



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

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

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



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

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

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

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

[Disclaimer](#)

가구형태 변화에 따른 성인의 미충족 의료
경험 관련 요인 분석

연세대학교 보건대학원

보건정보통계학과 보건정보통계전공

장 윤 섭

가구형태 변화에 따른 성인의 미충족 의료 경험 관련 요인 분석

지도 박 소 희 교수

이 논문을 보건학 석사학위 논문으로 제출함

2019년 12월

연세대학교 보건대학원
보건정보통계학과 보건정보통계전공
장 윤 섭

장윤섭의 보건학 석사학위 논문을 인준함

심사위원 _____ 박 소 희 _____ 인

심사위원 _____ 남 정 모 _____ 인

심사위원 _____ 김 규 리 _____ 인

연세대학교 보건대학원

2019년 12월 일

차 례

국문요약

I. 서 론	1
1. 연구배경	1
2. 연구목적	3
II. 선행연구 고찰	4
1. 의료필요와 미충족 의료	4
2. Andersen 모델	10
3. 가구형태와 미충족 의료(의료이용)의 연관성	12
III. 연구방법	14
1. 연구설계	14
2. 연구대상	16
3. 변수의 선정 및 정의	18
4. 분석방법	23
IV. 연구결과	27
1. 연구 대상자의 일반적 특성	27
가. 2011년(기준년도) 일반적 특성	27
나. 2011~2015년 일반적 특성	33
2. 분석결과	38
가. 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 요인 분석(GEE)	38

나. 하위집단별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 요인 분석	42
다. 소인성 요인별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 이유	52
V. 고 찰	58
1. 연구방법에 대한 고찰	58
2. 연구결과에 대한 고찰	60
VI. 결 론	64
참고문헌	66
Abstract	74

표 차 례

표 1. 의료 필요, 욕구, 의료이용에 따른 구분과 사례	5
표 2. 각 연도별 대상가구 및 가구원수(2010~2015년)	16
표 3. Andersen 모델의 3가지 요인 특성 및 연구 사용 변수	19
표 4. 연구변수(범주형)	21
표 5. 미충족 의료 이유 분류	22
표 6. 연구대상자의 일반적 특성(2011년)(범주형)	29
표 7. 연구대상자의 일반적 특성(2011~2015년)(범주형)	34
표 8. 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 요인 분석(GEE)	40
표 9. 성별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	42
표 10. 연령군별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	43
표 11. 교육수준별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	44
표 12. 주택소유형태별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	45
표 13. 경제활동유무별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	46
표 14. 의료보장형태별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	47
표 15. 총가구소득5분위별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	48
표 16. 만성질환유무별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	49
표 17. 주관적 건강상태별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	50
표 18. 조사연도별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향	51
표 19. 성별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 이유	53
표 20. 연령군별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 이유	56

그림 차례

그림 1. 연구모델	15
그림 2. 연구대상자 선정	17

국문요약

가구형태 변화에 따른 성인의 미충족 의료 경험 관련 요인 분석

최근 우리나라는 초저출산, 초고령화시대에 들어섬에 따라 1인가구가 지속적으로 증가하고 있다. 1인가구는 다인가구에 비해 상대적으로 사회적 약자층으로 구성되어 있고, 정서적, 경제적 지원이 부족하여 건강 증진 측면에서 고위험군에 해당한다. 이에 따라 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험의 차이를 확인하고, 관련 요인을 분석함으로써 가구형태 변화로 인해 건강형평성 문제가 발생할 것을 사전에 예측하여 이에 대한 대비책 마련과 제도 개선 등을 위한 정책 연구에 기초자료를 제시하고자 한다.

본 연구는 한국의료패널조사 제4, 5차(2010년 통합)부터 제10차(2015년)까지 총 6개년 자료를 사용하여 만 19세 이상의 성인을 대상으로 연구하였다. 가구형태 변화는 Lag function을 사용하였고, 1인가구→1인가구, 다인가구→1인가구, 1인가구→다인가구, 다인가구→다인가구 4가지 형태로 구분하여 비교하였다. 또한, 각 요인 변수가 미충족 의료 경험에 미치는 영향을 확인하기 위하여 반복 측정된 범주형 데이터 분석을 위한 일반화추정방정식(GEE)모델을 사용하였으며, 연구결과는 다음과 같다.

첫째, 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험의 요인분석 결과, 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구의 미충족 의료를 경험할 OR(Odds Ratio)가 1.12배(95% CI: 1.01-1.26) 높았으며, 통계적으로 유의한 결과를 나타냈다. 반면 본 연구에서 확인하고자 하였던 다인가구→1인가구는 다인가구→다인가구에 비해 1.25배(95% CI: 0.95-1.64) 높았지만 통계적으로 유의하지 않았다. 하지

만, 요인변수별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험에 대한 분석 중 일부 집단(연령별(만50~64세), 교육수준별(중졸이하), 총가구소득(2분위))에서는 다인가구→1인가구가 다인가구→다인가구에 비해 미충족 의료를 경험할 오즈가 높고, 통계적으로 유의하게 나타나 본 연구 목적에 대해 가능성을 확인할 수 있었다.

둘째, 의료서비스 이용에 영향을 미치는 요인에 관한 분석틀인 Andersen 모델을 이용하여 미충족 의료를 발생시키는 소인성, 가능성, 필요성 요인에 대해 살펴보았다. 먼저 소인성 요인의 경우, 성별은 여성이 남성에 비해 미충족 의료 경험할 오즈가 높았으며, 시간적 이유(수용성 요인)가 가장 많았다. 연령은 낮을수록 높았는데, 시간적 이유(수용성 요인)가 가장 많았다. 교육수준은 낮을수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 높아지는 것으로 나타났다. 다음으로 가능성 요인의 경우, 주택소유형태별로는 자가소유에 비해 미소유(전·월세, 기타)의 경우가, 총가구소득은 소득이 낮아질수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 점차 높아짐을 확인할 수 있었다. 반면, 경제활동이 있는 경우가 없는 경우보다 미충족 의료를 경험할 오즈가 높았다. 다음으로 필요성 요인의 주관적 건강상태가 나쁠수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 점차 높아짐을 확인하였다. 마지막으로 조사연도에 따른 미충족 의료 경험 여부를 확인하였는데, 최근일수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 점차 감소하는 경향을 확인하였다.

본 연구결과를 종합해보면, 과거에 비해 최근에 미충족 의료 경험이 감소하고 있으나, 1인가구는 다인가구 보다 미충족 의료의 경험이 높게 나타나고, 다양한 사회경제적 요인으로 인해 건강 불평등이 발생하고 있음을 확인하였다. 이에 따라 점차 증가할 것으로 예상되는 1인 가구의 건강 불평등 격차를 완화시키는 정책과 연구는 지속되어야 하며, 사회적 관심과 지원이 필요할 것으로 사료된다.

핵심어: 가구형태변화, 1인가구, 미충족 의료, Andersen model, 건강 불평등

I. 서론

1. 연구배경

우리나라는 1963년 의료보험법의 제정을 시작으로 1977년 500인 이상 사업장의 직장의료보험제도가 처음 시행되었다. 이후 점차 적용 범위를 확대하여 1989년, 의료보험제도 도입 12년 만에 전 국민의료보험을 달성하였다(행정안전부 국가기록원, 2019.4.).

최근 문재인 정부는 문재인 케어(일명 문케어)라는 의료보장성 강화 정책을 통해 환자의 의료비 부담을 낮추어 의료접근성을 개선시키고 사회보장성을 강화시키고자 노력하고 있다. 하지만 국민들로 하여금 의료적 필요를 충족시키는 데 있어 여전히 미흡한 면이 드러나고 있어 보장성 문제는 지속적인 문제로 지적되어 왔다(허순임 등, 2011; 김진현, 2007; 권순만 등, 2007; 양봉민 등, 2006).

최근 우리나라는 초저출산, 초고령화시대에 들어섬에 따라 독거노인이 증가하고 미혼율, 상승, 출생율 저하 등의 이유로 1인가구가 가파르게 증가하는 추세를 보이고 있다. 통계청에서 발표한 ‘2016 한국의 사회동향’¹⁾에 따르면 1인가구의 비율은 1990년 9.0%에서 2015년 27.2%로 상승한 반면, 같은 기간 4인 이상 가구의 비율은 58.2%에서 25.2%로 하락하였다. 이후 2035년에는 1인가구가 전체 가구의 약 34.3%까지 증가할 것으로 전망하고 있다(통계청, 2016). 이러한 1인가구의 증가는 세대별로 다른 이유 지니고 있는데, 주로 20~30대의 청년층은 취업난으로 인한 만혼, 비혼 등이 주원인이며, 40~50대의 중장년층은 이혼,

1) 한국사회동향: 국민 생활과 사회변화를 통계표와 그래프 중심으로 서술한 종합사회보고서로서 주로 「한국의 사회지표」와 국가승인통계 자료를 활용하여 통계청(통계개발원)과 서울대학교 아시아연구소 한국사회과학자료원의 공동 협력하에 해당 분야 전문가에 의해 작성됨. 내용은 다음과 같이 총 11개 영역*으로 구성되어 있음.
(* 인구, 가족과 가구, 건강, 교육, 노동, 소득과 소비, 문화와 여가, 주거와 교통, 환경, 안전, 사회통합)

별거, 경제위기, 자녀의 교육으로 인한 기러기 부모의 증가 등의 원인이 있다. 60세 이상의 노년층의 경우, 사별, 황혼이혼, 자녀분가 등의 가족해체 현상으로 1인가구가 증가하고 있다(정현미, 2016). 1인가구는 주로 여성, 저학력, 저소득, 노인 등으로 상대적으로 사회적 약자층의 비중이 높아 경제적, 정서적 불안감이 큰 상황이다. 또한, 1인가구는 상대적으로 다른 가구형태에 비해 가족이나 친척으로부터 지원을 받을 가능성이 작아 실업, 질병과 같은 사회적 위험 요소에 노출될 확률이 높아 건강 행동 특성에 있어 고위험군으로 분류된다(김유미, 정희경, 2013). 2016 한국의료패널 심층보고서에 따르면 1인가구의 경우, 그 외 가구에 비해 미충족 의료에 경험할 오즈가 높은 것으로 나타났다(허순임 등, 2016). 미충족 의료는 질병 중증도를 높일 수 있으며, 질병의 예후도 좋지 않을 수 있다(Diamant et al, 2004). 이러한 미충족 의료 경험에 의한 건강 문제는 개인의 삶의 질 뿐 아니라, 생명과 직결되는 문제이기 때문에 1인가구의 의료서비스 이용에 대해 지속적인 사회적 관심과 제도개선을 통한 지원과 관리가 필요하다(반영각, 2015; Statistics Korea, 2013; Korean Women's Development Institute, 2007).

