Billings et al., 1990; Parchman et al., 1999; Epstein et al., 2001). 본 연구에서는 이러한 예방 가능한 입원을 외래진료 민감질환(ACSCs, Ambulatory care sensitive conditions)으로 인한 입원 건으로 정의하고, 실증 분석하였다. ACSCs 질환은 양질의 일차의료서비스를 제공받는 경우, 입원가능성이 낮아지는 질환으로서 이해될 수 있다. 선행연구들에 따르면, 일차의료 접근성 개선은 ACSCs로 인한 입원율을 감소하도록 하는 것으로 알려져 있다(Gadomski et al., 1998; Gill et al., 1998; Falik et al., 2001).

상용치료원 보유의 그것의 효과와 관련한 국내의 문헌으로는 한국의료패널 자료원을 사용하여 상용치료원 보유현황과 의료비를 알아본 이재호 외(2015)의 연구, 당뇨 환자의 상용치료원 보유현황 및 의료비와 응급실 이용에 미치는 효과를 알아본 이재호 외(2015)의 연구, 상용치료원 유형에 따라 외래 이용 행태가 달라지는지 살펴본 성낙진 외(2015)의 연구, 상용치료원 보유가 복약순응에 미치는 영향을 살펴본 정연 외(2015)의 연구, 상용치료원 보유가 고혈압 환자의 외래이용횟수와 외래의료비에

미치는 영향을 알아본 윤효정(2017)의 연구, 고혈압 환자의 상용치료원 보유현황 및 관련 요인을 알아본 강청 외(2018)의 연구 등이 존재하였다. 그러나 한국적 관점에서 상용치료원 보유가 ACSCs 질환으로 인한 예방 가능한 입원에 영향을 미치는지 살펴본 연구는 존재하지 않았으며, 이에 본 연구에서는 예방 가능한 입원에 영향을 미칠 것이라 예상되는 변수를 통제한 후, 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향을 알아보고자 하였다.

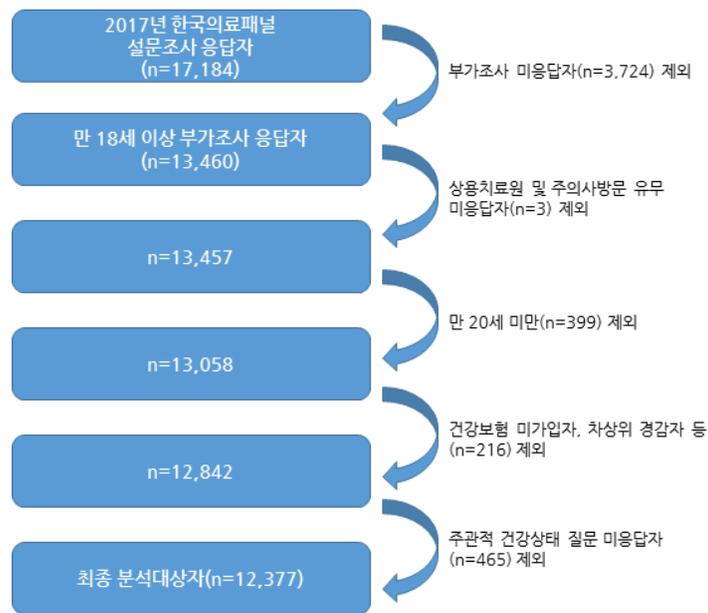
II. 연구방법

1. 자료원

본 연구에서는 상용치료원이 예방 가능한 입원에 미친 영향을 파악하기 위하여 한국의료패널 학술대회용 자료(2008년-2016년 연간데이터 beta version 1.6)를 활용하였다. 한국의료패널 자료원은 가구 및 가구의 사회경제적 특성 전반과 연간 외래·응급·입원 의료이용내역, 의약품 복용내역, 의료비 지출, 민간의료보험 가입, 만성질환, 건강 관련 인식 및 행태 등 보건의료서비스 이용과 관련한 포괄적인 정보를 포함하고 있다. 따라서 본 연구에서 알아보고자 하는 환자의 예방 가능한 입원 상용치료원 보유 여부 등을 알아보기에 적합한 자료원이며 본 연구에서는 가장 최근연도인 2017년 연간데이터를 분석에 사용하였다.

2. 연구대상

본 연구의 연구대상은 2017년 한국의료패널 설문조사에 응답한 사람 중, 18세 이상 성인을 대상으로 부가조사에 응답한 응답자 13,460명을 대상으로 하였다. 이 중, 상용치료원 유무 및 주 의사 방문 질문에 응답하지 않은 사람(n=3)을 제외하였다. 그 다음, 만 20세 이상이 아닌 사람(n=399)을 제외하였다. 그리고 의료보장형태 중 건강보험 미가입자, 차상위 경감자 등(n=216)을 제외하였으며, 주관적 건강상태에 해당사항이 없다고 하거나, 응답하지 않은 사람(n=465)을 제외하였다. 최종적으로 12,377명의 응답자가 연구에 포함되었다(그림 1).



[그림 1] 연구 포함 대상자의 선정과정

3. 변수설명

가. 종속변수

해당 연구의 종속변수는 외래진료 민감질환(Ambulatory Care Sensitive Conditions, ACSCs)으로 인한 입원, 즉 ‘예방 가능한 입원’이다. 이러한 외래진료 민감질환은 Billings 등(1993)이 만든 개념으로서 ‘적시에 효과적으로 외래 의료서비스를 이용할 경우 질병 발생을 예방하거나 조기에 질병을 통제하여 혹은 만성질환을 관리함으로써 입원 가능성을 감소시킬 수 있는 질환’을 의미한다(은상준, 2006). 이러한 ACSCs로 인한 입원율이 높으면 일차의료 제공이 미비하거나 의료이용에 대한 장벽이 존재해 예방 가능한 입원(Preventable Hospitalization)이 발생하는 것으로 본다(은상준, 2006; 김수정 외, 2015). ACSCs 관련 상병은 AHRQ(Agency for Healthcare Research and Quality)의 예방 질 지표(Prevention Quality Indicators, PQIs)로부터 참고하였으며, 예방 질 지표는 적절한 외래서비스를 이용한 경우 입원 가능성을 낮출 수 있는 외래진료 민감질환의 입원율로서 값이 낮을수록 외래진료에 대한 접근성이 높다(은상준, 2006). 이러한 예방가능한 입원에 포함되는 상병은 당뇨의 만성합병증, 당뇨의 급성합병증, 고혈압, 만성폐쇄성폐질환, 울혈성 심부전, 세균성 폐렴, 협심증, 천공성 충수돌기염, 소아 천식, 소아 위장관염, 저체중아 출산, 탈수, 요로감염, 혈당조절이 되지 않는 당뇨, 성인 천식, 당뇨환자 하지 절단 등 16개 질환이 존재한다(김수정 외, 2015).

본 연구에서는 김수정 외(2015)의 연구에서 인용하여, ACSCs 포함 질환을 선정하였다. 이에 따라, 최종적으로 연구에 포함된 질환은 당뇨의 만성합병증, 당뇨의 급성합병증, 고혈압, 만성폐쇄성폐질환,

울혈성 심부전, 세균성 폐렴, 협심증으로 총 6개 질환이다. 2017년 연내 해당 질환으로 입원한 경험이 존재한다면, 결과 값은 '1'이 되도록 했고, 그렇지 않은 경우에는 '0'이 되도록 하였다.

〈표 1〉 연구에 포함된 외래진료 민감질환(ACSCs) 포함 질환

외래진료 민감질환(ACSCs)	KCD-4 Code
Diabetes short-term complications	E10.1, E11.0, E11.1, E12.0, E12.1, E13.0, E13.1, E14.0, E14.1
Diabetes long-term complications	E10.2, E10.3, E10.4, E10.5, E10.6, E10.7, E10.8, E11.2, E11.3, E11.4, E11.5, E11.6, E11.7, E11.8, E12.2, E12.3, E12.4, E12.5, E12.6, E12.7, E12.8, E13.2, E13.3, E13.4, E13.5, E13.6, E13.7, E13.8, E14.2, E14.3, E14.4, E14.5, E14.6, E14.7, E14.8
Hypertension	I10, I11.9, I12.9, I13.9
Chronic obstructive pulmonary disease	J20.9, J40, J41, J41.0, J41.1, J41.8, J42, J43.8, J43.9, J44.8, J44.9, J47
Congestive heart failure	I09.9, I11.0, I13.0, I13.2, I50, I50.0, I50.1, I50.9
Bacterial Pneumonia	J13, J14, J15.3, J15.4, J15.7, J15.9, J16, J16.0, J16.8, J18.0, J18.8
Angina	I20, I20.0, I20.1, I20.8, I20.9, I24.0, I24.8

자료: 은상준 외(2005).

나. 독립변수

본 연구의 주요관심변수는 상용치료원 보유여부이다. 이러한 상용치료원 보유여부는 '주치의 보유 여부'와 '상용치료기관 보유여부'로 나누어진다. '주치의 보유여부'는 설문항목 중 주 의사 방문에 대한 설문에서 "귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의사 선생님이 있습니까?"에 대한 질문에 '예' 혹은 '아니요'라고 응답한 경우로 정의하였다. 또한, '상용치료기관 보유여부'는 상용치료원 유무에 대한 설문에서 "귀하가 아플 때나 검사 또는 치료 상담을 하고자 할 때, 주로 방문하는 의료기관이 있습니까?"에 대한 질문에 '예' 혹은 '아니요'라고 응답한 경우로 정의하였다.

다. 통제변수

1) 인구학적 요인

인구학적 요인으로서 연령, 성별을 통제변수로 고려하였다. 연령은 분석대상연도인 2017년 기준 만 20세-44세, 45세-64세, 65세 이상으로 구분하여 범주화하였으며, 성별은 남성 및 여성으로 구분하였다.

2) 의료이용 관련 요인

의료이용 관련 요인으로는 외래진료 민감질환(ACSCs)으로 인한 외래이용횟수를 포함하였다. 해당 변수는 한 번 이상 해당 질환으로 외래서비스를 이용한 경우를 유질환자로 간주하는 치료유병률 개념

을 참고하여(은상준, 2006), 연 0~1회 이용한 경우와 2회 이상으로 이용한 경우, 두 가지로 구분하여 더미변수로 처리하였다.

3) 건강 관련 요인

본 연구의 건강 관련 요인으로서 먼저, 예방 가능한 입원과 관련성이 높을 것으로 보이는 질병의 중증도를 보정하기 위해 찰슨 동반상병 지수(Charlson Comorbidity Index, CCI)를 고려하였다. 찰슨 동반상병 지수는 Cornell University의 찰슨(M. Charlson) 박사와 동료들이 1986년 'Journal of Chronic Disease'에 발표한 논문을 근거로 만들어진 질병 중증도 측정 지수이다. 이를 측정하기 위하여, 찰슨 외 연구진들은 1984년 1달간 New Age York Hospital-Cornell Medical Center에 입원한 환자 607명을 대상으로 입원상병의 중증도를 분류하였고, 환자의 퇴원 후 삶의 궤적(사망 등)을 추적하였다(Charlson et al., 1987). 그 결과로 동반상병의 수 및 상병의 중증도를 고려하여 동반상병 가중치(Weighted Index of Comorbidity)를 개발하게 된다. 이후 Quan(2005) 등의 연구에서 해당 질환들의 타당도가 입증되었으며, 해당 지수의 사망률 등 의료결과와 관련한 예측력이 인정된 바 있다(임지혜, 2013).

찰슨 동반상병 지수는 해당 질환군의 중증도에 따라 각각 1점에서 6점의 가중치를 부여한 후, 해당 가중치를 더하여 산출한다. 본 연구에서는 환자별 CCI 가중치를 부여한 뒤, 그 합을 '0점', '1점', '2점 이상'으로 구분하여 처리하였다. 본 연구에서는 한국의료패널 자료원을 이용한 성낙진 외(2018)에서 사용한 질병 코드를 인용하여, 찰슨 동반상병 지수의 가중치 부여에 사용하였다(표 2).

〈표 2〉 찰슨 동반상병 지수(CCI) 해당 질환 및 진단코드

동반상병명	ICD-10 Code	성낙진 외(2018)	점수
Myocardial infarction	I21.x, I22.x, I25.2	I21, I22, I25	1
Congestive heart failure	I09.9, I11.0, I13.0, I13.2, I25.5, I42.0, I42.5-I42.9, I43.x, I50.x, P29.0	I50	1
Peripheral vascular disease	I70.x, I71.x, I73.1, I73.8, I73.9, I77.1, I79.0, I79.2, K55.1, K55.8, K55.9, Z95.8, Z95.9	I70-I79	1
Cerebrovascular disease	G45.x, G46.x, H34.0, I60.x-I69.x	I60-I69	1
Dementia	F00.x-F03.x, F05.1, G30.x, G31.1	F03, G30	1
Chronic pulmonary disease	I27.8, I27.9, J40.x-J47.x, J60.x-J67.x, J68.4, J70.1, J70.3	J41-45, J47, J64	1
Rheumatic or connective tissue disease	M05.x, M06.x, M31.5, M32.x-M34.x, M35.1, M35.3, M36.0	M30-M36, M06	1
Gastric or peptic ulcer	K25.x-K28.x	K25, K26	1
Mild liver disease	B18.x, K70.0-K70.3, K70.9, K71.3-K71.5, K71.7, K73.x, K74.x,	B18, B19, K70-K77	1

동반상병명	ICD-10 Code	성낙진 외(2018)	점수
	K76.0, K76.2-K76.4, K76.8, K76.9, Z94.4		
Diabetes mellitus	E10.0, E10.1, E10.6, E10.8, E10.9, E11.0, E11.1, E11.6, E11.8, E11.9, E12.0, E12.1, E12.6, E12.8, E12.9, E13.0, E13.1, E13.6, E13.8, E13.9, E14.0, E14.1, E14.6, E14.8, E14.9	E10-E14	1
Hemiplegia or paraplegia	G04.1, G11.4, G80.1, G80.2, G81.x, G82.x, G83.0-G83.4, G83.9	G80-G82	2
Moderate or severe renal disease	112.0, I113.1, N03.2-N03.7, N05.2-N05.7, N18.x, N19.x, N25.0, Z49.0-Z49.2, Z94.0, Z99.2	N17-N19	2
End organ damages of diabetes	E10.2-E10.5, E10.7, E11.2-E11.5, E11.7, E12.2-E12.5, E12.7, E13.2-E13.5, E13.7, E14.2-E14.5, E14.7	해당코드 없음	2
Any malignancy, including lymphoma and leukemia, except basal cell cancer of skin	C00.x-C26.x, C30.x-C34.x, C37.x-C41.x, C43.x, C45.x-C58.x, C60.x-C76.x, C81.x-C85.x, C88.x, C90.x-C97.x	C00-C41, C43, C45-C72, C74, C75, C81-C96	2
Moderate or severe liver diseases	185.0, I185.9, I186.4, I198.2, K70.4, K71.1, K72.1, K72.9, K76.5, K76.6, K76.7	해당코드 없음	3
Metastatic solid tumor	C77.x-C80.x	C76-C80	6
Acquired immune deficiency syndrome	B20.x-B22.x, B24.x	B20-B24	6

자료: Quan et al.(2005)., 김경훈(2010)., 성낙진 외(2018).

이외 건강 관련 요인으로는 주관적 건강상태를 포함해 고려하였다. 주관적 건강상태는 설문항목 중 “귀하께서는 현재 본인의 건강상태가 어떠하다고 생각하십니까?”에 대하여 “매우 좋음”과 “좋음”으로 응답한 사람을 ‘좋음’으로, “보통”이라고 응답한 사람을 ‘보통’으로, “나쁨”과 “매우 나쁨”이라고 응답한 사람을 ‘나쁨’으로 처리하였다. 또한, 만성질환 유병기간을 통제하고자 하였다. 해당 유병기간은 분석대상 연도인 2017년에 만성질환을 앓고 있는 환자들의 해당 질환 진단 시기(연도)를 이용하여 산출하였다. 이외에는 음주, 흡연여부 변수를 포함해 건강행동관련 요인을 통제하고자 하였다.

4) 사회경제적 상태 관련 요인

교육수준, 소득수준, 경제활동여부, 결혼여부, 의료보장형태를 사회경제적 상태 관련 요인으로 고려하였다. 먼저, 교육수준은 교육연수를 9년 이하, 9년 초과 12년 이하, 12년 초과로 구분하여 범주화하였다. 소득수준은 총 소득을 가구 내 실제 가구원수의 제곱근으로 나눈 가중치를 적용한 가구소득 5분위 변수를 이용하여 구분하였다. 의료보장형태는 건강보험 미가입자 및 차상위 경감대상자 등을 제외하여 건강보험 가입자를 ‘0’으로 의료급여 수급자를 ‘1’로 구분하는 더미변수화 하였다. 이외 경제활동여부 및 결혼여부 또한, 더미변수로 구분하여 처리하였다.

4. 분석방법

본 연구에서는 상용치료원 유무에 따른 종속변수인 외래진료 민감질환으로 인한 예방 가능한 입원 위험을 알아보려고 하였으며 이에 종속변수가 이항변수일 때 로짓(Logit)이 독립변수의 선형결합함수라는 것을 가정하는 로지스틱 회귀분석 모형을 사용하였다. 로지스틱 함수는 독립변수가 어떠한 값을 갖더라도 그 결과 값이 0에서 1 사이를 나타내기 때문에 사건이 일어날 확률을 추정하는 데 유용한 함수이다. 이러한 로지스틱 회귀분석의 특징은 회귀계수를 추정하기 위하여 최소제곱법이 아닌 최우추정법을 이용한다는 점이며, 그 수행 절차는 최소제곱법을 활용하는 OLS 회귀분석과 유사하다(고길곤, 2018).

또한, 본 연구에서는 상용치료원(주치의 및 상용치료기관) 유무에 따른 그룹 특성의 차이를 보정하기 위하여 위에서 언급한 통제변수들을 포함하여 분석을 진행하였다.

본 연구의 분석 모형은 다음과 같다.

〈모형 1〉 주치의 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향

$$\ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 gp_i + \beta_2 sex_i + \beta_3 age_i + \beta_4 edu_i + \beta_5 income_i + \beta_6 work_i + \beta_7 marriage_i + \beta_8 smoking_i + \beta_9 drinking_i + \beta_{10} type_i + \beta_{11} cci_i + \beta_{12} srh_i + \beta_{13} cdperiod_i + \beta_{14} acscoutpatient_i$$

단, $(\pi_i = \Pr(Y=1))$

〈모형 2〉 상용치료기관 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향

$$\ln\left(\frac{\pi_i}{1-\pi_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 clinic_i + \beta_2 sex_i + \beta_3 age_i + \beta_4 edu_i + \beta_5 income_i + \beta_6 work_i + \beta_7 marriage_i + \beta_8 smoking_i + \beta_9 drinking_i + \beta_{10} type_i + \beta_{11} cci_i + \beta_{12} srh_i + \beta_{13} cdperiod_i + \beta_{14} acscoutpatient_i$$

단, $(\pi_i = \Pr(Y=1))$

분석은 한국의료패널 학술대회용 자료(2008년-2016년 beta version 1.6) 중 2017년 연간데이터를 사용하여 이루어졌으며, 모든 분석에는 통계 프로그램 SAS 9.4를 이용하였다.

Ⅲ. 연구 결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

〈표 3〉에 본 연구에 포함된 연구대상자의 일반적인 특성을 주치의 및 상용치료기관 보유여부로 나누어 기술통계 결과를 기술하였다. 대상 변수는 주치의 보유여부, 상용치료기관 보유여부, 성별, 연령, 교육수준, 소득수준, 경제활동여부, 결혼여부, 흡연여부, 음주여부, 의료보장형태, 찰슨 동반상병 지수(CCI), 주관적 건강수준, 만성질환 유병기간 및 외래진료 민감질환으로 인한 연간 외래 이용횟수이다.

먼저, 인구학적 요인을 살펴보았다. 성별에 따른 주치의 보유여부에서는 남성의 18.67%가 주치의를 보유한 것으로 나타났으며, 여성은 24.05%가 주치의를 보유하고 있다고 나타나 여성의 주치의 보유자 비율이 더 높았다. 상용의료기관 보유여부에서 또한 남성(40.71%), 여성(47.59%)으로 나타나, 남성보다 여성의 상용의료기관 보유율이 더 높았다. 연령으로 살펴본 결과, 주치의 및 의료기관 보유여부 모두 연령대가 높은 군에서 보유율이 더 높게 나타났다.

그 다음은 의료 이용과 관련한 요인으로서 외래진료 민감질환으로 인한 연간 외래 이용횟수를 살펴 보았다. 연간 외래 이용횟수가 0-1회인 군의 경우, 13.63%가 주치의를 보유하고 있다고 응답하였고, 같은 군에서 33.27%가 상용치료기관을 보유하고 있다고 하였다. 연간 외래 이용횟수가 2회 이상인 경우는 각각 37.64%, 66.94%가 상용치료원을 보유하고 있었다.

건강 관련 요인 중 찰슨 동반상병 지수(CCI)에서는 연구대상자의 약 83%의 CCI가 0점인 것으로 나타났으며, CCI 지수가 높은 군일수록 주치의를 보유한 사람들의 비중이 CCI 지수가 낮은 군보다 늘어났다. 상용치료기관 유무에서는 CCI가 1점 및 2점인 군에서 상용치료기관을 보유한 사람의 수가 보유하지 않은 사람들보다 많았다. 비흡연자 중에서는 약 23%가 주치의를 보유하고 있다고 하였고, 약 47%가 상용치료기관을 보유하고 있다고 하였으나, 흡연자 중에서는 약 15%, 34%가 상용치료원을 보유하고 있었다. 음주여부의 경우, 비음주군에서 상용치료기관을 보유한 사람의 비율이 52%로 나타났으나 주치의 보유율은 28% 정도였다. 음주군에서는 18%(주치의 보유), 40%(상용치료기관 보유)의 응답자가 상용치료원을 보유하고 있었다. 주관적 건강수준 정도를 살펴본 결과, 주관적 건강수준이 나쁘다고 응답할 군에서 주관적 건강수준이 좋다고 응답한 군보다 상용치료원을 보유한 사람의 비중이 많았다. 만성질환 유병기간에서는 주치의를 보유한 군은 유병기간이 평균 3.49년, 상용치료기관을 보유한 군은 2.82년으로 주치의 미보유군(1.37년), 상용치료기관 미보유군(1.02년)보다 유병기간이 길었다.

교육수준에서는 교육수준이 낮은 군(9년 이하)에서만 상용치료기관을 보유하고 있다는 응답이 60.83%로 나타났다. 소득수준에서는 소득수준이 낮은 군에서 높은 군으로 갈수록, 동일 군내에서 상용치료원을 보유하고 있다는 응답이 낮아졌다. 경제활동여부에서는 경제활동을 하지 않는 군에서

상용치료원을 보유하고 있는 비율이 경제활동을 하고 있는 군보다 더 높았다. 의료보장형태에 따라서는, 건강보험 가입자 중에서는 주치의를 보유하고 있다는 응답이 21.18%, 상용치료기관을 보유하고 있다는 응답이 43.78%였으며, 의료급여 수급자 중에서는 각각 34.95%, 65.53%로 나타나 건강보험 가입자 중 상용치료원을 보유한 환자보다 의료급여 수급자들 중 상용치료원을 보유한 환자의 비율이 높은 것으로 나타났다.