국내의 최근 가구 유형에 따른 미충족 의료 경험에 관한 선행 연구를 살펴보면 가구원수로 유형을 구분하거나 특정 가구(1인, 노인 가구 등)를 중심으로 미충족 의료 경험에 관한 연관성 연구가 수행되었지만(김태민 2019; 최성지, 2018; 반영각, 2015), 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험에 관한 연구는 전무하였다. 다인가구에 비해 1인가구에서 미충족 의료 경험률이 높다는 연구결과(허순임 등, 2016)와 1인가구가 점차 증가할 것이라는 통계청의 발표(통계청, 2016)와 관련하여 가구형태 변화(1인가구로의 변화 중심)가 미충족 의료 경험에 어떠한 영향을 미치는지 확인하고, 이와 관련된 요인들을 파악하기 위해 Andersen 모델(소인성, 가능성, 필요성 요인)을 적용하여 분석하였다.

2. 연구목적

우리 사회에서 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 현황을 파악하고, 세부적인 요인들을 분석함으로써 현 국민건강보험 의료보장체계에 있어 가구형태 변화 시 발생할 수 있는 각 요인별 미충족 의료 경험을 완화하고 보건의료서비스 접근성을 개선 위한 근거를 제시하고자 한다. 그중 최근 지속해서 증가하고 있는 1인가구로 변화하는 경우를 중심으로 미충족 의료의 관련 요인을 분석함으로써 향후 가구변화에 따른 건강 형평성 문제를 사전 예상하여 이에 대한 대비책과 제도 개선 등을 위한 정책 연구에 실질적 정보를 제공하고자 한다.

구체적인 연구목적은 다음과 같다.

첫째, 연구대상자의 Andersen 모델(소인성, 가능성, 필요성 요인) 및 조사연도에 따른 일반적 특성 및 미충족 의료 경험 수준을 확인한다.

둘째, 연구대상자의 가구형태 변화와 Andersen 모델(소인성, 가능성, 필요성 요인) 및 조사연도에 따른 미충족 의료 경험의 상대적 영향을 분석한다.

셋째, 가구형태 변화가 연구대상자의 미충족 의료 경험에 영향을 미친다고 가정하였을 때, 영향 요인별로 가구형태 변화별(1인가구로의 변화 중심) 미충족 의료 경험의 상대적 영향을 분석한다.

넷째, 가구형태 변화별 미충족 의료를 경험하는 사유(접근성, 가용성, 수용성 요인)를 확인한다.

Ⅱ. 선행연구고찰

1. 의료필요와 미충족 의료

개인의 의료서비스 이용은 이용자의 주관적인 필요나 의료전문가가 판단한 의학적인 필요, 즉 의료 필요에 의해 발생하게 된다(예방의학과 공중보건 편집위원회, 2013). ‘미충족 의료(unmet needs for healthcare)’라는 개념을 이해하기 위해서는 먼저 의료 필요(medical necessity)에 대한 이해가 필요하다. 의료 필요란 어떤 인구집단의 건강 유지를 위해 질병의 적절한 진단과 치료를 하는데 필요한 의료서비스라고 할 수 있다(유광민 등, 2016). 의료 필요에 대한 개념을 자세히 살펴보면, 보건학에서는 의료 필요를 전문가적 관점에서 의학적인 필요를 준거 삼아 필요(need), 욕구(want), 수요(demand)로 구분하여 설명한다. 필요란 전문가적 관점에서 특정 기간에 어떤 집단이 건강을 유지하는 데 필요한 의료서비스의 양을 말하며, 욕구란 개인이 자신에게 필요하다고 느낀 의료서비스의 양을 의미한다. 이는 의학적인 필요 이외의 각자 자신의 건강에 부여하는 가치나 증상의 민감도 등에 따라 달라진다. 마지막으로 수요란 소비자가 시장에서 실제로 구입한 의료서비스의 이용량이라고 볼 수 있다(박유경, 2019; 예방의학과 공중보건 편집위원회, 2013). 의료 필요, 욕구, 의료이용에 따른 구분과 사례는 다음 <표 1>과 같다.

<표 1> 의료 필요, 욕구, 의료이용에 따른 구분과 사례

구분		의료 필요 없음		의료 필요 있음	
		욕구없음	욕구있음	욕구없음	욕구있음
의료	없음	A	B	C	D
이용	있음	E	F	G	H

주) 출처: 예방의학과 공중보건 편집위원회, 2013.

각 구분에 대한 사례 설명은 아래와 같다.

A: 건강한 상태로 의료이용이 필요 없는 경우

B: 건강에 대한 염려를 하지만 의료이용이 필요 없는 경우

C: 질병 초기단계이지만, 증상이 없어 의료이용을 하지 않는 경우

D: 질병이 있지만, 경제적이나 기타 사정으로 의료이용을 못하는 경우

E: 의사 유인 수요

F: 개인의 미용을 위해 성형 수술 또는 시술 받은 경우

G: 질병 초기단계로 증상이 없지만, 주변의 권유로 의료이용을 하는 경우

H: 질병에 이환되어 본인이 원하여 의료이용을 하는 경우

위 구분에서 A, H는 가장 적절한 의료이용 상태로 보며, C와 D를 의학적 필요가 있으나 의료이용을 하지 못하는 ‘미충족 필요(unmet need)’로 정의한다. 특히, D의 경우는 의학적 필요가 있고, 개인의 치료에 대한 욕구도 있으나 의료이용을 할 수 없는 경로 의료서비스 이용에 어려움을 겪고 있는 전형적 사례이다. 이는 의료보장성 강화정책의 주요 관심 집단으로 볼 수 있다. 의료정책은 의료 필요하지만, 의료이용을 하지 않는 C와 D를 감소시키고, 가장 적절한 의료 이용 상태인 A, H를 증가시키는 것이다(예방의학과 공중보건 편집위원회, 2013).

미충족 의료는 주관적이며, 시대나 사회 흐름에 따라 변화하여 구체적으로 정의하기 어려운 모호한 개념으로 볼 수 있다. 미충족 의료수준과 정책 방안에 대한 연구에서는 미충족 의료는 위에서 설명한 필요 의료서비스를 받지 못한 상태라고 할 수 있다(허순임 등, 2009). 허순임·김수정(2007) 연구에서는 제3기 국민건강영양조사(2005)년 자료를 통해 미충족 의료를 “지난 1년간 필요한 의료서비스를 받지 못하거나 늦게 받은 적이 있는지”로 정의하여 미충족 의료에 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 신영전, 손정인(2009)은 제1, 2차 한국복지패널 자료를 이용하여 미충족 의료는 “지난 1년 동안 돈이 없어서 본인 또는 가족이 의료기관에 갈 수 없었던 적이 있는지”로 정의하여 경제적 이유로 인한 미충족 의료 경험에 대한 현황을 분석하였다.

미충족 의료의 발생은 크게 접근성(accessibility), 가용성(availability), 수용성(acceptability) 요인으로 나눌 수 있다(J. Chen and F. Hou, 2002)

첫째, 접근성 요인은 흔히 의료 이용자에 대한 경제적 수준에 따라 미충족 의료 발생하며 이는 의료보장성 강화정책과 가장 밀접한 연관이 있다. 정부는 경제적 능력에 따라 의료서비스 접근성의 차이가 발생하지 않도록 다양한 정책적 지원이 필요하다.

둘째, 가용성 요인은 대기시간이 길거나 거주지역에 의료자원이 부족해서 발생하는 경우를 의미한다. 이를 해결하기 위해서는 긴 대기시간을 감소시킬 수 있는 효율적 의료서비스 개선과 지역별 의료자원의 균형적 분배가 필요하다.

셋째, 수용성 요인은 의료서비스 대상자의 주관적 인식이나 태도와 지식에 따라 미충족 의료 발생할 수 있다는 것이다. 즉, 가용성과 접근성 요인들이 충족되어 의료서비스를 이용가능 할지라도 의료 서비스 이용에 대한 필요성 인식 부족이나, 의료서비스의 부정적 인식, 지식 부족 등의 이유로 미충족 의료 발생 할 수 있다. 이는 주관적 판단에 의해 발생하는 요인이므로 가용성, 접근성 관점과 달리 정보의 제공, 의료서비스 질 향상 등을 통해 사회 전체적으로 의료서비스

에 대한 인식을 개선시키고, 이해도를 증진시킬 수 있는 정책적 접근이 필요하다.

국내 미충족 의료 경험에 관한 연구들의 대부분은 의료서비스를 예측하고 의료서비스 이용과 연관된 예측요인을 파악하는데 가장 보편적으로 사용되는 Andersen의 의료서비스 행동모델을 3가지 요인(소인성, 가능성, 필요성)으로 구분하여 설명하거나, 주요하게 다루는 요인들로 가설을 설정하여 진행하였다.

먼저 소인성 요인의 성별, 연령, 교육수준의 국내 선행연구의 논의는 다음과 같다. 성별의 경우, 대부분의 연구에서 여성이 남성보다 미충족 의료 경험이 더 높은 것으로 나타났다(유인영, 2017; 유혜영, 2016; 이수진, 2015; 송해연, 2014; 김진형, 2012; 송경신, 2011). 연령의 경우에는 두가지 결과로 나뉘었는데, 연령이 높아질수록 미충족 의료 경험이 높아진다는 결과(유혜영, 2016; 신영전, 손정인, 2009)와 연령이 높아질수록 미충족 의료 경험이 낮아진다는 결과이다(탁성숙, 2018; 허순임, 이혜재, 2016; 이수진, 2015; 김진형, 2012; 허순임, 김수정, 2007). 허순임·김수정(2007)의 연구에서는 노인층의 건강상태와 소득이나 교육수준 등의 사회경제적 특성이 의료적 필요를 충족시키는데 불리하며, 이러한 특성들은 미충족 의료 경험에 큰 영향을 미쳐 연령의 독립적 영향이 반대 방향으로 나타난 것으로 추론하고 있다. 그리고, 교육수준은 다수의 선행 연구에서 미충족 의료 경험에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났는데(허순임, 이혜재, 2016; 김진형, 2012; 신영전, 손정인, 2009; 허순임, 김수정, 2007), 교육수준이 낮을수록 미충족 의료 경험이 높아지는 것으로 나타났다.

다음으로 가능성 요인인 경제활동 유무, 의료보장형태, 소득수준에 대한 선행 연구의 논의는 다음과 같다. 경제활동 유무의 경우, 대부분 경제활동이 있는 경우에서 미충족 의료 경험이 높은 것으로 나타났다(이수진, 2015; 송해연, 2014). 송해연(2014)의 연구에서는 성인의 경제활동 참여 변화가 미충족 의료에 미치는 영향을 중점적으로 살펴보았는데, 경제적 이유로 미충족 의료를 경험하는데 있어서 참여자→참여자인 경우에 가장 경험이 낮았고, 참여자→미참여자인 경우에

가장 경험을 많이 하는 것으로 나타났다. 이를 통해 경제활동 참여 변화는 가계의 수입에 직접적인 영향을 미치므로 미충족 의료 경험에도 영향을 미치는 것으로 확인했다. 하지만, 시간적 이유로 미충족 의료를 경험했을 경우에는 참여→참여인 경우에 가장 높았다. 이로써 경제활동은 소득 측면에서 미충족 의료 경험을 낮추는 주요한 요인이지만, 오히려 시간적으로는 의료기관을 방문할 여유가 없어 미충족 의료 경험을 높일 수 있는 요인임을 확인 할 수 있었다. 의료보장유형의 경우 허순임·김수정(2007), 김교성·이현옥(2012)의 연구에서 미충족 의료 경험에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 허순임·김수정(2007)에서 직장가입자에 비해 지역가입자 및 의료급여 대상자가 미충족 의료 경험이 높은 것으로 나타났다. 김교성·이현옥(2012)의 연구에서는 건강보험 직장가입자와 의료급여 1종 수급자에 비해 지역가입자에서 미충족 의료 경험이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 이유는 직장가입자는 지역가입자에 비해 소득수준이 높거나 경제적으로 안정적일 수 있고, 의료급여 대상자는 본인부담율이 낮기 때문에 미충족 의료 경험 가능성이 낮을 것으로 추론했다. 소득수준의 경우 다수의 선행연구에서 미충족 의료 경험에 유의미한 영향을 미치고, 소득수준이 낮은 집단일수록 미충족 의료 경험이 높은 것으로 나타났다(황종남, 2017; 김수정, 허순임, 2011; 신영전, 손정인, 2009). 김수정·허순임(2011)의 연구에서는 2006년 차상위계층조사자료를 분석하였는데, 과부담의료비 지출 가구 비율은 소득수준이 낮은 가구일수록 비중이 높아졌으며 특히 건강보험빈곤, 건강보험차상위 가구의 과부담의료비 비율이 높았다. 이러한 결과를 바탕으로 정부의 의료 보장성강화 정책과 관련하여 저소득층에서 과도한 의료비 지출과 미충족 의료 발생을 줄일 수 있도록 소득수준과 의료보장형태를 함께 고려하는 것이 필요함을 제안하였다.

필요성 요인인 만성질환유무와 주관적 건강상태의 선행연구에 대한 논의는 다음과 같다. 주관적 건강상태와 관련하여 대부분의 선행연구에서 주관적 건강상태가 좋지 않을수록 미충족 의료 경험이 높게 나타났다(송경신, 2011; 김교성,

이현옥, 2012; 유혜영, 2016; 유광민 등, 2016). 이와 같은 결과에 대하여 유혜영(2016)은 주관적 건강상태와 미충족 의료는 모두 개인이 느끼는 주관적인 상태이고, 주관적으로 판단하는 건강 수준이 좋지 않을 경우, 의료서비스를 이용하고자 하는 욕구가 증가할 수 있기 때문에 서로 밀접한 관련을 보일 수 있다고 보았다. 다음으로 만성질환유무는 대부분 선행연구에서 만성질환이 있을수록 또는 많이 가지고 있을수록 미충족 의료 경험이 높아지는 것으로 나타났다(반영각, 2015; 송해연, 2014; 김교성, 이현옥, 2012; 김수정, 허순임, 2011; 양진영, 2010; 신영전, 손정인, 2009; 허순임, 김수정, 2007). 그중 반영각(2015)의 연구에서는 최근 1년 동안 미충족 의료 경험이 있는 만 19세 이상 성인 1인가구를 대상으로 분석한 결과 만성질환이 있는 경우 미충족 의료 경험이 높은 것으로 나타났다.

2. Andersen 모델

Andersen 모델은 의료서비스 이용에 영향을 미치는 요인에 관한 이론 분석틀로서 의료서비스 이용요인을 개인의 특성, 태도, 주변환경 및 사회적 특성 등으로 구분하여 의료서비스를 예측하고 의료서비스 이용과 연관된 예측요인을 파악하는데 가장 보편적으로 사용되는 사회행태학적 모델이다(김남희, 2015).

Andersen 모델을 이용한 대부분의 연구는 의료서비스 이용에 있어 개인적 특성에 무게를 두고 있다(이유나 등, 2018). Andersen 모델은 개인의 의료서비스 이용은 개인의 특성과 개인이 가지고 있는 주변 조건에 따라 결정된다고 가정하며, 다음과 같이 소인성 요인, 가능성 요인, 필요성 요인으로 구성되어 있다(탁성숙, 2018).

소인성 요인은 인구학적 특성 및 사회구조적 특성으로 의료서비스의 필요가 발생하기 이전에 개인의 의지와 상관없이 가지고 있는 특성으로 인구학적 특성으로는 성별과 연령, 결혼상태 등이 있고, 사회구조적 특성으로는 교육수준, 종교 등이 있다(Andersen and Newman, 1973).

가능성 요인은 크게 개인과 지역요인으로 분류된다. 개인요인으로는 소득수준과 경제활동 유무, 보험가입 유무, 지역의 의료시설 등이 있고, 지역요인으로는 지역의 의료인력, 시설, 의료서비스 가격 등이 있다. 이와 같이 가능성 요인은 의료서비스를 이용할 수 있도록 하는 능력에 영향을 미치는 요인(Andersen and Newman, 1973)으로서 해당 요인이 많을수록 의료서비스를 이용할 수 있는 가능성이 높아진다고 볼 수 있다(이가옥, 이미진, 2001).

마지막으로 필요성 요인은 개인의 주관적 건강수준, 질환 유무 등이 있으며, 개인 건강상태와 관련된 요인으로서 의료서비스 이용에 있어 가장 중요하고 직접적으로 영향을 미친다(Andersen and Newman, 1973).

이러한 요인들의 분석을 통해 의료 소비자들이 서비스를 이용함에 있어 어떠한 요인들이 영향을 미치는지 예측할 수 있는 틀을 제공함으로써 미충족 의료 경험을 감소시키는 주요 정책결정 또는 서비스 개발에 도움이 될 수 있다.

3. 가구형태와 미충족 의료(의료이용)의 연관성

한국은 1960대부터 급격한 산업화를 거치며 사회가 빠르게 변화하면서 초저출산시대, 초고령화 시대에 들어섬에 따라 가구형태가 점차 다인가구에서 1인가구, 무자녀가구, 한부모가구 등의 가구원수가 축소된 형태로 변화하고 있다. 특히나 1인가구는 가장 빠르게 증가해온 가구형태이다. ‘2016 한국의 사회동향’에 따르면 전체가구에 비해 1인가구의 비율은 1990년 9.0%에서 2015년 27.2%로 증가하였고, 2035년에는 34.3%까지 증가할 것으로 전망하고 있다(통계청, 2016). 1인 가구의 증가는 경제 향상, 여권신장, 기대수건 증가 등 긍정적인 변화의 결과로 볼 수 있지만, 사회적 고립과 정서적 불안, 가족 해체 등의 사회적 문제로 이어지기도 한다. 또한, 1인가구는 그 외 가구(2인 이상) 형태에 비해 고용과 소득의 불안정 등으로 인해 의료이용에 있어 불리한 요소를 상대적으로 많이 가지고 있고, 건강행동 특성에 있어 고위험에 해당하여 미충족 의료 경험이 높다(허순임 등, 2016; 김유미 등, 2013).

이러한 사회현상으로 인해 가구형태에 따른 미충족 의료 요인을 분석하기 위한 연구는 활발하게 진행되어 왔다. 질병관리본부와 한국보건사회연구원에서 실시한 국민건강조사 2016년 원자료를 분석한 결과, 만 19세 이상 1인가구는 전체 연구대상자 중 10.3%에 해당하였고, 노인, 저학력, 혼인 종결상태, 저소득, 민간보험 미가입자, 나쁜 주관적 건강상태 일수록 미충족 의료 경험이 많았다. 또한, 다인가구(2인 이상)에서는 청년, 중졸이하, 혼인 유지상태, 고소득, 민간보험 가입자, 나쁜 주관적 건강상태 일수록 미충족 의료 경험이 많은 것으로 나타났다(김윤정 외, 2018). 이는 두 군(1인가구, 다인가구)의 구성원들의 사회경제적 수준, 생활 형태에 따라 미충족 의료 경험에 미치는 요인들이 달라짐을 알 수 있다. 국민건강영양조사 4, 5기(2007-2012) 원자료에서는 만 19세 이상 1인

가구만을 대상으로 미충족 의료 경험에 대해 조사하였는데, 교육수준이나 소득 수준 뿐 아니라, 연구 대상자의 정신건강요인인 주관적 건강인식 나쁘고, 스트레스를 많이 느끼고, 우울, 자살생각을 경험할수록 미충족 의료 경험이 높게 나타나 건강행태요인 중 정신 건강에 대한 지원에 대한 필요성을 주장하였다(반영각, 2015). 또한, 이해재, 허순임(2017)의 연구에서는 노인의 미충족 의료 경험을 가구유형별로 비교하고, 미충족 의료에 미치는 요인들을 분석하여 고령화사회에 따른 한국사회의 노인의 미충족 의료 문제를 종합적으로 파악하고자 하였다.

이렇듯 가구형태는 미충족 의료 경험이나 개인의 건강상태에 밀접한 영향을 미치고 있다. 그 중 1인가구는 다인가구에 비해 건강 불평등이 발생하고 있으므로 1인가구로의 가구형태가 변화할 때 미충족 의료 경험 차이와 이에 대한 세부 요인들을 분석함으로써 향후 건강 불평등 격차를 완화하고, 보건의료서비스 접근성 개선을 위한 근거와 정보를 제공하고자 한다.