〈표 3〉 상용치료원 유형별 인구사회학적 요인 - 20세 이상 성인

자료원: 2017년 한국의료매널		주치의		상용의료기관		합계
		보유 (%)	미보유 (%)	보유 (%)	미보유 (%)	
합계		2,678 (21.64)	9,699 (78.36)	5,508 (44.50)	6,869 (55.50)	12,377 (100)
성별	남성	1,038 (18.67)	4,521 (81.33)	2,263 (40.71)	3,296 (59.29)	5,559 (44.91)
	여성	1,640 (24.05)	5,178 (75.95)	3,245 (47.59)	3,573 (52.41)	6,818 (55.09)
연령	20-44세	430 (10.75)	3,570 (89.25)	1,134 (28.35)	2,866 (71.65)	4,000 (32.32)
	45-64세	1,011 (21.05)	3,791 (78.95)	2,150 (44.77)	2,652 (55.23)	4,802 (38.80)
	65세 이상	1,237 (34.60)	2,338 (65.40)	2,224 (62.21)	1,351 (37.79)	3,575 (28.88)
교육수준	9년 이하	835 (31.45)	1,820 (68.55)	1,615 (60.83)	1,040 (39.17)	2,655 (21.45)
	9년-12년	1,150 (22.75)	3,905 (77.25)	2,329 (46.07)	2,726 (53.93)	5,055 (40.84)
	12년 이상	693 (14.85)	3,974 (85.15)	1,564 (33.51)	3,103 (66.49)	4,667 (37.71)
소득수준	1분위	627 (31.94)	1,336 (68.06)	1,152 (58.69)	811 (41.31)	1,963 (15.86)
	2분위	584 (24.12)	1,837 (75.88)	1,161 (47.96)	1,260 (52.04)	2,421 (19.56)
	3분위	508 (19.14)	2,146 (80.86)	1,087 (40.96)	1,567 (59.04)	2,654 (21.44)
	4분위	481 (17.73)	2,232 (82.27)	1,073 (39.55)	1,640 (60.45)	2,713 (21.92)
	5분위	478 (18.20)	2,148 (81.80)	1,035 (39.41)	1,591 (60.59)	2,626 (21.22)
경제 활동여부	비활동	1,302 (27.61)	3,413 (72.39)	2,444 (51.83)	2,271 (48.17)	4,715 (38.09)
	활동	1,376 (17.96)	6,286 (82.04)	3,064 (39.99)	4,598 (60.01)	7,662 (61.91)
결혼여부	기혼	1,892 (21.97)	6,719 (78.03)	3,957 (45.95)	4,654 (54.05)	8,611 (69.57)
	미혼	786 (20.87)	2,980 (79.13)	1,551 (41.18)	2,215 (58.82)	3,766 (30.43)
흡연여부	비흡연	2,351 (22.97)	7,882 (77.03)	4,768 (46.59)	5,465 (53.41)	10,233 (82.68)
	흡연	327 (15.25)	1,817 (84.75)	740 (34.51)	1,404 (65.49)	2,144 (17.32)
음주여부	비음주	1,204 (28.02)	3,093 (71.98)	2,257 (52.53)	2,040 (47.47)	4,297 (34.72)
	음주	1,474 (18.24)	6,606 (81.76)	3,251 (40.24)	4,829 (59.76)	8,080 (65.28)
의료 보장형태	건강보험	2,534 (21.18)	9,431 (78.82)	5,238 (43.78)	6,727 (56.22)	11,965 (96.67)
	의료급여	144 (34.95)	268 (65.05)	270 (65.53)	142 (34.47)	412 (3.33)
찰스 동반 상병지수 (CCI)	0점	1,870 (18.27)	8,363 (81.73)	4,106 (40.13)	6,127 (59.87)	10,233 (82.68)
	1점	552 (36.97)	941 (63.03)	954 (63.90)	539 (36.10)	1,493 (12.06)
	2점 이상	256 (39.32)	395 (60.68)	448 (68.82)	203 (31.18)	651 (5.26)
주관적 건강수준	좋음	785 (15.99)	4,123 (84.01)	1,721 (35.07)	3,187 (64.93)	4,908 (39.66)
	보통	1,241 (22.47)	4,283 (77.53)	2,581 (46.72)	2,943 (53.28)	5,524 (44.63)
	나쁨	652 (33.52)	1,293 (66.48)	1,206 (62.01)	739 (37.99)	1,945 (15.71)
만성질환 유병기간(년)		3.49±5.90	1.37±4.02	2.82±5.46	1.02±3.53	12,377 (100)
연간 외래 이용횟수	0-1회	1,124 (13.63)	7,124 (86.37)	2,744 (33.27)	5,504 (66.73)	8,248 (66.64)
	2회 이상	1,554 (37.64)	2,575 (62.36)	2,764 (66.94)	1,365 (33.06)	4,129 (33.36)

2. 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향

상용치료원 보유 여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향을 알아보기 위하여 로지스틱 회귀분석을 시행하였으며, 그 결과는 <표 4>로 나타났다.

먼저, 주치의 보유여부는 예방 가능한 입원 위험에 통계적으로 유의하지 않은 결과로 나타났다. 다만, 해당 모형에서 사용한 통제변수를 살펴본 결과, 의료급여 수급자의 예방 가능한 입원의 오즈(Odds)가 건강보험 가입자의 오즈에 대비해서 1.8배였으며, 이는 통계적으로 유의(95% CI)하였다. 찰스 동반상병 지수는 1점인 군은 찰스 동반상병 지수가 0점인 군에 비해 오즈는 1.83배로 변하며, 2점 이상인 군은 0점인 군에 비해 오즈가 2.71배로 변하였다. 또한, 주관적 건강 수준이 나쁜 군은 주관적 건강 수준이 좋은 군에 비해 예방 가능한 입원 위험을 경험할 오즈가 2.76배로 나타났다.

두 번째 모형인 상용치료기관 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향에서 또한, 통계적으로 유의하지 않게 나타났다. 해당 모형에서도 통제변수 중 의료급여 수급자의 오즈가 건강보험 가입자의 오즈에 비해 1.83배로 나타났으며, 찰스 동반상병 지수가 1점인 군은 0점인 군 오즈의 1.85배, 2점 이상인 군은 0점인 군의 오즈에 비하여 2.72배로 나타났다. 주관적 건강 수준에서도 이전 모형과 마찬가지로 주관적 건강 수준이 나쁜 군은 주관적 건강 수준이 좋은 군에 비하여 그 오즈가 2.74배로 변하였다. 흥미로운 것은 해당 모형에서 외래진료 민감질환에 의한 외래방문횟수가 0-1회인 군의 오즈에 비하여 연 2회 이상인 군의 예방 가능한 입원에 대한 오즈가 약 18.08배로 나타났으며, 이는 통계적으로 유의하였다.

<표 4> 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향

		예방 가능한 입원 위험	
		Model 1 Odds Ratio (95% CI)	Model 2 Odds Ratio (95% CI)
주치의 보유여부		1.267 (0.904-1.777)	
상용치료기관 보유여부			1.051 (0.736-1.501)
성별	남성	1.000	1.000
	여성	0.818 (0.546-1.225)	0.822 (0.548-1.231)
연령	20-44세	1.000	1.000
	45-64세	0.731 (0.344-1.552)	0.746 (0.351-1.584)
	65세 이상	0.801 (0.359-1.786)	0.820 (0.368-1.828)
교육수준	9년 이하	1.000	1.000
	9년-12년	0.894 (0.591-1.351)	0.907 (0.600-1.370)
	12년 이상	0.705 (0.373-1.331)	0.716 (0.379-1.353)
소득수준	1분위	1.000	1.000
	2분위	1.557 (0.977-2.482)	1.553 (0.974-2.475)
	3분위	1.137 (0.623-2.075)	1.141 (0.625-2.081)

		예방 가능한 입원 위험	
		Model 1 Odds Ratio (95% CI)	Model 2 Odds Ratio (95% CI)
	4분위	1.937 (1.07-3.508)*	1.938 (1.070-3.511)*
	5분위	1.716 (0.871-3.380)	1.719 (0.873-3.386)
경제활동여부	비활동	1.000	1.000
	활동	0.746 (0.502-1.108)	0.745 (0.502-1.106)
결혼여부	기혼	1.000	1.000
	미혼	1.242 (0.847-1.822)	1.261 (0.860-1.848)
흡연여부	비흡연	1.000	1.000
	흡연	1.229 (0.736-2.052)	1.226 (0.734-2.046)
음주여부	비음주	1.000	1.000
	음주	0.818 (0.561-1.192)	0.814 (0.558-1.185)
의료보장형태	건강보험	1.000	1.000
	의료급여	1.813 (1.001-3.284)*	1.828 (1.009-3.310)*
찰스 동반 상병지수(CCI)	0점	1.000	1.000
	1점	1.830 (1.239-2.702)*	1.849 (1.252-2.730)*
	2점 이상	2.708 (1.708-4.294)*	2.723 (1.717-4.317)*
주관적 건강수준	좋음	1.000	1.000
	보통	1.252 (0.745-2.105)	1.251 (0.744-2.103)
	나쁨	2.757 (1.610-4.719)*	2.739 (1.600-4.689)*
만성질환 유병기간(년)		0.985 (0.960-1.012)	0.987 (0.961-1.013)
연간 외래이용횟수	0-1회	1.000	1.000
	2회 이상	0.999 (0.994-1.004)	18.078 (8.709-37.526)*

* p<0.05

Ref. CI, Confidence Interval

3. 추가분석: 상용치료원 보유여부가 복약 순응할 확률에 미치는 영향

앞서 상용치료원(주치의 및 상용치료기관) 보유여부가 예방 가능한 입원 위험에 미치는 영향이 본 연구의 대상연도와 연구대상자 집단에서는 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타나, 일차의료원 중 최초접촉의 역할을 하는 일차의료의사 및 일차의료기관인 상용치료원 보유가 예방 가능한 입원 위험 이외에 환자의 질환관리와 관련한 다른 지표에는 어떠한 영향을 미칠 수 있는지 추가적으로 살펴보고자 하였다.

이에 만성질환자의 관리 및 예방서비스 제공에 긍정적인 영향을 미친다는 선행연구결과(Center for Disease Control and Prevention, 2011; Kim et al., 2012)를 참고하였다. 또한, 만성질환자의 효율적인 관리에는 적절한 시기에 적절한 용량의 의약품 복용이 기여할 수 있으므로, 이를 알아볼 수 있는 지표인 복약순응을 할 확률을 종속변수로 하여 상용치료원 보유여부가 이에 긍정적인 영향을 미치는지 추가적으로 문헌고찰을 시행하였다. 정연 외(2016)의 연구에서는 한국의료패널 2012년 자

료를 이용하여 만성질환자 4,418명을 대상으로 주로 방문하는 의사와 주요 방문 의료기관이 있는 경우, 복약순응율에 긍정적인 영향이 있는지 알아보았다. 결과적으로, 주치의 보유 및 상용치료기관을 보유한 군의 만성질환자에서 높은 복약순응을 보인 바 있다고 밝혔다(정연 외, 2016).

따라서 본 연구에서는 해당 연구를 참고하여 2017년 한국의료패널 연간데이터에서의 상용치료원 보유여부가 복약순응율에 미치는 영향을 알아보았다. 해당 추가분석 모형의 연구대상자는 총 3,196명이며, 이 중 복약순응 문항인 “OOO질환을 관리 및 치료하기 위해 정해진 복용방법대로 복용하십니까?”에 대해 “정해진 방법대로 복용하는 편이다”라고 답한 응답자를 복약순응 군으로, “정해진 방법대로 복용하지 않는 편이다”라고 답한 응답자를 복약 비순응 군으로 분류하여 종속변수로 하고, 로지스틱 회귀분석을 사용하여 분석하였다. 독립변수 및 통제변수는 앞서 <모형 1> 및 <모형 2>에 사용한 것과 동일하다.

추가분석한 모형을 살펴본 결과, <표 5>와 같이 나타났다. 먼저, 주치의를 보유한 군의 오즈가 주치의를 보유하지 않은 군의 오즈보다 약 1.56배 높았으며, 이는 통계적으로 유의(95% CI)하였다. 또한, 상용치료기관을 보유한 군의 오즈는 상용치료기관을 보유하지 않은 군의 오즈보다 1.46배 높았으며 통계적으로 유의한 것으로 나타났다.

이외에는 연령이 높은 군(65세 이상)이 연령이 낮은 군(20-44세)에 비하여 복약순응을 할 확률의 오즈가 모형 1에서는 2.56배, 모형 2에서는 2.49배로 나타났다. 또한 CCI가 1점인 군의 오즈가 0점인 군의 오즈에 비해 모형 1에서 약 2.92배, 모형 2에서는 약 3배로 나타났고 통계적으로 유의했다. 이외에는 외래진료 민감질환에 따른 외래이용횟수가 연간 2회 이상인 군의 오즈가 0-1회인 군의 오즈보다 모형 1에서 약 7.86배, 모형 2에서 약 7.81배 높고 유의한 것으로 나타났다.