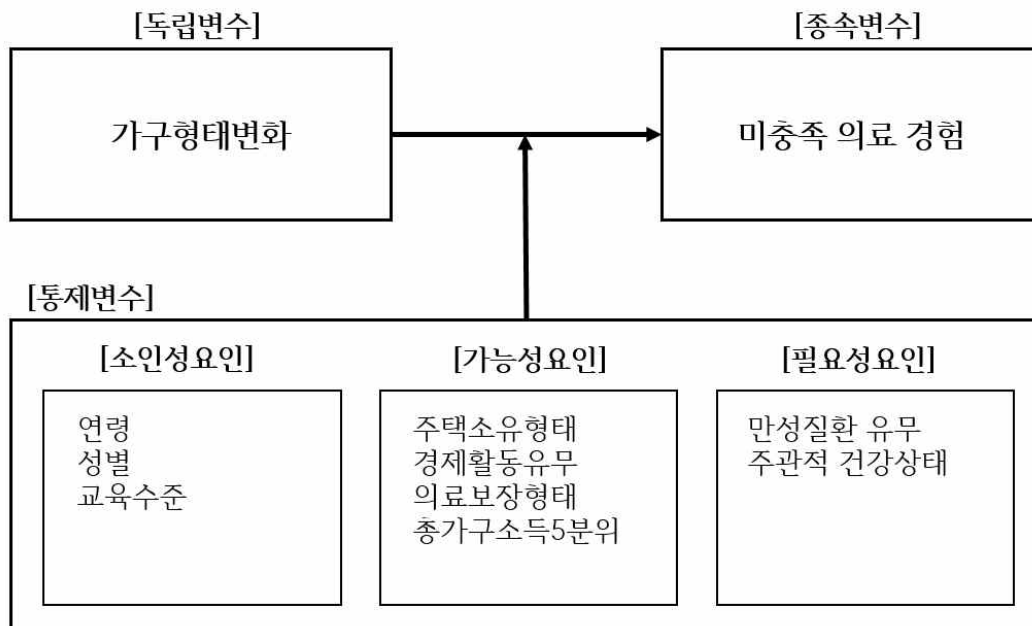
Ⅲ. 연구방법

1. 연구설계

본 연구는 만 19세 이상의 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해 한국의료패널조사 제4, 5차(2010년 통합)부터 제10차(2015년)까지 총 6개년 자료를 사용하여 연구하였다. 가구의 형태변화는 1인가구에서 1인가구, 다인가구에서 1인가구, 1인가구에서 다인가구, 다인가구에서 다인가구로 4가지로 분류하여 비교하였으며, 미충족 의료에 미치는 요인 변수는 기존 한국의료패널 자료를 이용한 미충족 의료 관련 선행연구를 참고하여 선정하였으며, <그림 1>과 같이 의료서비스 이용에 대한 Andersen 모델의 3가지 요인을 기준으로 통제변수들을 분류하여 연구를 설계하였다. Andersen 모델이란 연구 대상자의 의료서비스 이용에 대한 증감 요인 파악을 목적으로 하는 대표적인 사회행태학적 모델이다(Andersen, 1995; Andersen, 1968).

한국의료패널조사는 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단이 공동으로 주관하여 2008년 상반기(1차) 조사를 시작으로 현재까지 매년 조사가 이루어지고 있다. 해당자료는 2005년 인구주택총조사 90% 전수 자료를 표본추출틀로 하고 있으며, 표본가구 선정은 1단계로 표본조사구(집락)를 추출하고, 2단계에서는 표본조사구 내 표본가구를 추출하는 방식 방식이다. 조사방법은 조산원이 대상가구를 직접 방문하여 컴퓨터를 이용(CAPI)하여 조사하여 진행된다. 해당 자료는 국민들의 의료이용형태와 의료비 지출 규모에 관한 정보 뿐 아니라 보건의료서비스 이용에 영향을 미치는 사회경제적, 인구학적, 건강상태 등의 정보를 담고 있다(허순임 등, 2016).

1인 가구는 진료가 필요할 경우, 진료예약 및 의료기관 방문을 위해 시간, 경제적 등의 요인으로 인해 여러 측면에서 다인 가구에 비해 다소 불리하다(허순임 등, 2016). 이에 따라 의료서비스 이용에 영향을 미치는 Andersen 모델의 3가지 요인을 분류하여 19세 이상 성인의 경우, 가구형태 변화(다인가구에서 1인가구로 변화 중심)가 미충족 의료에 미치는 영향과 세부적인 요인들을 분석하고자 한다.



<그림 1> 연구모델

2. 연구대상

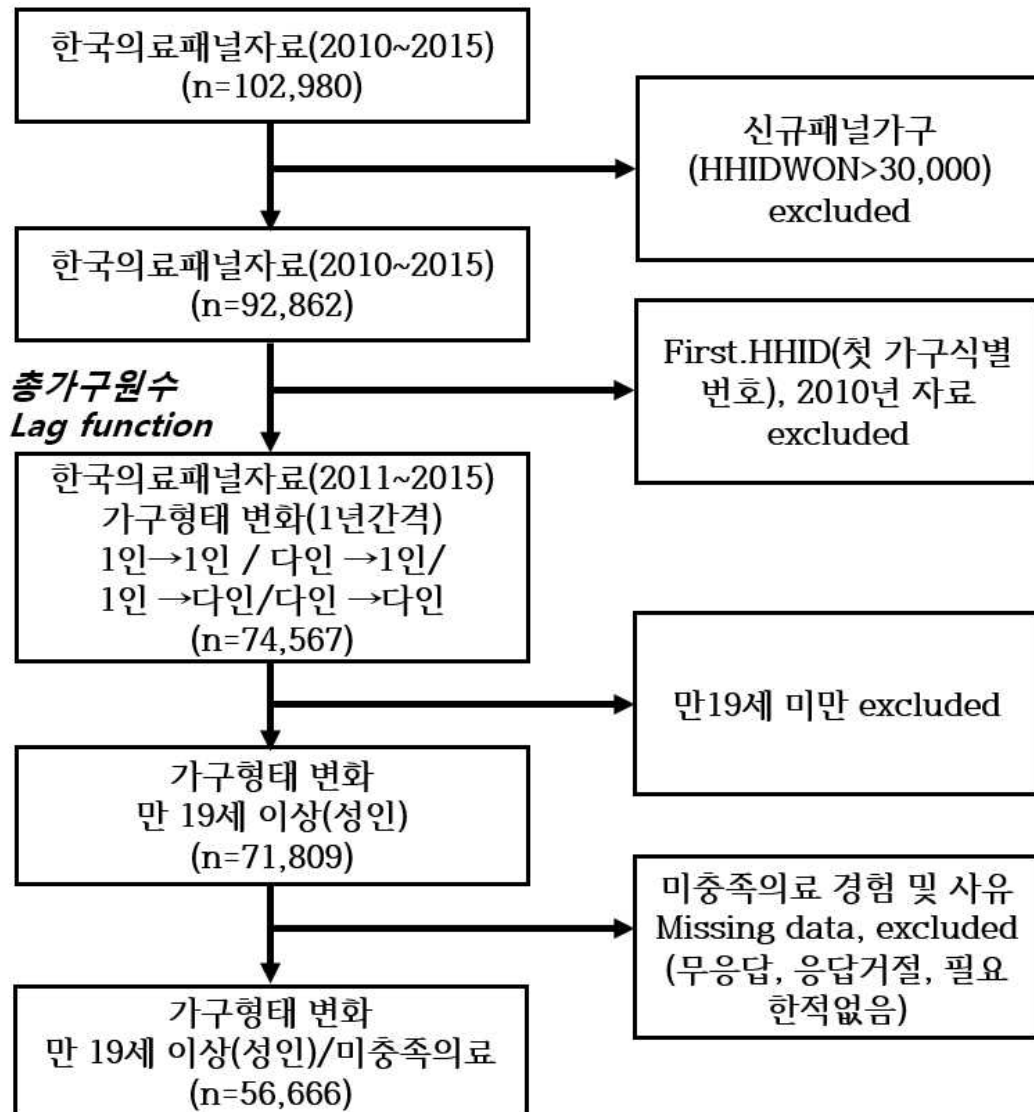
본 연구는 아래와 같이 2010년 한국의료패널자료의 대상가구의 각 가구원 (17,885명)을 대상으로 하고, 2015년까지 각각의 추적 관찰된 데이터를 사용하였다(n=102,980). <표 2>는 한국의료패널자료의 각 연도별 대상가구 및 가구원수를 정리한 것이다. 이 중 기존 연구 대상의 연속성을 위하여 신규패널가구를 제외하였으며, 형태변화를 보기 위해 첫 가구식별번호, 2010년(Baseline) 자료는 제외하였다. 또한, 성인을 분석하기 위하여 만 19세 미만을 제외하였고, 각 형태변화에서 미충족 의료 경험 여부와 경험 이유 답변에 대한 Missing data는 제외하였다. 연구대상자 선정에 대한 순서도는 <그림 2>와 같다.

<표 2> 각 연도별 대상가구 및 가구원수(2010~2015년)

(단위: 가구, 명)

구분	2010년	2011년	2012년	2013년	2014년	2015년
대상가구수	5,956	5,741	5,434	5,200	6,862	6,607
대상가구원수	17,885	17,035	15,872	14,839	19,219	18,130
참고	원표본				통합표본(원+신규)	

주) 출처: (유저가이드) 2008-2015년 한국의료패널(ver 1.4)



<그림 2> 연구대상자 선정

3. 변수의 선정 및 정의

가. 종속변수

본 연구의 종속변수는 보건의료 서비스에 대한 주관적 판단으로 측정된 개인 의료이용 중 ‘미충족 의료 경험 여부’로 설정하였다. ‘미충족 의료’란 한국의료패널조사 성인가구원용 설문지의 의료접근성에 관한 문항 중 “지난 1년간, 병·의원 치료 또는 검사를 받아 볼 필요가 있었으나 받지 못한 적이 한 번이라도 있었습니까?”라는 질문에 “예, 받지 못한 적이 한 번이라도 있었다.”고 응답한 경우로 정의하였다. 이는 대상자가 의료욕구와 필요성을 느낌에도 불구하고 다양한 사유로 의료서비스를 이용하지 못한 것을 의미한다.

나. 독립변수

독립변수는 가구형태 변화를 사용하였고, 그중 주요 독립변수는 다인가구에서 1인가구로의 가구형태 변화이다. 가구형태는 조사가구의 총가구원수로 구분하였으며, 1인 가구와 그 외 총가구원수가 2인 이상인 가구는 다인가구로 분류하여 정의하였다. 이 연구의 가구형태 변화는 2011년 당시 가구형태를 1인가구와 다인가구(2인이상)로 분류한 후, 이후 진행된 매조사마다 가구구성원수 변화 여부를 파악하여 (1) 1인가구→1인가구 (2) 다인가구→1인가구 (3) 1인가구→다인가구 (4) 다인가구→다인가구 총 4가지 형태로 구분하였다.

다. 통제변수

통제변수는 Andersen 모델을 적용하여 소인성, 가능성, 필요성 요인으로 구분하여 각각의 변수를 정의하였으며, 세부적인 설명은 다음 <표 3>과 같다.

<표 3> Andersen 모델의 3가지 요인 특성 및 연구 변수

구분	내용
소인성 요인	- 개인의 인구사회통계학적, 사회구조학적 특성, 건강신념 또는 믿음 - 사용변수: 성별, 연령, 교육수준
가능성 요인	- 의료서비스 이용을 가능하게 하거나 장애를 일으킬 수 있는 사회경제학적 상태 특성 및 개인을 포함한 가구 또는 인적, 물적 자원 - 사용변수: 주택소유형태, 경제활동유무, 의료보장형태, 총가구소득 5분위
필요성 요인	- 의료이용을 결정하는 건강 상태에 대한 주관적 인식과 의료적으로 진단된 질환 상태 - 사용변수: 만성질환유무, 주관적 건강상태

주) 참고: 조수진, 2019; 최은실 등, 2015; 김은영 등, 2008.