<표 5> 상용치료원 보유여부가 복약 순응할 확률에 미치는 영향

		복약 순응할 확률	
		Model 1 Odds Ratio (95% CI)	Model 2 Odds Ratio (95% CI)
주치의 보유여부		1.559 (1.081-2.249)*	
상용치료기관 보유여부			1.463 (1.035-2.069)*
성별	남성	1.000	1.000
	여성	1.201 (0.797-1.808)	1.224 (0.812-1.844)
연령	20-44세	1.000	1.000
	45-64세	1.853 (0.883-3.891)	1.780 (0.847-3.742)
	65세 이상	2.561 (1.148-5.714)*	2.486 (1.111-5.563)*
교육수준	9년 이하	1.000	1.000
	9년-12년	1.262 (0.823-1.937)	1.288 (0.840-1.975)
	12년 이상	1.069 (0.596-1.917)	1.133 (0.633-2.030)
소득수준	1분위	1.000	1.000

		복약 순응할 확률	
		Model 1 Odds Ratio (95% CI)	Model 2 Odds Ratio (95% CI)
	2분위	0.665 (0.397-1.937)	0.665 (0.396-1.114)
	3분위	0.702 (0.389-1.267)	0.698 (0.387-1.261)
	4분위	0.706 (0.378-1.318)	0.699 (0.374-1.307)
	5분위	0.746 (0.378-1.472)	0.749 (0.380-1.478)
경제활동여부	비활동	1.000	1.000
	활동	1.416 (0.958-2.093)	1.414 (0.956-2.091)
결혼여부	기혼	1.000	1.000
	미혼	1.307 (0.840-2.034)	1.324 (0.850-2.062)
흡연여부	비흡연	1.000	1.000
	흡연	1.193 (0.708-2.009)	1.182 (0.703-1.990)
음주여부	비음주	1.000	1.000
	음주	0.820 (0.555-1.213)	0.809 (0.547-1.195)
의료보장형태	건강보험	1.000	1.000
	의료급여	0.553 (0.260-1.177)	0.545 (0.256-1.161)
찰슨 동반 상병지수(CCI)	0점	1.000	1.000
	1점	2.923 (1.588-5.380)*	2.999 (1.630-5.516)*
	2점 이상	1.432 (0.720-2.848)	1.417 (0.713-2.818)
주관적 건강수준	좋음	1.000	1.000
	보통	1.086 (0.726-1.626)	1.107 (0.739-1.658)
	나쁨	1.121 (0.671-1.873)	1.126 (0.674-1.881)
만성질환 유병기간(년)		1.025 (0.995-1.056)	1.027 (0.997-1.058)
연간 외래이용횟수	0-1회	1.000	1.000
	2회 이상	7.856 (3.980-15.509)*	7.806 (3.953-15.413)*

* p<0.05
Ref. CI, Confidence Interval

VI. 결론 및 고찰

본 연구에서는 상용치료원 보유여부가 외래진료 민감질환(ACSCs)에 의한 예방 가능한 입원에 미치는 영향을 한국의료패널 2017년 연간데이터를 활용하여 알아보았다. 인구학적 요인, 의료이용 관련 요인, 건강 관련 요인, 사회경제적 상태 관련 요인을 통제된 후 분석한 결과, 상용치료원 보유여부는 예방 가능한 입원에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않았다. 다만, 복약순응률을 종속변수로 하여 동일한 연도의 데이터를 활용하여 추가분석한 결과, 상용치료원 보유가 복약순응을 할 확률에 유의하게 영향을 미쳤으며, 이 때, 주치의를 보유한 군의 오즈는 미보유군의 오즈보다 1.56배, 상용치료기관을 보유한 군의 오즈는 미보유군의 오즈보다 1.46배 높았으며 통계적으로 유의하였다. 이는 선행연구(정연 외, 2016)의 결과와 일치하였다.

이외 분석모형의 결과를 살펴보았을 때, 의료급여 환자일수록 예방 가능한 입원을 경험할 확률이 높았다. 이는 질병의 유병상태 등을 고려한 경우에도 예방 가능한 입원율이 저소득층에서 높게 나타난 선행연구의 결과(Billings et al., 1996)와 일치하며, 신규의료급여 수급권자 군에서 예방 가능한 입원율이 높게 나타난 국내 문헌의 결과(신현철 외, 2010)와도 일치한다. 또한, 분석 결과, 찰스 동반상병 지수로 산출한 질병의 중증도가 높을수록, 주관적 건강상태가 나쁠수록 예방 가능한 입원을 경험할 확률이 높았다.

본 연구에서 상용치료원 보유가 예방 가능한 입원에 미치는 영향이 통계적으로 유의하지 않게 나타난 이유는 다음과 같은 가능성을 생각해볼 수 있다. 먼저, 한국적 맥락에서는 지역사회에서 일차보건의료의 역할을 담당하는 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 영향을 미치지 못한 것이다. 다시 말해, 우리나라에서는 환자가 상용치료원을 보유하는 것만으로는 예방할 수 있는 입원을 경험할 확률에 유의한 영향을 주지 못하며, 이에 따라 이러한 종류의 입원을 예방하는 데 있어서 일차의료기관의 역할 정립 및 기능 향상을 할 필요성이 있다고 생각해볼 수 있다.

두 번째는 대상연구기간 내 입원에 대한 접근성 완화이다. 신현철 외(2010)의 연구에서는 입원에 대한 접근성이 좋아지는 경우, 예를 들어, 지역 내 입원병상의 증가, 입원관련 지불제도 및 급여변화, 혹은 공공의료기관 확충 등을 포함하는 입원 관련 외부적 요인들이 예방 가능한 입원율에 영향을 미칠 수 있다고 하였다. 이에 따라 본 연구에서도 환자의 상용치료원 보유여부와 관계없이 해당 기간 내에 예방 가능한 입원이 증가하였을 가능성이 있다. 다만, 본 연구는 단년도 데이터만을 사용한 연구로서 입원에 대한 접근성 완화가 연구 결과에 영향을 미쳤는지 알기 어려우며, 이에 따라 추후 연구에서는 다년도 데이터를 활용한 분석을 통해 이에 관련한 해석을 좀 더 명확히 할 필요가 있을 것으로 보인다.

마지막으로, 일차의료의 접근성 평가를 위한 지표로서 예방 가능한 입원율은 추가분석의 종속변수였던 복약순응률에 비하여 상대적으로 단기간 내에 개선 효과를 기대할 수 있는 지표가 아니며, 복약순응률에 비해 상용치료원 보유여부만으로는 그 효과가 잘 나타나고 있지 못할 가능성이 존재한다. 상용치료원을 지닌 환자는 주치의나 상용치료기관에 의해 복약지도를 받거나 복약상황을 상세히 모니터링 받을 확률이 높으며, 이에 따라 본 연구에서 추가분석을 진행하였던 바와 같이, 복약에 순응할 확률도 높아질 수 있다. 그러나 본 연구의 종속변수인 예방 가능한 입원율은 질환을 앓고 있는 환자의 주치의 및 상용치료기관 보유여부로 그 효과를 평가함과 동시에, 좀 더 장기적인 관점에서 환자가 해당 상용치료원을 보유한 기간을 추가적으로 고려하여 그 영향을 평가해야 할 것으로 보이며, 상용치료원의 포괄성 및 조정기능 등 환자가 이용하는 일차의료원의 질적인 면을 추가로 고려하여 살펴볼 필요가 있을 것으로 보인다.

이 연구의 제한점은 다음과 같다. 먼저, 해당 연구는 한국의료패널 2017년 연간데이터를 활용한 단면연구로서 상용치료원 여부와 예방 가능한 입원율 간의 선후관계 규명과 시간적 속발성의 파악이 어렵다는 단점이 존재한다. 이를 좀 더 정확하게 파악하기 위해서는 장기적인 데이터를 활용한 분석이

필요할 것으로 보인다. 둘째, 예방 가능한 입원에 해당하는 상병인 ACSCs 상병코드를 한국의료패널에서 제공하는 KCD코드와 정확하게 매칭하기 어려웠다. 이에 따라, 예방 가능한 입원 변수의 민감도 분석을 수행하여 연구 결과의 지속성을 확인하는 작업이 필요할 것으로 보인다. 마지막으로, 김수정 외(2015)에서 언급하였듯이, 많은 외국문헌에서는 예방 가능한 입원에는 환자가 거주하는 거주지의 지리적인 특수성 혹은 의료기관에 대한 물리적 접근성이 영향을 미친다고 한다. 하지만 이 연구에서는 환자의 거주 지역을 통제하여 물리적 접근성에 따른 예방 가능한 입원율을 파악하기 어려웠으며, 지역적 특성을 보정할 수 없었다는 한계점이 존재한다.

다만, 선행연구에서 언급한 예방 가능한 입원율에 영향을 미칠만한 변수로 확인된 소득수준, 교육수준, 질병의 유병상태 등(Pappas, 1997; Blustein et al, 1998; Culler et al, 1998)을 통제하고, 성별, 연령, 의료보장형태와 ACSCs 상병으로 인한 외래이용횟수 등을 보정하여 한국적인 맥락에서 상용치료원 보유여부가 예방 가능한 입원에 미치는 영향을 알아보고자 한 첫 번째 연구인 것에 의의가 있다. 또한, 단면연구의 한계점을 극복하고 다년도 패널자료를 이용하여 일차의료원에 대한 접근성뿐만 아니라 일차의료의 질 등을 고려한 환자의 예방 가능한 입원 등 후속연구의 가능성을 제시한 점에 의미가 존재한다.

참고문헌

- Billings. J., Zeitel I., Lukomnik J., et al. (1993). Impact of socio-economic status on hospital use in New York City. *Health Affairs*, 12. 162-173.
- Billings. J., Teicholz. Uninsured patients in district of Columbia hospitals. *Health Affairs*. 9. 158-165.
- Blustein. J., Hanson. K., Shea. S. (1998). Preventable hospitalizations and socioeconomic status. *Health Affairs (Millwood)*. 17. 177-189.
- Center for Disease Control and Prevention(CDC)., (2011). Vital signs: prevalence, treatment, and control of hypertension--United States, 1999-2002 and 2005-2008. *Morbidity and Mortality Weekly Report*, 60(4). 103-108.
- Charlson, M., Pompei, P., Ales, K., Mackenzie, R. C., (1987). A new method of classifying prognostic comorbidity in longitudinal studies: development and validation. *Journal of Chronic Disease*, 40(5). 373-383.
- Cueto. M., (2004). The origins of primary health care and selective primary health care.

- American Journal of Public Health, 94(11). 1864-1874.
- Culler. SD., Parchman. ML., Przybylski. M. (1998). Factors related to potentially preventable hospitalizations among the elderly. Medical Care. 36. 804-817.
- Epstein. AJ. (2001). The role of public clinics in preventable hospitalizations among vulnerable populations. Health service research. 36. 405-420.
- Falik. M., Needleman. J., Wells. BL, et al. Ambulatory care sensitive hospitalizations and emergency visits. Med care. 39. 551-561.
- Gadomski. A., Jenkins. P., Nichols M. (1998). Impact of a medicaid primary care provider and preventive care on pediatric hospitalization. Pediatrics. 101. E1.
- Gill. JM., Manious. AG III. (1998). The role of provider continuity in preventing hospitalization. Arch Fam Med. 7. 352-357.
- Kim, M. Y., Kim, J. H., Choi, I., Hwang, I. H., Kim, S. Y., (2012). Effects of Having Usual Source of Care on Preventive Services and Chronic Disease Control: A Systematic Review, Korean Journal of Family Medicine, 33(6). 336-345.
- Lord Dawson of Penn., (1920). Interim report on the future provision of medical and allied services. Ministry of Health. London.
- Medcalf, A., (2015). Health for all: the journey to universal health coverage.
- Pappas., et al. (1997). Potentially avoidable hospitalizations. 87. 811-81.
- Parchman. ML., Culler. SD. (1999). Preventable hospitalizations in primary care shortage areas. Arch Fam Med. 8. 487-491.
- Starfield. B., (1994). Is primary care essential? The Lancet. 344(8930). 1129-1133.
- Sung, N. J., Choi, Y. J., Lee, J. H., (2018). Primary care comprehensiveness can reduce emergency department visits and hospitalization in people with hypertension in South Korea. International Journal of Environmental Research and Public Health, 15(2).
- WHO-UNICEF. (2018). A vision for primary health care in the 21st century: towards UHC and the SDGs.
- WHO-UNICEF. (2018). Primary health care: transforming vision into action: operational framework: draft for consultation.
- 고길곤(2018). 범주형 자료 분석. 문우사.