1) 소인성 요인

소인성 요인이란 개인의 인구사회통계학적, 사회구조학적 특성, 건강신념 또는 믿음을 의미하며 본 연구에서는 성별과 연령, 교육수준을 변수로 사용하였다. 성별은 남, 녀로 구분하였고, 연령은 우리나라의 각종 보조 사업의 생애주기별 기준인 청년(만19~29세), 중년(30~49세), 장년(50~64세), 노년(65세 이상)으로 정하였다(e-나라도움 홈페이지, 2019. 4.17.). 또한, 교육수준은 초등학교 졸업 이하, 중학교 졸업 이하, 고등학교 졸업 이하, 대학교 졸업 이상으로 구분하였다.

2) 가능성 요인

가능성 요인이란 의료서비스 이용을 가능하게 하거나 장애를 일으킬 수 있는 사회경제학적 상태 특성 및 개인을 포함한 가구 또는 인적, 물적 자원을 의미하

며, 본 연구의 변수로는 주택소유형태, 경제활동유무, 의료보장형태, 총가구소득 5분위를 변수로 사용하였다. 주택소유형태는 자가, 전세, 월세, 기타(무상 등)으로 구분하였으며, 경제활동유무는 패널조사 전 특정일 기준으로 수입 목적의 일을 했느냐 하지 않았느냐에 따라 유무를 파악하였고, 일시 휴직인 경우는 일한 것으로 포함하였다. 의료보장형태는 건강보험(직장/지역), 의료급여(1/2종), 기타(공무원, 교직원 건강보험, 국가유공자특례, 미가입(외국국적) 등)으로 구분하였다. 총가구소득 5분위는 연간 총 가구소득(총 근로소득+총 자산소득)을 가구 내 실제 가구원수의 제곱근(square root)으로 나누어 1분위(저소득)~5분위(고소득)로 구분하였다.

3) 필요성 요인

필요성 요인이란 의료 이용을 결정짓는 건강 상태에 대한 주관적 인식과 의료적으로 진단된 질환 상태를 의미하며, 변수로는 만성질환 유무와 주관적 건강상태를 사용하였고, 만성질환 유무는 3개월 이상 질환이 지속되는 경우로 유무를 구분하였다. 주관적 건강상태는 좋음(매우 좋음, 좋음), 보통, 나쁨(나쁨, 매우 나쁨)으로 구분하였다.

4) 기타 요인

Andersen 모델의 3가지 요인 외에 시간 흐름에 따라 미충족 의료 추세를 살펴보기 위해 조사연도(2011~2015년)라는 변수를 추가하여 분석하였다.

본 연구에 사용된 변수는 <표 4>과 같이 정리하였다.

<표 4> 연구변수(범주형)

구분	변수건	내 용
종속변수	미충족 의료 경험 여부	1= “예, 받지 못한 적이 한번이라도 있었다.”로 응답 / 미충족 의료 경험으로 정의, 2= “아니오, 받지 못한 적이 한 번도 없었다”로 응답 / 미충족 의료 미경험으로 정의
	독립변수	가구형태변화
통제변수	성별	1= 남, 2= 여
	연령	1= 청년(만19~29세), 2= 중년(30~49세), 3= 장년(50~64세), 4= 노년(65세 이상)
	교육수준	1=초등학교 졸업 이하, 2=중학교 졸업 이하, 3=고등학교 졸업 이하, 4=대학교 졸업 이상
	주택소유형태	1= 자가, 2= 전세, 3=월세, 4=기타(무생관사, 사택 등), 부모 건의 주택 거주), .= 결측(.), 모름/응답없음(-9)
	경제활동유무	1= 예, 2=아니오, .= 결측(.), 비해당, 모름/응답없음
	의료보장형태	1= 건강보험(직장/지역), 2= 의료급여(1/2종), 3= 기타(공무원, 교직원 건강보험, 특례자, 미가입자 등), .=결측(.)
	총가구소득5분위	1= 1분위, 2= 2분위, 3= 3분위, 4= 4분위, 5= 5분위, .= 결측(.), 모름(-9)
	필요성	만성질환유무
	필요성	주관적건강상태
	기타	조사연도

라. 미충족 의료 경험 이유 분석

한국의료패널조사 설문지의 의료접근성에 관한 문항 중 미충족 의료를 경험하였다고 답한 사람을 대상으로 “지난 1년간, 필요한 병의원 치료나 검사를 받지 못하신 가장 중요한 이유는 무엇입니까?” 라는 질문에 대한 응답 - “1) 경제적 이유(비용 부담스러움), 2)의료기관이 너무 멀, 3) 거동이 불편해서 혹은 건강상의 이유로 방문이 어려웠음, 4) 아이를 봐줄 사람이 없음, 5) 증세 경미 6) 어디로 가야할지 모름(정보부족), 7) 방문 시간 부족, 8) 빠른 시일 내에 예약 안됨, 9) 나(또는 가족)의 건강상태를 잘 아는 주치의가 없음.”을 다음과 같이 4가지 범주(접근성, 가용성, 수용성, 기타)로 분류하여 미충족 의료 경험 이유에 대해 층화 분석을 진행하였다. 다음 <표 5>는 미충족 의료 이유에 대한 분류이다.

<표 5> 미충족 의료 이유 분류(이수진, 2015; J. Chen and F. Hou, 2002)

구분	답변
접근성 (Accessibility)	1) 경제적 이유(비용 부담스러움)
가용성 (Availability)	2) 의료기관이 너무 멀 8) 빠른 시일 내에 예약 안됨
수용성 (Acceptability)	3) 거동이 불편해서 혹은 건강상의 이유 4) 아이를 봐줄 사람이 없음 5) 증세경미 6) 어디로 가야할지 모름(정보부족) 7) 방문 시간 부족 9) 나(또는 가족)의 건강상태를 잘 아는 주치의가 없음.

4. 분석방법

가. 분석방법 개요

본 연구는 한국의료패널자료의 2010년부터 2015년까지 추적 관찰된 데이터를 이용하였으며, Lag function을 이용하여 가구형태 변화를 파악하였고, 그에 따른 미충족 의료 경험 요인을 분석하였다.

첫째, 한국의료패널의 종단면 자료 분석을 위하여 2011년도(6차) 자료를 Baseline으로 기준을 정하여 독립변수(가구형태 변화)와 통제변수(소인성, 가능성, 필요성 요인) 및 기타(조사연도)에 따른 종속변수(미충족 의료 경험)의 빈도와 차이와 알아보고자 Chi-square test를 시행하였다.

둘째, 가구형태 변화((1) 1인가구→1인가구, (2) 다인가구→1인가구, (3) 1인가구→다인가구, (4) 다인가구→다인가구 총 4가지 형태)가 미충족 의료 경험에 미치는 영향을 확인하기 위해 반복 측정된 범주형 데이터 분석을 위한 일반화추정 방정식(Generalized Estimating Equations: GEE)모델로 분석을 수행하였으며, 각 β 값을 OR(Odds Ratio) 값으로 환산하여 각 변수 간 상대적인 비교 값을 추정하였다.

셋째, 가구형태 변화 및 소인성, 가능성, 필요성, 기타(조사연도) 요인에 따른 미충족 의료 경험의 복합적인 효과를 분석하기 위해 각 요인의 하위 집단별 GEE 분석을 진행하여 각 요인별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향을 분석하였다.

넷째, 미충족 의료를 경험한 이유에 대해 접근성, 가용성, 수용성 요인으로 분류하여 빈도 분석을 하였다.

모든 자료는 SAS version 9.4(SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)를 사용하여 분석하였으며, 유의수준 5%에서 유의성을 검증하였다.

나. Distributed-Lag 모델

Distributed-Lag 모델은 y 에 대한 회귀 x 의 효과가 한번이 아니라, 시간이 지남에 따라 발생하는 동적모델이다. 하나의 설명 변수와 선형관계의 간단한 경우, 모델은 다음과 같다.

$$y_t = \alpha + \beta(L)x_t + u_t = \alpha + \sum_{s=0}^{\infty} \beta_s x_{t-s} + u_t \quad (1.1)$$

u_t 는 고정된 오류 용어이며, 이 형식은 오른쪽에 lag 다항식이 white-noise process ϵ 가 아닌 설명변수 x 에 적용된다는 점을 제외하고, 시계열 ARMA process의 무한 이동 평균 표현과 유사하다. 개별 계수 β 는 lag weight이라고 하며, 총체적으로 lag distribution을 포함한다. x 가 시간에 따라 y 에 미치는 영향의 패턴을 정의한다.

(1.1)에서 무한한 β 계수를 추정할 수는 없으나, 실질적 방법중 하나는 (1.1)에서 lag를 유한 길이 q 로 절단하는 것인데, 이는 lag distribution이 q 주기를 넘어 효과적으로 0인 경우에 적합하다. 또다른 접근법은 (1.1)의 lag distribution이 점차적으로 0으로 감소하는 기능적 형태를 사용하는 것이다. 고정자기회귀과정(stationary autoregressive process)이 lag weight 감소와 함께 무한 이동 평균(infinite moving average)으로 표현될 수 있음을 확인할 수 있으므로 오른쪽에 하나 이상의 lag가 y 인 형태는 무한 길이 지연 분포를 허용하면서도 적은 수의 매개변수만 추정할 수 있다(Almon and Shirley, 1965; Box et al, 1976; Granger et al, 1974; Hamilton and James D, 1994; Koyck and L. M., 1954; Romer and David, 2012)

다. 일반화추정방정식(Generalized Estimating Equation, GEE)

반복측정된 자료(longitudinal data)는 동일 개체로부터 실험 조건이나 조사

시점 등을 달리하여 반복적으로 관측치를 얻은 자료를 말한다. 이는 시간 경과에 따라 동일 주제에 대해 반복 측정되므로 시간 경과에 따른 반응의 변화와 공변량 변화와의 관계를 발견할 수 있다(Fitzmaurice et al, 2011). 단, 반복측정된 자료는 한 개체에서의 각 관측치들 사이에 의존성이 존재하기 때문에 서로 상관관계가 존재한다. Liang과 Zeger(1986)는 이를 고려하기 위해 우도방정식(Likelihood Estimation)과 같은 역할을 하는 일반화추정방정식 모델을 제안하여 회귀모델의 모수를 추정하였다. 이러한 모델은 정규분포 외에도 포아송, 이항, 감마분포를 따르는 여러 반응 변수에 응용할 수 있는 장점을 가지고 있다(원혜진, 2016). 그러나 결측체계가 완전임의결측(MCAR)가 아닌 이전 반응에 의존적인 임의결측(MAR)인 경우, 편의추정량을 제공한다(Troxel et al, 1997).

반복측정자료(longitudinal data)의 경우, 반응측정치는 종종 중도탈락 또는 미응답 등의 사유로 결측이 발생하는데, 보통의 결측체계는 완전임의결측(MCAR), 임의결측(MAR), 비임의결측(NMAR) 세가지 유형으로 분류된다. 결측체계 유형에 따라 자료 분석 방법이 달라질 수 있으므로 결측체계를 정확히 파악하는 것은 매우 중요하다(Rubin 1976).

완전임의결측(missing completely at random; MCAR)이란 응답 결측이 발생할 오즈가 과거, 현재, 미래의 응답과 독립적인 경우를 말한다. 임의결측(missing at random; MAR)이란 응답 결측이 발생할 오즈가 과거의 관측된 응답 및 공변량에 종속적인 경우를 말한다. 임의결측(MAR)은 완전임의결측(MCAR) 보다 약한 가정이며, 실제로 완전임의결측(MCAR)은 임의결측(MAR)의 특별한 유형으로 볼 수 있다. 비임의결측(missing NOT at random; NMAR)이란 응답 결측이 발생할 오즈가 관찰되지 않은 응답에 의존하는 경우, 비임의결측(MNAR)이라고 한다. 비임의결측(MNAR)은 가장 일반적이며, 가장 문제가 되는 결측치 시나리오이다.

위 세가지 결측 시나리오 중 임의결측(MAR)인 경우에 발생하는 문제를 해결

하기 위해 가중 방법(Robins et al, 1994, 1995)과 다중대체(Rubin, 1987) 방법이 제안되었는데, 가중 방법이란 i 번째 개체가 t 시점에서 관측될 오즈의 역비율 값을 관측값에 가중을 주어 계산하는 방법이고, 다중대체는 어떠한 통계적인 모형을 통해 결측값을 다른 값으로 대체하는 것을 말한다. 결측값을 하나의 값으로 채우는 방법을 단일대체라고 하는데, 이 방법은 관측값과 대체값을 구분할 수 없어 정보의 양을 과다추정하고, 추정량의 분산을 과소 추정하는 문제가 발생한다. 이러한 문제 해결을 위해 결측값을 여러 개의 값으로 대체하고, 이 값들 간 차이의 분산이 추정량의 분산을 계산할 때 추가되어 분산이 과소추정되지 않게 하는 방법이 다중대체이다.

종속변수: 미충족 의료 경험 여부,

독립변수: 가구형태 변화,

통제변수(순서대로): 성별, 연령, 교육수준, 주택소유형태, 경제활동유무, 의료보장형태,

총가구소득5분위, 만성질환유무, 주관적 건강상태, 조사연도

IV. 연구결과

1. 연구대상자의 일반적 특성

가. 2011년(기준년도) 일반적 특성

본 연구는 2011년부터 2015년까지 가구형태 변화가 미충족 의료 경험에 미치는 영향을 확인하는 연구이고, <그림 2>와 같이 총 56,666의 표본수로 GEE 분석을 진행하였다. 분석을 진행하기에 앞서 연구의 기준년도(2011년)가 되는 연구 대상자들의 일반적 특성을 파악하고, 각 변수들의 미충족 경험과 연관성을 확인하기 위해 <표 6>과 같이 유의수준 5%에서 Chi-square test를 진행하였다.

연구 대상은 전체 12,370건이었으며, 가구형태 변화별로 살펴보면 1인가구→1인가구는 683건(5.5%), 다인가구→1인가구는 86건(0.7%), 1인가구→다인가구는 26건(0.2%), 다인가구→다인가구는 11,575건(93.6%)이었다. 이 중 다인가구→다인가구가 전체 표본의 대다수(93.6%)를 차지하고, 그 외 집단의 빈도수가 적어 가구형태 변화와 미충족 의료 경험과의 연관성은 통계적으로 유의하지 않았다($p=0.0579$).

통제변수 중 소인성 요인의 성별은 여성 6,564건(53.1%), 남성 5,806건(46.9%)으로 여성이 남성보다 표본수가 많았다. 연령은 중년(30~49세)이 4,612건(37.3%), 교육수준은 고졸이하인 경우가 4,710건(38.1%)으로 가장 많았다. 가능성 요인의 주택소유형태는 자가인 경우가 8,781건(71.0%), 경제활동유무는 경제활동을 하는 경우가 7,127건(57.6%), 의료보장형태는 건강보험(직장/지역) 가입자가 10,913건(88.2%), 총가구소득5분위(결측: 4)는 5분위(고소득)가 2,860건(23.1%)으로 가장 많았다. 필요성 요인의 만성질환유무는 만성질환을 가지고

있는 경우가 7,708건(62.3%), 주관적 건강상태(결측: 903)는 좋음이 5,022건(43.8%)으로 가장 많았다.

각 통제변수들과 종속변수인 미충족 의료 경험과의 연관성을 살펴보면 성별, 교육수준, 만성질환유무는 통계적으로 유의하지 않았으며, 연령, 주택소유형태, 경제활동유무, 의료보장형태, 총가구소득5분위, 주관적 건강상태에서 미충족 의료 경험과 통계적으로 유의한 연관성이 있는 것을 확인하였다.

<표 6> 연구대상자의 일반적 특성(2011년)(범주형)

단위: 건(%)

구 분			미충족의료 경험여부 (n=12,370)			p값
			유	무	합계	
독립 변수	가구 형태 변화	1인가구→ 1인가구	빈도 121 행백분율 17.7 열백분율 6.6	562 82.3 5.3	683 5.5	0.0579
		다인가구→ 1인가구	빈도 12 행백분율 14.0 열백분율 0.7	74 86.1 0.7	86 0.7	
		1인가구→ 다인가구	빈도 7 행백분율 26.9 열백분율 0.4	19 73.1 0.2	26 0.2	
		다인가구→ 다인가구	빈도 1,707 행백분율 14.8 열백분율 92.4	9,868 85.3 93.8	11,575 93.6	
	성별	남	빈도 853 행백분율 14.7 열백분율 46.2	4,953 85.3 47.1	5,806 46.9	0.4819
			빈도 994 행백분율 15.1 열백분율 53.8	5,570 84.9 52.9	6,564 53.1	
			빈도 204 행백분율 12.1 열백분율 11.0	1,485 87.9 14.1	1,689 13.7	
		여	빈도 784 행백분율 17.0 열백분율 42.5	3,828 83.0 36.4	4,612 37.3	
			빈도 473 행백분율 15.0 열백분율 25.6	2,689 85.0 25.6	3,162 25.6	
			빈도 386 행백분율 13.3 열백분율 20.9	2,521 86.7 24.0	2,907 23.5	
통 제 변 수	소 인 성	청년(만19~29세)	빈도 204 행백분율 12.1 열백분율 11.0	1,485 87.9 14.1	1,689 13.7	<.0001
			빈도 784 행백분율 17.0 열백분율 42.5	3,828 83.0 36.4	4,612 37.3	
			빈도 473 행백분율 15.0 열백분율 25.6	2,689 85.0 25.6	3,162 25.6	
		중년(30~49세)	빈도 386 행백분율 13.3 열백분율 20.9	2,521 86.7 24.0	2,907 23.5	
			빈도 204 행백분율 12.1 열백분율 11.0	1,485 87.9 14.1	1,689 13.7	
			빈도 784 행백분율 17.0 열백분율 42.5	3,828 83.0 36.4	4,612 37.3	
		장년(50~64세)	빈도 473 행백분율 15.0 열백분율 25.6	2,689 85.0 25.6	3,162 25.6	
			빈도 386 행백분율 13.3 열백분율 20.9	2,521 86.7 24.0	2,907 23.5	
			빈도 204 행백분율 12.1 열백분율 11.0	1,485 87.9 14.1	1,689 13.7	
		노년(65세 이상)	빈도 784 행백분율 17.0 열백분율 42.5	3,828 83.0 36.4	4,612 37.3	
			빈도 473 행백분율 15.0 열백분율 25.6	2,689 85.0 25.6	3,162 25.6	
			빈도 386 행백분율 13.3 열백분율 20.9	2,521 86.7 24.0	2,907 23.5	

<표 6> 연구대상자의 일반적 특성(2011년)(범주형)(계속)

단위: 건(%)

구 분				미충족의료 경험여부 (n=12,370)			p값
				유	무	합계	
소 인 성	교육 수준	초졸 이하	빈도	455	2,386	2,841	0.1722
			행백분율	16.0	84.0		
			열백분율	24.6	22.7	23.0	
		중졸 이하	빈도	188	1,189	1,377	
			행백분율	13.7	86.4		
			열백분율	10.2	11.3	11.1	
		고졸 이하	빈도	706	4,004	4,710	
			행백분율	15.0	85.0		
			열백분율	38.2	38.1	38.1	
	대졸 이상		빈도	498	2,944	3,442	
			행백분율	14.5	85.5		
			열백분율	27.0	28.0	27.8	
통 제 변 수	가 능 성	자가	빈도	1,199	7,582	8,781	<.0001
			행백분율	13.7	86.4		
			열백분율	64.9	72.1	71.0	
		전세	빈도	292	1,427	1,719	
			행백분율	17.0	83.0		
			열백분율	15.8	13.6	13.9	
		월세	빈도	227	902	1,129	
			행백분율	20.1	79.9		
			열백분율	12.3	8.6	9.1	
	소 유 형 태	기타	빈도	129	612	741	
			행백분율	17.4	82.6		
			열백분율	7.0	5.8	6.0	
	경 제 활 동 유 무	유	빈도	1,148	5,979	7,127	<.0001
			행백분율	16.1	83.9		
			열백분율	62.2	56.8	57.6	
		무	빈도	699	4,544	5,243	
			행백분율	13.3	86.7		
			열백분율	37.9	43.2	42.4	

<표 6> 연구대상자의 일반적 특성(2011년)(범주형)(계속)

단위: 건(%)

구 분			미충족의료 경험여부 (n=12,370)			p값		
			유	무	합계			
통 제 변 수	의료 보장 형태	건강보험 (직장/지역)	빈도	1,612	9,301	10,913	<.0001	
			행백분율	14.8	85.2			
			열백분율	87.3	88.4	88.2		
		의료급여 (1/2종)	빈도	128	449	577		
			행백분율	22.2	77.8			
			열백분율	6.9	4.3	4.7		
		기타	빈도	107	773	880		
			행백분율	12.2	87.8			
			열백분율	5.8	7.4	7.1		
	가 능 성	총가구 소득 5분위 (결측: 4)	1분위 (저소득)	빈도	325	1,562	1,887	<.0001
				행백분율	17.2	82.8		
				열백분율	17.6	14.9	15.3	
			2분위	빈도	382	1,970	2,352	
				행백분율	16.2	83.8		
				열백분율	20.7	18.7	19.0	
			3분위	빈도	371	2,235	2,606	
				행백분율	14.2	85.8		
				열백분율	20.1	21.3	21.1	
		4분위	빈도	408	2,253	2,661		
			행백분율	15.3	84.7			
			열백분율	22.1	21.4	21.5		
		5분위 (고소득)	빈도	361	2,499	2,860		
			행백분율	12.6	87.4			
			열백분율	19.6	23.8	23.1		