- 김경훈(2010). Charlson 동반질환의 ICD-10 알고리즘 예측력 비교연구, *Journal of Preventive Medicine and Public Health*, 43(1). 42-49.
- 김수정, 김보린, 박수정(2015). 만성질환자의 예방가능한 입원 및 질병으로 인한 응급실 방문: 의료급여 수급여부를 중심으로. *보건사회연구*, 35(2). 405-428.
- 신현철, 김세라(2010). 의료급여 수급권자 확대정책이 예방가능한 입원율에 미친 영향, 20(1). 87-102.
- 윤효정(2017). 상용치료원 보유여부가 고혈압 환자의 외래이용횟수 및 외래의료비에 미치는 영향. *병영경영학회지*
- 은상준(2006). 외래진료 민감질환 유질환자 중 장애인과 비장애인 간 의료이용률 차이, 서울대학교 대학원 석사학위논문.
- 은상준, 홍지영, 이진용, 이진석, 김윤, 김용익, 신영수(2006). 외래진료 민감질환 유질환자 중 장애인과 비장애인의 의료이용률 차이. *예방의학회지*, 39(5). 411.-418.
- 이재호(2018). OECD 통계로 본 한국 일차의료 현황과 주요 논점. *HIRA 정책동향*, 12(4). 17-32.
- 이재호, 성낙진, 안아름, 이상일, 현민경(2015). 2015년 한국의료패널 심층분석보고서. *정책보고서 2015*.
- 임지혜(2013). 한국의료패널 자료를 이용한 만성질환자의 미충족 의료 현황 분석, *보건과 사회과학*, 34. 237-256.
- 정연, 변진옥(2016). 만성질환자의 상용치료원 이용과 복약순응도 간의 관계. *한국임상약학회지*, 26(2). 128-136.
- 최용준, 고병수, 조경희, 이재호(2013). 일차의료의 개념과 가치, 그리고 한국의 현실과 과제. *Journal of Korean Medical Association*, 56(10). 856-865.
- 한국보건사회연구원, 국민건강보험공단(2019). 2008~2017 한국의료패널 연간데이터 사용안내서. 1-32.

주관적 건강상태와 EQ-5D를 이용한 건강수요함수의 추정

황용하(한양대 응용경제학과)

본 연구는 Grossman Model을 이용하여 국민들의 건강행태의 변화가 건강수준 및 의료 이용에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 2010년부터 2017년까지의 한국의료패널 연간 데이터(베타 버전) 자료를 이용하여 분석하였으며 건강수요함수는 Panel ordered logit과 Panel GLS 모형을 사용하였고, 의료수요함수는 Panel count 모형을 사용하여 분석하였다. 분석 결과 만성질환의 개수가 많을수록 건강수준이 낮아졌으며 주간 운동시간이 많을수록 건강할 확률이 높아지는 것으로 나타났다. Panel ordered logit의 확률효과모형의 추정 결과 흡연량과 과음 횟수는 건강수준을 악화시키는 것으로 나타났다. 소득이 많을수록, 교육수준이 높을수록 외래 이용을 많이 하는 것으로 나타났으며, 만성질환의 개수가 많을수록 외래 이용이 증가하였다. 흡연량이 많아질수록, 금연을 할 경우 외래 이용을 더 많이 하는 것으로 나타났다. 과음 횟수가 많을수록 외래 이용 횟수가 감소하는 것으로 나타났으나 금주 중인 경우 외래 이용이 증가하였다. 운동의 경우 주간 운동시간이 많아질수록 외래 방문 횟수가 감소하는 것으로 나타났다. 건강 증진을 통한 의료이용의 관리에 있어 건강행태는 매우 중요한 요소라 하겠고 생활습관의 개선 등을 통해 질병을 미리 예방하고 건강을 증진시키면서 의료이용을 관리할 수 있는 방안의 마련이 필요하다고 사료된다.

I. 서론

현재 우리나라의 외래 서비스 이용률은 연간 17.0회로 OECD 평균인 7.4회 보다 2.3배 많을 정도로 매우 높은 편이다. 의료비 또한 지속적으로 증가하고 있어 2017년 우리나라의 GDP 대비 경상의료비는 7.6%로 OECD 평균 8.8%보다는 낮은 수준이지만 빠르게 증가하고 있다.

1970년대 캐나다의 Lalonde보고서 등 건강증진의 개념이 등장하면서 질병 및 사망의 중요한 요인으로 생활습관(행태)이 부각되기 시작하였다. 만성질환이 질병구조의 중심이 되어 급성 질병이 중심이었던 과거와 달리 환자들의 건강행태에 대한 이해의 중요성이 더욱 커지고 있다. 만성질환은 개인의 생활습관과 밀접한 관련이 있으며 장기간에 걸쳐 증상이 나타나는 경우가 많기 때문에 지속적인 관찰을 통한 관리가 필요하다.

Grossman(1972)의 건강수요모형은 의료이용에 대한 분석 중 건강행태를 고려한 대표적인 연구로서 외국에서는 Grossman Model을 이용한 계량적 분석이 활발하게 진행되어 왔으나 국내 연구는 아직까지 많지 않은 편이다. Grossman Model은 왜 의료를 이용하는가에 대한 분석으로 의료서비스를 건강산출을 위한 투입 요소로 보고 있다. 의료서비스에 대한 수요는 의료서비스 자체에 대한 수요라기 보다는 건강에 대한 수요로부터 파생된 수요로 간주되는 바 사람들은 일정한 건강수준을 유지하기 위해 의료서비스 이외에 생활습관을 개선하는 등 다양한 방식으로 건강에 투자한다고 본다.

Grossman Model의 건강수요모형에 대한 추정에 있어 중요한 문제는 건강자본에 대한 대리변수를 선정하는 것인 바 건강에 대한 대리변수(Proxy variable)로서 특정 질병의 보유 여부(Humphreys, 2014), EQ-5D 등을 이용한 삶의 질(Wagstaff, 1986; 김대중, 2015), 주관적 건강상태(Nocera & Zweifel, 1998; Gerdtham, 1999) 등이 사용되어 왔다. 본 연구에서는 주관적 건강상태와 함께 삶의 질을 건강 수준에 대한 대리변수로 하여 건강수요모형을 추정하고 건강수준이 의료이용에 미치는 영향에 대해서도 의료수요모형의 추정을 통해 분석해 보고자 한다.

본 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째, Grossman Model을 이용하여 건강수요함수를 추정하여 건강에 영향을 미치는 요인들에 대해 분석한다. 둘째, 의료수요함수를 추정함으로써 건강수준과 건강행태와 의료 이용 간의 관계를 분석한다. 셋째, 추정 결과를 바탕으로 건강의 결정요인을 이용하여 국민들의 건강을 증진시킬 수 있는 방안을 모색하고 의료이용을 효율적으로 관리할 수 있는 방안도 제시하고자 한다.

II. 기존 연구의 검토

Grossman(1972)은 건강수요에 대한 모형을 이론적으로 확립하였는데 건강을 교육과 같은 인적 자본의 하나로 파악하고 가계 차원에서 건강 자본에 대한 수요를 도출하였다. 교육이 업무의 효율성을 증가시켜 생산성에 영향을 미친다면, 건강은 건강한 일수(Health days)를 늘림으로써 일을 할 수 있는 총 시간에 영향을 준다고 보았다.

개인의 효용은 질병에 이환된 기간이 길면 감소하며 개인의 건강수준이 높으면 질병에 이환되는 기간이 줄어들어 효용이 증가한다. 개인의 초기 건강자본은 시간에 따라 감소하며 건강에 대한 투자는

의료이용 등을 통해 생산되는 건강 투자를 의미한다. 또한 건강 투자의 한계 편익과 한계 비용이 같아지는 부분에서 개인의 효용이 극대화 된다고 Grossman은 주장하였다.

Grossman은 건강이 감소하는 속도가 나이에 따라 감소하며 건강자산은 생활 주기(Life cycle)에 따라 감소하고 건강 자산의 감소에 따라 의료에 대한 지출은 증가한다고 보았다. 의료 수요는 임금과 양의 관계에 있으며, 교육은 건강에 대한 투자의 효율성을 증가시킬 것이라고 주장하였다. 즉, 교육수준이 높을수록 더 높은 최적의 건강수준을 추구하며, 교육은 의료비와 반비례하는 것으로 분석하였다.

Wagstaff(1986)는 Grossman Model을 기본으로 하여 건강수요함수와 의료수요함수를 도출하였으며, 도출된 모델을 바탕으로 덴마크의 횡단면 자료를 이용하여 건강 및 의료수요함수를 추정하였는데 추정 결과 교육과 근로 환경은 건강과 의료이용에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 건강과 의료 사이에는 음(-)의 결과가 나타났는데 Wagstaff는 이에 대해 개인의 현재 건강수준이 그들이 원하는 최적 건강수준 보다 낮아서 의료비 지출을 늘리기 때문인 것으로 분석하였다.

Nocera & Zweifel(1998)은 스위스의 패널 자료를 이용하여 흡연과 비만, 운동 등이 건강과 의료 수요에 미치는 영향을 분석하였는데 ‘주관적 건강상태’를 종속변수로 하여 건강수요함수를 일반화 최소 자승법(Generalized least squares, GLS)으로 추정하였고, ‘의료비’를 종속변수로 하여 의료수요함수를 Tobit 모형을 이용, 추정하였다. 추정 결과 교육은 건강과 양의 관계를 나타냈으나 의료 수요에는 영향을 주지 않았다. 운동의 경우 의료비와 양의 관계를 나타내었으며 비만은 건강과 음의 관계를, 의료와는 양의 관계를 나타냈다. 흡연은 건강과 양의 관계를 나타냄으로써 연구의 한계를 노정하였다

Gerdtham(1999)은 스웨덴의 횡단면 자료를 이용하고 건강에 대한 3가지 척도를 활용, Tobit, Ordered Probit 모형을 사용하여 흡연, 음주, 비만, 운동 등이 건강에 미치는 영향을 추정하였다. 추정 결과 흡연은 건강과 음의 관계를 나타냈으며 통계적으로도 유의하였다. 비만은 건강과 음의 관계를, 운동은 건강과 양의 관계를 나타내었다. 음주의 경우 대체로 건강과 양의 관계를 나타냈는데 이에 대해 Gerdtham은 음주의 빈도 뿐만 아니라 음주량도 함께 분석해야 할 필요가 있다고 하였다.

Humphreys(2014)는 캐나다의 횡단면 자료를 이용하여 운동을 비롯한 신체활동이 건강에 미치는 영향을 분석하였다. 나쁜 건강상태, 당뇨, 고혈압 등의 보유 여부를 종속변수로 사용하고 Probit모형을 이용하여 추정하였는데 추정 결과 운동은 해로운 질병에 걸릴 확률을 낮춰주는 것으로 나타났으며 운동의 빈도와 강도에서 유의한 차이를 발견하였다.

국내 연구로는 의료이용과 관련한 개인 및 환경적 요인을 분석함으로써 의료이용 행위를 분석하는 Andersen Model을 이용하는 연구가 주를 이루고 있으며 Grossman Model을 이용한 분석은 많지 않은 편이다. 김종성 & 조비용은(2010) 건강검진 수검자들을 대상으로 주관적 건강인식에 영향을 미치는 요인에 대해 Multinomial logistic regression 분석을 시도하였다. 남연희 & 남지란(2011)은 국민건강영양조사 자료를 사용하여 한국 노인들의 주관적 건강상태에 영향을 미치는 요인들에 대해 ANOVA와 다중회귀분석 등을 사용하여 분석하였다. 신민선 & 이원재(2013)는 국민건강영양조사 자

료를 이용하여 만성질환과 건강 행태가 외래 서비스 이용에 미치는 영향에 대하여 Logistic 모형을 활용하여 분석하였다. 이은경 & 최성은(2015)은 건강보험공단의 표본코호트 자료를 이용하여 건강위해행동이 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 Two part model, Quantile regression 등을 통하여 추정한다. 최성은(2016)은 건강보험 코호트 DB자료와 건강검진 DB자료를 이용하여 흡연이 의료비 지출에 미치는 영향에 대해 Pooled OLS 모형을 활용하여 분석하고 있다.