<표 6> 연구대상자의 일반적 특성(2011년)(범주형)(계속)

단위: 건(%)

구 분			미충족의료 경험여부 (n=12,370)			p값	
			유	무	합계		
통제변수	필요성	만성질환유무	빈도	1,163	6,545	7,708	0.5289
			유	행백분율	15.1	84.9	
			열백분율	63.0	62.2	62.3	
			빈도	684	3,978	4,662	
		무	행백분율	14.7	85.3		
		열백분율	37.0	37.8	37.7		
		주관적건강상태 (결측: 903)	빈도	598	4,424	5,022	<.0001
			좋음	행백분율	11.9	88.1	
	열백분율		33.7	45.7	43.8		
	빈도		787	3,913	4,700		
	나쁨	보통	행백분율	16.7	83.3		
		열백분율	44.3	40.4	41.0		
		빈도	390	1,355	1,745		
		나쁨	행백분율	22.4	77.7		
	열백분율	22.0	14.0	15.2			
	Total			1,847	10,523	12,370	

나. 2011~2015년 일반적 특성

<표 6>과 같이 기준연도(2011년)의 연구대상자의 일반적 특성을 파악한 뒤 2011년부터 2015년까지 모든 연구 표본의 일반적 특성을 파악하기 위하여 <표 7>과 같이 유의수준 5%에서 Chi-square test를 진행하였다.

연구 대상은 전체 56,666건이었으며, 가구형태 변화별로 살펴보면 1인가구→1인가구는 3,785건(6.7%), 다인가구→1인가구는 321건(0.6%), 1인가구→다인가구는 96건(0.2%), 다인가구→다인가구는 52,464건(92.6%)이었다. 이 중 다인가구→다인가구가 전체 표본의 대다수(92.6%)를 차지하였고, 가구형태 변화와 미충족 의료 경험과의 연관성은 통계적으로 유의하였다($p < .0001$).

통제변수 중 소인성 요인의 성별은 여성이 29,968(52.9%)건, 남성이 26,698건(47.1%)으로 여성이 남성보다 표본수가 많았다. 연령은 중년(30~49세)이 19,808건(35.0%), 교육수준은 고졸이하인 경우가 21,441건(37.8%)으로 가장 많았다. 가계소득 요인의 주택소유형태는 자가인 경우가 40,257(71.0%), 경제활동유무는 경제활동을 하는 경우가 32,644건(57.6%), 의료보장형태는 건강보험(직장/지역) 가입자가 50,200건(88.6%), 총가구소득 5분위(결측: 25)는 5분위(고소득)가 13,145건(23.2%)로 가장 많았다. 필요성 요인의 만성질환유무는 만성질환을 가지고 있는 경우가 35,933건(63.4%), 주관적 건강상태(결측: 3,596)는 좋음이 22,455건(42.3%)으로 가장 많았다.

각 통제변수들과 종속변수인 미충족 의료 경험과의 연관성을 살펴보면 경제활동유무를 제외하고, 모든 통제변수에서 통계적으로 유의한 연관성이 있는 것을 확인하였다.

<표 7> 연구대상자의 일반적 특성(2011~2015년)(범주형)

단위: 건(%)

구 분			미충족의료 경험여부 (n=56,666)			p값						
			유	무	합계							
독립 변수	가구 형태 변화	1인가구→ 1인가구	빈도 행백분율 열백분율	848 22.4 10.04	2,937 77.6 6.09	3,785 6.7	<.0001					
		다인가구→ 1인가구	빈도 행백분율 열백분율	70 21.8 0.8	251 78.2 0.5	321 0.6						
		1인가구→ 다인가구	빈도 행백분율 열백분율	16 16.7 0.2	80 83.3 0.2	96 0.2						
		다인가구→ 다인가구	빈도 행백분율 열백분율	7,515 14.3 89.0	44,949 85.7 93.2	52,464 92.6						
		성별	남	빈도 행백분율 열백분율	3,694 13.8 43.7	23,004 86.2 47.7		26,698 47.1	<.0001			
				여	빈도 행백분율 열백분율	4,755 15.9 56.3		25,213 84.1 52.3		29,968 52.9		
					소 인 성	청년(만19~29세)		빈도 행백분율 열백분율		883 11.3 10.5	6,954 88.7 14.4	7,837 13.8
			중년(30~49세)					빈도 행백분율 열백분율		2,869 14.5 34.0	16,939 85.5 35.1	19,808 35.0
				장년(50~64세)				빈도 행백분율 열백분율		2,112 14.8 25.0	12,167 85.2 25.2	14,279 25.2
						노년(65세 이상)		빈도 행백분율 열백분율		2,585 17.5 30.6	12,157 82.5 25.2	14,742 26.0

<표 7> 연구대상자의 일반적 특성(2011~2015년)(범주형)(계속)

단위: 건(%)

구 분				미충족의료 경험여부 (n=56,666)			p값
				유	무	합계	
소 인 성	교육 수준	초졸 이하	빈도	2,642	10,099	12,741	<.0001
			행백분율	20.7	79.3		
			열백분율	31.3	20.9	22.5	
		중졸 이하	빈도	940	5,247	6,187	
			행백분율	15.2	84.8		
			열백분율	11.1	10.9	10.9	
		고졸 이하	빈도	2,836	18,605	21,441	
			행백분율	13.2	86.8		
			열백분율	33.6	38.6	37.8	
	대졸 이상		빈도	2,031	14,266	16,297	
			행백분율	12.5	87.5		
			열백분율	24.0	29.6	28.8	
통 제 변 수	가 능 성	자가	빈도	5,479	34,778	40,257	<.0001
			행백분율	13.6	86.4		
			열백분율	64.9	72.1	71.0	
		전세	빈도	1,126	6,151	7,277	
			행백분율	15.5	84.5		
			열백분율	13.3	12.8	12.8	
		월세	빈도	1,130	4,370	5,500	
			행백분율	20.6	79.5		
			열백분율	13.4	9.1	9.7	
		기타	빈도	714	2,918	3,632	
			행백분율	19.7	80.3		
			열백분율	8.5	6.1	6.4	
	경제 활동 유무	유	빈도	4,905	27,739	32,644	0.368
			행백분율	15.0	85.0		
			열백분율	58.1	57.5	57.6	
		무	빈도	3,544	20,478	24,022	
			행백분율	14.8	85.3		
			열백분율	42.0	42.5	42.4	

<표 7> 연구대상자의 일반적 특성(2011~2015년)(범주형)(계속)

단위: 건(%)

구 분			미충족의료 경험여부 (n=56,666)			p값
			유	무	합계	
통 제 변 수	의료 보장 형태	건강보험 (직장/지역)	빈도 7,316	행백분율 14.6	열백분율 86.6	<.0001
			42,884	85.4		
			50,200	88.6		
		의료급여 (1/2종)	빈도 612	행백분율 26.0	열백분율 7.2	
			1,741	74.0	4.2	
			2,353	3.6		
		기타	빈도 521	행백분율 12.7	열백분율 6.2	
			3,592	87.3	7.5	
			4,113		7.3	
	가 능 성	1분위 (저소득)	빈도 1,957	행백분율 23.2	열백분율 23.2	<.0001
			6,496	76.9	13.5	
			8,453	14.9		
		2분위	빈도 1,733	행백분율 16.4	열백분율 20.5	
			8,830	83.6	18.3	
			10,563		18.6	
		3분위	빈도 1,701	행백분율 14.2	열백분율 20.1	
			10,300	85.8	21.4	
			12,001	21.2		
		4분위	빈도 1,603	행백분율 12.9	열백분율 19.0	
			10,876	87.2	22.6	
			12,479		22.0	
		5분위 (고소득)	빈도 1,452	행백분율 11.1	열백분율 17.2	
			11,693	89.0	24.3	
			13,145		23.2	

<표 7> 연구대상자의 일반적 특성(2011~2015년)(범주형)(계속)

단위: 건(%)

구 분				미충족의료 경험여부 (n=56,666)			p값	
				유	무	합계		
통제변수	만성질환유무	유	빈도	5,807	30,126	35,933	<.0001	
			행백분율	16.2	83.8			
			열백분율	68.7	62.5	63.4		
		무	빈도	2,642	18,091	20,733		
			행백분율	12.7	87.3			
			열백분율	31.3	37.5	36.6		
	필요성	좋은	빈도	2,218	20,237	22,455	<.0001	
			행백분율	9.9	90.1			
			열백분율	27.2	45.1	42.3		
		보통	빈도	3,619	18,511	22,130		
			행백분율	16.4	83.7			
			열백분율	44.4	41.2	41.7		
	주관적건강상태 (결측:3,596)	나쁨	빈도	2,318	6,167	8,485	<.0001	
			행백분율	27.3	72.7			
			열백분율	28.4	13.7	16.0		
		2011	빈도	1,847	10,523	12,370		<.0001
			행백분율	14.9	85.1			
			열백분율	21.9	21.8	21.8		
	2012	빈도	1,862	10,033	11,895			
		행백분율	15.7	84.33				
		열백분율	22.0	20.8	21.0			
	2013	빈도	1,906	9,399	11,305			
		행백분율	16.9	83.1				
		열백분율	22.6	19.5	20.0			
	2014	빈도	1,437	9,314	10,751			
		행백분율	13.4	86.6				
		열백분율	17.0	19.3	19.0			
	2015	빈도	1,397	8,948	10,345			
		행백분율	13.5	86.5				
		열백분율	16.5	18.6	18.3			
	Total				8,449	48,217	56,666	

2. 분석결과

가. 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 요인 분석(GEE)

가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 요인을 분석하기 위해 일반화추정방정식(GEE) 분석법을 사용하여 유의수준 5%에서 유의성을 검증하였으며, 결과는 <표 8>과 같다.

먼저 가구형태 변화별 미충족 의료 경험에 대한 오즈를 확인하였을 때 다인가구→다인가구를 기준으로 1인가구→1인가구는 1.12배(95% CI: 1.01-1.26) 높았고, 통계적으로 유의하였다. 다인가구→1인가구는 1.25배(95% CI: 0.95-1.64), 1인가구→다인가구는 0.99배(95% CI: 0.57-1.74)로 낮아 선행연구와 같이 다인가구일 때 1인가구보다 미충족 의료 경험의 오즈가 낮다는 것을 보여줄 수 있었으나, 표본수가 적어 통계적으로 유의하지 않았다.