Grossman Model을 이용한 국내의 연구로는 김대중(2015)의 한국의료패널을 이용한 흡연, 음주, 비만도 등이 건강 및 의료수요에 미치는 영향에 대한 연구가 있는 바 건강수요모형에 대해서는 확률효과모형과 고정효과모형 및 GLS 모형을 이용하여 추정하고 있으며, 의료수요에 대해서는 Two part model과 Sample selection model을 이용하여 추정하였다. 유창훈 외(2017)는 한국의료패널자료를 이용하고 Andersen Model과 Grossman Model을 모두 이용하여 민간의료보험이 의료기관 종별 선택에 미치는 영향에 대해 Probit 모형을 활용하여 분석하였다.

III. 실증분석

1. 분석대상 및 자료

본 연구에서 사용한 자료는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 제공하는 한국의료패널 2010년~2017년 연간데이터(베타버전)를 활용하였다. 의료패널은 전국 약 7천여 가구에 대하여 사회, 경제적 특성과 의료이용 행태, 건강수준 및 건강행태 등을 포함하는 조사내용을 담고 있는 우리나라 의료 관련 조사로 가장 대표적인 자료이다. 주관적 건강상태가 조사되기 시작한 2010년부터 2017년 까지 8년 간의 데이터를 사용하여 샘플 1을 구성하였으며 결측치를 제외한 6,256명을 분석대상으로 하였다. EQ-5D의 경우 2014년 설문에는 포함되지 않기 때문에 부득이 2015년부터 2017년 까지 3년 간의 데이터를 샘플 2로 구성하여 사용하였으며 분석 대상은 11,366명 이며 추정에는 STATA version 15를 활용하였다.

2. 모형의 설정 및 변수 설명

첫번째 추정 모형인 건강수요함수모형의 종속변수는 주관적 건강상태와 EQ-5D를 이용한 삶의 질이다. 주관적 건강상태는 매우 나쁨부터 매우 좋음까지의 순서에 의미를 갖는 범주형 변수로서 상한과 하한이 존재한다는 점과 범주간의 간격에 대한 가정과 같은 문제로 인해 연속적인 종속변수를 이용한 분석과는 다른 접근 방법이 필요하다. 따라서 본 연구에서는 패널순서형로짓(Panel ordered logit) 모형을 이용하여 건강수요함수를 다음의 식 (1)과 같이 설정하였다.

$$y_{1it}^* = \sum \beta_k X_{kit} + e_{1i} + u_{1it} \quad (1)$$

$$e_{1i} \sim N(0, \sigma_{e_1}^2)$$

위 식에서 e_{1i} 는 관찰할 수 없는 개별 효과(Individual specific effect)이고 u_{1it} 는 확률오차항으로 로지스틱 분포를 한다고 가정한다. y_{1it}^* 는 관측되지 않는 변수로서 이 값이 가장 낮은 경우 건강 상태가 매우 나쁜 경우이고, 그 다음은 나쁨, 보통, 좋음, 매우 좋음으로 정의된다. 따라서 관찰된 종속변수 y_{1it} 는 다음과 같이 결정된다.

$$y_{1it} = 0 \text{ (매우 나쁨)}, \quad y_{1it}^* \leq \delta_1 \text{ 일때}$$

$$y_{1it} = 1 \text{ (나쁨)}, \quad \delta_1 < y_{1it}^* \leq \delta_2 \text{ 일때}$$

$$y_{1it} = 2 \text{ (보통)}, \quad \delta_2 < y_{1it}^* \leq \delta_3 \text{ 일때}$$

$$y_{1it} = 3 \text{ (좋음)}, \quad \delta_3 < y_{1it}^* \leq \delta_4 \text{ 일때}$$

$$y_{1it} = 4 \text{ (매우 좋음)}, \quad \delta_4 < y_{1it}^* \text{ 일때}$$

여기에서 $\delta_1, \delta_2, \delta_3, \delta_4$ 는 절사점(cutoff point)으로서 모형 안에서 추정되어야 할 모수(parameter)이다.

또 다른 종속변수인 삶의 질을 나타내는 EQ-5D는 운동능력, 자기관리, 일상활동, 통증/불편감, 그리고 불안/우울 같은 5개 항목에 대한 현 상태를 3개 수준으로 나누어 산출하는데 본 연구에서는 질병관리 본부(2011)의 가중치를 활용하였다.

건강수요함수의 추정에 사용된 설명변수는 성별(남성=1), 나이, 경제활동 여부, 혼인 상태, 소득, 거주지, 그리고 교육과 같은 인구, 사회 경제적 요인과 만성질환 개수, 장애 여부, BMI지수 등의 개인 특성변수, 그리고 흡연, 음주, 신체활동을 포함하는 건강행태 변수와 의료비 및 건강검진 수검 여부와 같은 의료이용 변수 등이다.

혼인상태는 미혼을 기준변수로 혼인, 이혼 또는 사별에 대하여 각각 더미변수를 사용하였다. 소득은 가구총소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 가구 균등화 소득을 Box-Cox 변환 하였다. 거주지는 서울 및 광역시에 거주 중인 경우에 1을 부여한 더미변수를 사용하였다. 교육은 총 교육년수로서 석사의 경우 18년, 박사는 21년이다. 만성질환은 의사에게 진단받은 만성질환의 총 개수를 사용하였다. 건강행태 변수 중 흡연의 경우 흡연량과 흡연기간을 동시에 고려할 수 있는 갑년(pack-year)을 단위로 사용하였다. 갑년은 하루평균 흡연량(갑)에 흡연기간(년)을 곱한 값으로 흡연의 영향을 분석하는 의학 관련 연구에서 사용되어 왔으나 대부분 횡단면 자료를 이용한 분석이었으며 패널데이터를 이용한 경우는 거의 없는 바 이은경 & 최성은(2015), 최성은(2016)은 데이터를 pooling하여 분석하였으며,

정선락 외(2015)는 초과 외래에 한정하여 분석하고 있다.

패널분석에서 갭년이 잘 이용되지 않는 이유는 시간의 흐름에 따른 흡연량의 변화를 제대로 통제하지 못한다는 것 때문인 것으로 사료된다. 이는 횡단면 분석에선 문제가 되지 않으나 패널 분석의 경우 문제가 될 수 있다. 예를 들어 한 개인이 2015년 설문에서 하루평균 흡연량을 1갑, 흡연 기간을 5년이라고 응답했다면 이 개인의 총 흡연량은 5갑년(1x5)이다. 그러나 다음해 어떠한 이유로 흡연량이 반갑으로 줄어 하루평균 흡연량 0.5갑, 흡연 기간을 6년이라고 응답했다면 이 개인의 2016년 총 흡연량은 3갑년(0.5x6)으로 나타나며 흡연을 계속 했음에도 총 흡연량은 오히려 감소한 것처럼 나타난다.

이러한 문제를 해결하기 위해 본 연구에선 누적흡연량을 사용하였다. 장기 패널의 경우 2010년까지, 단기 패널의 경우 2015년 까지 흡연량은 동일하다는 가정 하에, 이후 1년 마다 평균 흡연량을 누적하는 방식을 이용하였다. 흡연 상태가 금연에서 다시 흡연으로 바뀌는 경우를 고려하기 위해 과거 흡연량에 흡연기간을 곱한 누적 흡연량과 함께 금연 더미변수와 금연기간 변수를 추가하였다.

음주는 과음횟수를 이용하였는데 과음의 기준은 남성은 소주 7잔(맥주 5캔), 여성은 소주 5잔(맥주 4캔) 이상이며, 의료패널은 과음에 대해 월 1회 미만, 월 1회, 월 2~3회, 주 1회, 주 2~3회, 거의 매일의 범주로 설문을 구성하고 있는 바 이를 연 단위로 환산하여 산출하였다. 음주에서도 흡연과 마찬가지로 금주와 금주기간 변수를 추가하였다. 신체활동의 경우 중증도 운동의 주간 운동시간을 사용하였는데 의료패널의 1일 신체활동량과 주간 활동 일수를 활용하여 주간 운동시간을 계산하였다.

해당 변수들을 이용한 분석은 내생성이 적절히 통제되었다고 보기가 힘들기 때문에 때문에 확률효과 모형과 함께 고정효과 모형도 동시에 추정해 보았다. STATA에서는 패널오터드로짓 모형의 경우 확률효과모형에 대한 추정만을 제공하고 있기 때문에 고정효과 모형은 Baetschmann 등 이 제안한 BUC(Blow-up and cluster) 추정량을 이용한 고정효과모형을 사용하였다. 패널 GLS 모형을 이용한 분석의 경우에도 확률효과 모형과 고정효과 모형을 추정한 후 Hausman test를 통해 적합한 모형을 선정하였다.

두번째 추정모형인 의료수요함수의 종속변수는 외래 방문횟수로 0 또는 양의 정수이기 때문에 Panel Count 모형을 이용하였다. 패널카운트 모형은 X_{it} 가 주어졌을 때 종속변수가 특정한 값을 가질 확률이 다음의 식 (2)와 같은 포아송 분포를 따른다고 가정한다.

$$\Pr(Y_{it} = y_{it} | x_{it}) = \int (y_{it}, x_{it}\beta + v_i) \tag{2}$$

여기서 $\int (\cdot)$ 는 포아송 분포 함수를 의미하며 포아송 분포의 형태를 결정하는 $\mu_{it} = E(y_{it} | x_{it}, v_i)$ 를 $\exp(x_{it}\beta + v_i)$ 로 가정한다. 여기에서 v_i 는 패널 그룹 내에서 모두 같은 값을 갖는 그룹의 이질성을 의미하며 $\exp(v_i) \sim \text{Gamma}(1/a, a)$, 즉 감마 분포 함수를 따른다고 가정한다. 감마 분포 가정에서

$a=0$ 이면 $\text{var}(\exp(v_i))=0$ 을 의미하며 이 경우 확률효과가 존재하지 않는다는 것을 의미한다.

고정효과 모형에서는 식 (2)의 v_i 를 추정해야 할 모수로 간주한다. $\text{Exp}(v_i) = Y_i$ 로 정의하고 포아송 로그우도함수를 이용하여 β 와 $(\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$ 의 모수를 추정해야 한다. 로그우도함수는 다음과 같이 표현한다.

$$\ln L(\beta, \gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_n)$$

의료수요함수의 추정에 사용된 설명변수는 건강상태(주관적 건강상태 또는 EQ-5D)와 인구, 사회, 경제적 요인 및 기타 개인특성 변수와 흡연, 음주 운동의 건강행태 변수 등이다. 개인의 행태와는 별개로 발생하는 의료이용을 통제하기 위하여 사고 및 중독으로 인한 입원 또는 응급실 이용의 더미변수를 사용했으며 여기에 민간보험의 개수를 추가하였다. 민간보험 변수에 있어 계약을 해지한 경우를 제외한 민간보험의 개수와 월 보험료를 변수로 사용하였다. 2010년 의료패널의 민간보험에 관련한 조사는 상반기와 하반기로 나누어 실시하였기 때문에 본 연구에선 상반기와 하반기를 합하였으며 두 기간에 모두 조사에 참여한 경우 하반기를 기준으로 하였다

3. 추정 결과

Sample 1과 Sample 2의 각각에 대한 2017년의 기초통계량은 <표 1>에 나타나 있다. 우선 Sample 1의 경우 평균 주관적 건강상태는 2.18이며 평균 EQ-5D는 90.27 이다. 연 평균 23.7번 외래를 이용하였고 38%가 남성이며 평균 연령은 59세이다. 약 2.8개의 만성질환을 보유하고 있으며 소득은 2656.7만원이고 평균 10.6년의 교육을 받았다. 전체 분석대상자의 평균 누적 흡연량은 8갑년이며 현재 20%가 금연 중 이고 연 16회 과음을 하며 9%가 금주를 하고 있다. 또한 1주일에 1시간 정도 중증도 운동을 하였고 1.7개의 민간보험을 보유 중이다.

Sample 2의 경우 주관적 건강상태는 2.24이며 EQ-5D는 90.85이다. 연 평균 21번 외래를 방문하였고 43%가 남성이며 평균 연령은 55.6세이다. 약 2.4개의 만성질환을 보유하고 있고 소득은 2772만원이며 11.2년의 교육을 받았다. 전체 분석대상자의 평균 누적 흡연량은 7.9갑년 이며 20%가 금연 중 이다. 연 평균 18회 과음을 하며 9%가 금주 중이다. 1주일에 1시간 정도 중증도 운동을 하였고 1.7개의 민간보험을 보유 중이다.

〈표 1〉 2017년 기초 통계량

변수	Sample 1 (N=6,256)		Sample 2 (N=11,366)	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
주관적 건강상태	2.18	0.81	2.24	0.81
EQ-5D	90.27	9.99	90.85	9.38
외래 방문횟수	23.68	28.60	21.08	27.32
성별(1=남성)	0.38	0.49	0.43	0.50
나이	59.07	14.69	55.63	16.51
경제활동	0.60	0.49	0.61	0.49
혼인 (1=혼인)	0.76	0.43	0.72	0.45
이혼 또는 사별 (1=이혼 또는 사별)	0.18	0.38	0.16	0.36
소득	2,656.70	1,796.80	2,771.51	1,903.67
교육	10.63	4.43	11.23	4.38
만성질환	2.79	2.64	2.35	2.48
장애 (1=장애 보유)	0.08	0.27	0.07	0.26
사고 (1=사고나 중독으로 입원 또는 응급실 이용)	0.031	0.17	0.28	0.16
BMI 지수	23.51	3.11	23.45	3.16
대도시 (1=서울 또는 광역시 거주)	0.42	0.49	0.43	0.49
흡연량(갑년)	8.04	16.29	7.91	15.39
금연 (1=현재 금연 중)	0.20	0.40	0.20	0.40
금연기간	2.93	7.92	2.85	7.82
연간과음횟수	16.04	48.64	18.00	50.16
금주 (1=현재 금주 중)	0.09	0.29	0.09	0.29
금주기간	0.96	4.36	0.86	4.11
중증도 운동	0.99	1.84	1.00	1.83
민간보험 개수	1.71	1.61	1.66	1.56

건강수요함수에 대한 추정 결과는 〈표 2〉에 나와 있다. Sample 1을 이용하고 주관적 건강상태를 종속변수로 하여 분석한 확률효과모형의 경우 남성이 더 건강할 확률이 높으며 나이가 많아질수록 건강할 확률이 낮아졌다. 경제활동 중인 경우 건강하며 혼인 상태의 경우 유의한 값이 나타나지 않았다. 소득이 많을수록, 교육을 많이 받을수록 건강할 확률이 높아졌다. 만성질환의 개수가 많을수록, BMI지수가 높을수록 건강할 확률이 낮아졌으며 장애를 보유한 경우에도 건강할 확률이 낮아졌다. 거주지역에 따른 건강에 차이는 없는 것으로 나타났다. 흡연량이 많을수록 건강할 확률이 낮아졌으며 금연 기간은 건강에 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 과음을 많이 할 경우 건강할 확률이 낮아졌으며 금주 기간이 길어질수록 건강할 확률이 높아졌다. 중증도 운동은 건강할 확률을 높여주는 것으로 나타났다. 고정효과모형을 이용하여 분석한 결과 확률효과모형과 달리 교육수준과 장애 보유, 흡연량, 과음은 유의한 효과를 주지 않는 것으로 나타났다. 미혼에 비해서 혼인 중인 경우 건강할 확률이 높았

으며 서울 또는 광역시에 거주하는 경우 건강할 확률이 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다.

Sample 2를 이용하고 EQ-5D를 종속변수로 하여 분석한 경우 Hausman test 결과 귀무가설을 1% 유의수준에서 기각함으로써 고정효과모형을 채택하였으며 주관적 건강상태를 이용한 경우와 일부 변수에서 추정 결과에 차이가 나타났다. 추정 결과 혼인상태는 건강수준에 유의한 영향을 주지 않았으며 소득과 교육 또한 유의하지 않은 것으로 나타났고 만성질환의 개수가 많아질수록 건강수준이 낮아지는 것으로 나타났다. 흡연량과 과음 횟수는 건강에 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 금연 기간은 건강에 유의한 영향을 주지 않은 반면 금주 기간이 길어질수록 건강수준이 높아지는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 건강수요함수 추정 결과

	Sample 1 (N=6,256)		Sample 2 (N=11,366)	
	확률효과모형	고정효과모형	확률효과모형	고정효과모형
성별(1=남성)	0.39***	-	0.44***	-
나이	-0.0045***	-0.056***	-0.075***	-0.017
경제활동	0.11***	0.13***	1.17***	0.59***
혼인 (1=혼인)	0.11	0.49***	1.71***	0.55
이혼 또는 사별	0.13	0.34	-0.14	0.60
소득	0.045***	0.035***	0.18***	-0.027
교육	0.058***	-0.0099	0.21***	0.013
만성질환	-0.26***	-0.14***	-0.71***	-0.46***
장애 (1=장애 보유)	-0.67***	-0.20	-4.95***	-1.17*
BMI 지수	-0.014***	0.00086	0.0085	-0.053
대도시 (1=서울 또는 광역시 거주)	-0.020	-0.20**	0.33***	0.037
흡연량(갑년)	-0.0033**	0.0070	0.014***	0.031
금연 (1=현재 금연 중)	-0.091*	-0.21***	-0.44***	-0.47*
금연기간	0.0037	-0.0011	0.031***	0.00045
연간과음횟수	-0.00054**	-0.00044	-0.00071	0.00013
금주 (1=현재 금주 중)	-0.45***	-0.36***	-1.23***	-0.62***
금주기간	0.011***	0.012***	0.038***	0.037**
중증도 운동	0.050***	0.033***	0.11***	0.046*
상수			89.25***	93.47***
R^2 (overall)	-53012.89 (Log likelihood)	-30707.75(Log pseudolikelihood)	0.2607	0.2037

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

의료수요함수에 대한 추정 결과는 〈표 3〉에 나타나 있다. 건강수준이 높을수록 의료이용을 적게 하였고 남성이 여성에 비해 외래를 더 적게 이용하였으며 나이가 많아질수록 외래 이용이 증가하였다. Sample 1을 이용하여 추정한 경우 경제활동 중일 때 의료이용이 증가하였으나 Sample 2를 이용하여 추정할 경우에는 경제활동이 활발할 때 외래 이용이 감소하는 것으로 나타났다. 미혼에 비해서 혼인이

나 이혼 또는 사별의 경우 모두 의료이용이 증가하였다. 소득이 많을수록 외래 이용이 증가하였으며 Sample 1의 경우 교육은 확률효과모형에서는 음의 효과가 나타났으나 고정효과모형에서는 유의하지 않았다. 반면 Sample 2의 경우 확률효과모형에서는 교육이 의료이용에 음의 효과를 미쳤으나 고정효과모형에서는 오히려 양의 효과가 나타났다. 만성질환의 개수가 많을수록 의료이용이 증가하였으며 Sample 1의 경우 장애를 보유하는 경우 의료이용이 증가하는 것으로 나타났으나 Sample 2의 고정효과모형에서는 오히려 감소하는 것으로 나타났다. BMI지수가 높을수록 의료 이용이 증가하였고 Sample 1을 이용한 분석에서는 서울 또는 광역시에 거주 중인 경우 외래 이용이 대체로 증가한 반면 Sample 2를 이용한 분석에서는 외래 이용이 감소하는 것으로 나타났다. 흡연량이 많을수록 외래 이용이 증가하였고 금연 기간은 외래 이용에 유의한 영향을 주지 않았고 금연과는 달리 금주기간이 길어질수록 외래 이용이 감소하는 것으로 나타났다. 중증도 운동은 외래 이용 횟수를 감소시키는 것으로 나타났으며 사고나 중독으로 응급실을 이용했거나 입원을 한 경우 외래 방문 횟수가 증가하는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 의료수요함수 추정 결과

	Sample 1 (N=6,256)		Sample 2 (N=11,366)	
	확률효과모형	고정효과모형	확률효과모형	고정효과모형
건강 수준	-0.056***	-0.054***	-0.0026***	-0.0024***
성별(1=남성)	-0.41***		-0.41***	
나이	0.024***	0.021***	0.028***	0.032***
경제활동	0.0058*	0.0074**	-0.023***	-0.012**
혼인 (1=혼인)	0.25***	0.25***	0.20***	0.27***
이혼 또는 사별	0.28***	0.29***	0.18***	0.26***
소득	0.0031***	0.0053***	0.0025*	0.0058***
교육	-0.015***	-0.00028	-0.011***	0.013***
만성질환	0.040***	0.035***	0.042***	0.0018
장애 (1=장애 보유)	0.097***	0.089***	0.022	-0.046***
BMI 지수	0.0045***	0.0037***	0.0077***	0.0060***
대도시 (1=서울 또는 광역시 거주)	0.011	0.022**	-0.030***	-0.038**
흡연량(갑년)	0.0060***	0.029***	0.0026***	0.034***
금연 (1=현재 금연 중)	0.056***	0.052***	0.087***	0.083***
금연기간	-0.000074	0.000042	0.00031	0.00038
연간과음횟수	-0.00028***	-0.00025***	-0.00016***	-0.00012**
금주 (1=현재 금주 중)	0.077***	0.073***	0.036***	0.029***
금주기간	-0.0021***	-0.0020***	-0.00087*	-0.0010**
중증도 운동	-0.0010*	-0.0014**	-0.0013	-0.0022**
민간보험	0.021***	0.027***	0.013***	0.015***
사고	0.17***	0.17***	0.14***	0.14***
상수	1.37***		1.27***	
Log likelihood	-256494.99	-219751.89	-148324.18	-92796.595

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

의료수요함수를 패널카운트모형을 추정한 다음 각 설명변수의 한계효과를 산출하였다. 확률효과와 고정효과를 모두 0으로 간주하여 추정한 결과는 <표 4>에 나와 있다. 고정효과 모형을 기준으로 다른 설명 변수가 평균에 있을 때 주관적 건강상태가 한 단계 좋아질 경우 외래 방문 횟수가 0.33회 감소하였으며 EQ-5D가 1만큼 높아질 때는 0.028회 감소하였다. 흡연량이 1갑년 증가하면 외래 방문 횟수가 0.18~0.39회 증가하며 금연 중인 경우에는 0.33~0.98회 증가하는 것으로 나타났다. 금주 중인 경우 0.34~0.47회 증가하였으며 금주 기간이 1년 증가하면 외래 방문 횟수는 0.012회 감소하는 것으로 나타났다. 중증도 운동 시간이 1시간 증가하면 외래 방문 횟수는 0.0087~0.025회 감소하는 것으로 나타났다. 가입한 민간보험 1개 당 외래 방문 횟수는 0.17~0.18회 증가하는 것으로 나타났으며, 사고나 중독으로 입원을 하거나 응급실을 이용한 사람들은 외래 방문 횟수가 1.12~1.68회 증가하는 것으로 나타났다.

<표 4> 의료수요함수 한계효과

변수	Sample 1 (N=6,256)		Sample 2 (N=11,366)	
	확률효과모형	고정효과모형	확률효과모형	고정효과모형
건강 수준	-0.97***	-0.33***	-0.041***	-0.028***
성별(1=남성)	-6.78***		-6.52***	
나이	0.41***	0.13***	0.45***	0.37***
경제활동	0.10*	0.046**	-0.37***	-0.14**
혼인 (1=혼인)	4.08***	1.44***	3.02***	2.97***
이혼 또는 사별	5.44***	1.99***	3.01***	3.30***
소득	0.054***	0.033***	0.040*	0.067***
교육	-0.26***	-0.0018	-0.18***	0.15***
만성질환	0.70***	0.22***	0.68***	0.021
장애 (1=장애 보유)	1.75***	0.57***	0.36	-0.53***
BMI 지수	0.078***	0.023***	0.12***	0.069***
대도시 (1=서울 또는 광역시 거주)	0.19	0.14**	-0.48**	-0.43**
흡연량(갑년)	0.10***	0.18***	0.041***	0.39***
금연 (1=현재 금연 중)	0.99***	0.33***	1.44***	0.98***
금연기간	-0.0013	0.00026	0.0049	0.0044
연간과음횟수	-0.0048***	-0.0015***	-0.0025***	-0.0014**
금주 (1=현재 금주 중)	1.37***	0.47***	0.59***	0.34***
금주기간	-0.036***	-0.012***	-0.014***	-0.012**
중증도 운동	-0.018*	-0.0087**	-0.021*	-0.025**
민간보험	0.36***	0.17***	0.21***	0.18***
사고	3.16***	1.12***	2.40***	1.68***

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

4. 고찰

본 연구는 2010년부터 2017년 까지의 의료패널 자료를 이용하여 생활습관이 건강과 의료 이용에 미치는 영향을 분석하였다. 우선 주관적 건강상태를 종속변수로 하는 건강수요함수와 EQ-5D를 종속변수로 하는 건강수요함수는 유사한 결과를 나타내었다. 추정 결과 확률효과 모형에서는 소득과 교육이 건강에 비례하는 것으로 나타났으나 내생성을 통제한 고정효과모형에서는 Sample 2의 경우 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 의료이용에 있어서도 고정효과모형에서는 소득과 교육이 의료이용과 대체로 양의 관계에 있는 것으로 나타났다. Grossman은 교육이 의료이용의 한계생산성을 높여 동일한 건강을 수요한다면 교육수준이 높은 사람의 의료비 지출이 낮을 것으로 보았는데 본 연구의 추정 결과는 Grossman의 연구와 다른 결과를 나타내고 있다.

Nocera & Zweifel(1998)의 연구에서는 흡연이 건강에 양의 효과를 보이는 것으로 분석하였고, 의료비 지출에는 영향을 주지 않는 것으로 추정한 반면, 김대중(2015)의 연구에서는 흡연과 음주가 건강에 유의한 영향을 주지 않았으며 의료이용이 적게 하는 것으로 분석하고 있다. 본 연구에서는 흡연량과 음주가 건강에 유의한 영향을 미치지 않았으나(확률효과모형에서는 유의한 음의효과를 나타내었음) 금연 또는 금주를 하는 경우 건강수준이 낮은 것으로 나타났다. 또한 흡연량이 많아질수록 의료이용이 증가하였으며 금연 중인 경우에도 의료를 더 많이 이용하는 것으로 나타났다. 음주에 있어서도 과음 횟수가 많을수록 외래 이용이 감소하는 것으로 나타났으나 금주 중인 경우 외래 이용 횟수가 증가하는 것으로 나타났다. 이는 흡연과 음주가 건강에 즉각적으로 영향을 주는 것이 아니기 때문에 이후 건강의 악화로 금연 또는 금주를 했기 때문인 것으로 사료된다.

OECD Health Status에 따르면 한국 남성의 2016년 흡연인구 비율은 32.9%로 OECD평균인 23%와 비교하여 매우 높은 편이나 지속적인 감소 추세를 보이고 있다. 한국의 1인당 알콜 소비량은 8.7리터로 OECD평균이 8.8리터와 비슷한 수준으로 나타났다. 그러나 OECD 국가들의 알코올 소비량은 전반적으로 감소추세에 있는 것에 반해 한국은 2009년 이후 증감을 반복하고 있다.

한국의 절주정책은 주로 산업적 관점에 맞춰져 있으며 가격정책, 주류의 판매 및 소비 제한, 주류의 마케팅 규제 등은 음주의 폐해를 줄이기 위한 가장 효과적인 정책이라고 할 수 있다. 그러나 음주문화가 사회 생활에 있어 중요한 부분을 차지한다는 인식으로 인해 주류의 가격 정책에 대한 국민의 수용성은 낮은 편이라고 할 수 있으며 이를 개선하기 위해서는 적극적인 정책의 마련이 필요하다고 하겠다.

BMI지수가 높을수록 의료이용을 많이 하였으며 운동을 많이 할 수록 건강수준이 높아지며 의료이용이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 여러 선행연구와도 유사한 결과라 하겠으며 운동이 건강증진과 의료이용을 관리하는데 있어 중요한 요소라고 하겠다. 그러나 한국건강증진개발원의 제4차 국민건강증진종합계획 2018년 동향보고서에 따르면 한국의 유산소 신체활동 실천율은 오히려 감소추세를 보이고 있는 것으로 나타났다. 국민생활체육참여실태조사에서도 체육활동 참여의 중단 이유로 '체육활동

가능 시간이 부족해서'라는 응답이 69.7%로 가장 많이 나타났으며 그 다음은 체육활동에 대한 관심 부족이 38.6%였다. 생활체육 등에 대한 접근성을 확대하고 체육활동에 참가할 수 있는 시간을 마련하기 위한 정책이 필요할 것으로 보인다.

신민선 & 이원재(2013)는 민간의료보험에 가입했을 경우 의료서비스를 이용할 확률이 낮아지는 것으로 분석하였는데 본 연구의 분석 결과 민간의료보험의 개수가 많아질수록 외래방문횟수가 많아지는 것으로 나타났다.

IV. 결론

본 연구에서는 Grossman Model을 이용하여 우리나라의 건강수요함수와 함께 의료수요함수를 추정하였는데 만성질환의 개수가 많을수록 건강수준이 나빠졌으며 의료이용이 증가하였다. 흡연량은 건강에 영향을 주지 않는 것으로 나타났으나 흡연량이 증가할수록 의료이용이 증가하였다. 금연 중인 경우 같은 흡연량이라 하더라도 건강수준이 더 낮았으며 의료를 더 많이 이용하는 것으로 나타났다. 과음은 건강에 영향을 주지 않았으며 과음을 하는 사람은 의료이용이 적었으나 금주를 하는 사람들은 건강수준이 더 낮았으며 의료 이용도 증가하는 것으로 나타났다. 운동은 건강을 증진시키며 의료 이용을 감소시키는 것으로 나타났다.

추정을 통해 어떤 요인으로 인하여 사람들 간에 건강 수준에 차이가 발생하며 동일한 건강수준 하에서도 의료이용에 차이가 발생하는지 확인할 수 있었던 것이 본 연구의 첫번째 의의(기여)라 하겠다. 또한 주관적 건강상태와 EQ-5D를 종속변수로 하여 건강행태가 각각의 건강수준에 미치는 영향의 차이를 비교해 봄으로써 주관적 건강상태의 일부 한계에도 건강수준의 대리변수로써 여전히 유효하다는 점을 확인할 수 있었다는 것에도 또다른 의의가 있다고 하겠다.

이상의 연구 결과를 바탕으로 다음과 같은 정책적 제안을 하고자 한다. 건강을 증진하여 의료이용을 관리하는데 있어 건강행태는 매우 중요한 요소이다. 국민들의 건강을 관리하기 위해서는 생활습관의 개선 등을 통해 질병을 미리 예방하고 건강을 증진시킬 수 있는 방안을 마련해야 할 것이며 이를 통해서 국민의 의료서비스 이용을 관리할 수 있을 것이다.

흡연과 음주와 같이 즉각적으로 건강에 영향을 주지는 않지만 장기적으로는 건강에 부정적인 행태에 대한 인식을 보다 확실하게 해야 할 것이며 신체활동에 대한 관심을 환기하고 생활체육 등에 대한 접근성을 늘려야 할 것으로 사료된다.

참고문헌

- Andersen R. A behavioral model of families' use of health service. Research Series No. 25. Center for Health Administration Studies, University of Chicago. Chicago; 1986
- Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *Journal of Political Economy*. 1972; 80(2): 223-255
- Grossman M. THE HUMAN CAPITAL MODEL. *Handbook of health economics*; 2000
- Hole AR & Dickerson A & Munford L, A review of estimators for the fixed-effects ordered logit model. *United Kingdom Stata Users' Group Meetings 2011 05*, Stata Users Group. 2011.
- Wagstaff A. The demand for health: some new empirical evidence. *Journal of Health Economics*. 1986
- Gerdtham UG, Johannesson M, Lundberg L., & Isacson D. The demand for health: Results from new measures of health capital. *European Journal of Political Economy*. 1999; 15(3): 501-521
- Humphreys BR, Mcleod L, Ruseski JE. PHYSICAL ACTIVITY AND HEALTH OUTCOMES: EVIDENCE FROM CANADA. *Health Econ*. 2014; 23: 33-54
- Lalonde M. A new perspective on the health of Canadians. A working document. 66 *Government of Canada*; 1974
- Nocera S, Zweifel P. The demand for health: an empirical test of the Grossman model using panel data. *Dev Health Econ Public Polic*. 1998; 6: 35-49
- Organisation for Economic Co-operation and Development. *Health Statistics 2019*. OECD; 2019
- Willits FK., & Crider DM. Health rating and life satisfaction in the later middle years. 1988;(5): S172-S176
- Winship C. REGRESSION MODELS WITH ORDINAL VARIABLES. *American Sociological Review*. 1984; Vol. 49 (August:512-525)
- 강희정. 대형 상급종합병원 환자쏠림 완화정책의 현황과 방향. *보건복지포럼*. 2014; 210(0):65-76.
- 건강보험심사평가원. 2018년 진료비 주요 통계. *건강보험심사평가원*; 2019
- 건강증진개발원. 제4차 국민건강증진종합계획2018년 동향보고서. *건강증진개발원*. 2018

- 고숙자, 정영호, 김은주, 오혜인. 담배 및 주류의 가격 정책 효과. 한국보건사회연구원; 2013
- 김대중. 그로스만(Grossman) 모델을 이용한 의료수요 함수 추정 순수투자 모델을 중심으로. 보건경제와 정책연구. 2015; Vol.21, No.2: 71~92.
- 김수영, 나은희, 조한익. 한국 성인 남성에서 흡연과 대사증후군 및 동맥경화증과의 관계. 보건정보통계학회지. 2016; 41(1): 18-26
- 김종성, 조비룡. 건강검진 수검자의 주관적 건강인식과 건강 관련행위의 연관성. 가정의학회지. 2010년 31권 9호 p.688 ~ 696
- 문화체육관광부. 2018 국민생활체육참여실태조사. 문화체육관광부. 2019. [cited 2018 February 13].
- 배상수. 국민 건강의 결정요인 3: 질병예방 및 의료이용행태. 예방의학회지. 1993; bol.26, No.4
- 보건복지부. OECD Health Statistics 2018(요약본). 세종: 보건복지부, 한국보건사회연구원; 2018
- 신민선, 이원재, 외래서비스 이용과 건강행태. 한국콘텐츠학회논문지. 2013; 13(5): 342-353 (12 pages)
- 유창훈, 강성욱, 최지현, 권영대. 민간의료보험이 의료기관 종별 선택에 미치는 영향: 관절염 환자의 외래 이용을 중심으로. 병원경영학회지v.22 no.2, 2017; pp.58 - 69
- 이승환, 이성희, 권영록, 이한진. 성인 남성의 골밀도와 관련된 요인. 가정의학회지. 2003; 24(2): 158-165.
- 이은경, 최성은. 건강위해행동이 보건의료 재정에 미치는 영향. 한국조세재정연구원; 2015
- 정선락, 두영택, 이원기. 흡연력이 치과외래이용횟수에 미치는 영향. 한국데이터정보과학회. 2016; 27(2): 419-427
- 정애숙. 우리나라 주류 및 음주 정책의 변천과 과제. 보건복지포럼. 2015; 221(0):57-66.
- 정찬희, 박정식, 이원영, 김선우. 한국 성인에서 흡연, 음주, 운동, 교육정도 및 가족력이 대사증후군에 미치는 영향. 대한내과학회지. 2002; 63(6): 649-660.
- 최성은. 흡연자의 의료비 지출과 흡연이 의료비 지출에 미치는 효과. 재정학연구. 2016; 9(2): 1-21.
- 최요한. 주관적 건강인식은 실제 건강상태의 유효한 대리변수인가: 주관적 건강상태(SRH)와 주관적 건강변화상태(SACH)의 비교. 보건사회연구. 2016; 36(4): 431-459
- 한은정. 한국의료패널로 본 우리나라 국민들의 건강행태. 보건복지포럼. 2011; 182(0): 32-42.