통제변수 중 소인성 요인의 경우를 살펴보면, 성별은 여성이 남성에 비해 1.05배(95% CI: 1.00-1.12) 높았으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 연령은 증가함에 따라 미충족 의료를 경험할 오즈가 점차 낮아지는 추세를 보였으며, 청년(만19~29세) 대비 노년(65세 이상)의 경우가 0.72배(95% CI: 0.64-0.82)로 낮게 나타났고 통계적으로 유의하였다. 교육수준의 경우, 최종학력이 낮을수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 높아지는 추세를 보였으며, 대졸 이상 기준 초졸 이하는 1.44배(95% CI: 1.29-1.62) 높았고, 통계적으로 유의하였다. 가능성 요인의 경우에 주택소유형태 중 자가소유 기준 전세, 월세, 기타는 각각 1.19배(95% CI: 1.09-1.29), 1.42배(95% CI: 1.29-1.56), 1.26배(95% CI: 1.13-1.40) 높았으며, 이는 통계적으로 유의하였다. 경제활동은 일을 하지 않는 경우가 하는 경우에 비해 0.78배(95% CI: 0.74-0.83)로 낮았으며 통계적으로 유의하였다. 이러한 이유는 상대적으로 경제활동이 없는 경우가 의료기관을 방문할 수 있는

시간적 여유가 있다는 선행연구의 결과로 풀이할 수 있을 것이다(송해연, 2014). 의료보장형태의 경우 건강보험(직장/지역) 가입자에 비해 기타인 경우가 미충족 의료 경험이 0.87배(95% CI: 0.78-0.97)로 더 낮게 나타났다. 총가구소득(총 근로소득+총 자산소득) 별로는 고소득(5분위)에 비해 소득이 낮을수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 점차 높아지는 추세를 보였으며, 5분위(고소득) 대비 1분위(저소득)의 경우, 1.70배(95% CI: 1.53-1.90)로 높았고, 통계적으로 유의하였다. 필요성 요인의 만성질환유무는 만성질환이 없는 경우 대비 있는 경우 미충족 의료를 경험할 오즈가 0.97배(95% CI: 0.90-1.04)로 낮았지만 통계적으로 유의하지 않았다. 주관적 건강상태는 좋음에 비해 보통, 나쁨일수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 각각 1.75배(95% CI: 1.64-1.86), 3.13배(95% CI: 2.90-3.38)로 높아졌고 통계적으로 유의하였다. 마지막으로 조사연도에 따라 미충족 의료를 경험할 오즈를 확인하였는데, 시간이 지날수록 경험할 오즈가 점차 감소하는 경향을 보였으며, 2011년 대비 2015년에 0.88배(95% CI: 0.82-0.96)로 낮았고, 통계적으로도 유의하였다. 이는 지속적인 정부의 의료보장성 강화 정책의 결과로 생각된다.

<표 8> 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 요인 분석(GEE)

구 분			미충족 의료 경험 (n=56,666)			p값
			OR	95% CI		
독립 변수	가구형태 변화	1인가구→1인가구	1.12	1.01	1.26	0.0371
		다인가구→1인가구	1.25	0.95	1.64	0.1162
		1인가구→다인가구	0.99	0.57	1.74	0.9834
		다인가구→다인가구	REF			
통제 변수	성별	남	REF			
		여	1.05	1.00	1.12	0.0730
	연령	청년(만19~29세)	REF			
		중년(30~49세)	1.05	0.95	1.15	0.3569
		장년(50~64세)	0.88	0.79	0.98	0.0256
		노년(65세 이상)	0.72	0.64	0.82	<.0001
	교육수준	초졸 이하	1.44	1.29	1.62	<.0001
		중졸 이하	1.11	0.99	1.25	0.0614
		고졸 이하	1.03	0.96	1.11	0.3998
		대졸 이상	REF			
	주택소유 여부	자가	REF			
		전세	1.19	1.09	1.29	0.0001
		월세	1.42	1.29	1.56	<.0001
		기타	1.26	1.13	1.40	<.0001
	경제활동 유무	유	REF			
		무	0.78	0.74	0.83	<.0001
	의료보장 형태	건강보험(직장/지역)	REF			
		의료급여(1/2종)	1.06	0.93	1.21	0.4014
		기타	0.87	0.78	0.97	0.0157

주1) 주택소유여부 중 기타는 무상(관사, 사택 등), 부모 건의 주택 거주인 경우임.

주2) 의료보장형태 중 기타는 공무원, 교직원 건강보험자, 특례자, 미가입자(외국국적) 등에 해당함.

<표 8> 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 요인 분석(GEE) (계속)

구 분			미충족 의료 경험 (n=56,666)			p값
			OR	95% CI		
통제 변수	가 능 성	1분위(저소득)	1.70	1.53	1.90	<.0001
		2분위	1.25	1.14	1.37	<.0001
		3분위	1.18	1.08	1.28	0.0004
		4분위	1.09	1.00	1.19	0.0408
		5분위(고소득)	REF			
	필 요 성	만성질환 유무	0.97	0.90	1.04	0.3955
		주관적 건강상태 (결측:3,607)	REF			
		좋은	1.75	1.64	1.86	<.0001
		보통	3.13	2.90	3.38	<.0001
		나쁨	REF			
	기 타	2011	REF			
		2012	1.04	0.97	1.11	0.2735
		2013	1.16	1.08	1.25	<.0001
		2014	0.85	0.78	0.91	<.0001
		2015	0.88	0.82	0.96	0.0018

나. 하위집단별 가구형태 변화가 미충족 의료 경험 요인 분석

1) 성별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

성별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 9>와 같다. 여성 군에서 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.17배(95% CI: 1.03-1.33) 높았고, 통계적으로 유의하였다.

<표 9> 성별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
성별					
남	1인가구→1인가구	0.97	0.77	1.22	0.79
	다인가구→1인가구	1.28	0.82	2.00	0.28
	1인가구→다인가구	1.20	0.48	2.96	0.70
	다인가구→다인가구	REF			
여	1인가구→1인가구	1.17	1.03	1.33	0.02
	다인가구→1인가구	1.23	0.86	1.74	0.25
	1인가구→다인가구	0.88	0.43	1.81	0.73
	다인가구→다인가구	REF			

2) 연령군별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

연령군별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 10>과 같다. 노인층(만 65세 이상)에서 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.15배(95% CI: 1.00-1.32) 높았으며, 통계적으로 유의하였다. 또한, 장년층(만50~64세)에서 다인가구→다인가구 대비 다인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.74배(95% CI: 1.02-2.97) 높고, 통계적으로 유의하였다.

<표 10> 연령군별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
연령군별					
중년 (만30~49세)	1인가구→1인가구	1.04	0.71	1.51	0.86
	다인가구→1인가구	1.31	0.59	2.92	0.51
	1인가구→다인가구	0.58	0.22	1.52	0.27
	다인가구→다인가구	REF			
장년 (만50~64세)	1인가구→1인가구	0.93	0.71	1.22	0.62
	다인가구→1인가구	1.74	1.02	2.97	0.04
	1인가구→다인가구	2.50	0.74	8.51	0.14
	다인가구→다인가구	REF			
노년 (만65세 이상)	1인가구→1인가구	1.15	1.00	1.32	0.05
	다인가구→1인가구	1.14	0.80	1.62	0.48
	1인가구→다인가구	1.35	0.52	3.51	0.54
	다인가구→다인가구	REF			

주) 청년층(만19~29세)에서는 추정치가 산출되지 않아 표에서 제외함.

3) 교육수준별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

교육수준별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 11>과 같다. 교육수준 변수에서는 초졸 이하 군에서 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.17배(95% CI: 1.02-1.35) 높았다. 그리고, 중졸 이하 군에서는 다인가구→다인가구 대비 다인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 2.18배(95% CI: 1.14-4.18) 높고, 통계적으로 유의하였다.

<표 11> 교육수준별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
교육수준별					
초졸 이하	1인가구→1인가구	1.17	1.02	1.35	0.02
	다인가구→1인가구	1.14	0.79	1.63	0.49
	1인가구→다인가구	1.14	0.46	2.83	0.78
	다인가구→다인가구	REF			
중졸 이하	1인가구→1인가구	0.86	0.58	1.28	0.47
	다인가구→1인가구	2.18	1.14	4.18	0.02
	1인가구→다인가구	2.75	0.49	15.61	0.25
	다인가구→다인가구	REF			
고졸 이하	1인가구→1인가구	0.95	0.72	1.25	0.71
	다인가구→1인가구	1.26	0.64	2.50	0.50
	1인가구→다인가구	0.70	0.17	2.82	0.62
	다인가구→다인가구	REF			
대졸 이상	1인가구→1인가구	1.12	0.76	1.65	0.58
	다인가구→1인가구	0.85	0.30	2.35	0.75
	1인가구→다인가구	0.74	0.26	2.09	0.57
	다인가구→다인가구	REF			

4) 주택소유형태별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

주택소유형태별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 12>와 같다. 대체적으로 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구, 다인가구→1인가구의 경우에 미충족 의료 경험에 대한 오즈가 높았지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 12> 주택소유형태별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
주택소유형태					
자가	1인가구→1인가구	1.09	0.93	1.27	0.30
	다인가구→1인가구	1.20	0.83	1.73	0.34
	1인가구→다인가구	1.04	0.38	2.81	0.94
	다인가구→다인가구	REF			
전세	1인가구→1인가구	1.22	0.89	1.66	0.22
	다인가구→1인가구	0.92	0.40	2.12	0.85
	1인가구→다인가구	1.21	0.40	3.68	0.74
	다인가구→다인가구	REF			
월세	1인가구→1인가구	1.05	0.82	1.35	0.68
	다인가구→1인가구	1.55	0.84	2.84	0.16
	1인가구→다인가구	0.41	0.09	1.83	0.24
	다인가구→다인가구	REF			
기타	1인가구→1인가구	1.25	0.98	1.60	0.08
	다인가구→1인가구	1.26	0.52	3.05	0.60
	1인가구→다인가구	1.75	0.61	4.96	0.30
	다인가구→다인가구	REF			

주) 주택소유 여부 중 기타는 무상(관사, 사택 등), 부모 건의 주택 거주인 경우임.

5) 경제활동유무별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

경제활동유무별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 13>과 같다. 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구, 다인가구→1인가구의 경우에 미충족 의료 경험에 대한 오즈가 높았지만, 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 13> 경제활동 유무별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
경제활동 유무					
유	1인가구→1인가구	1.07	0.90	1.27	0.44
	다인가구→1인가구	1.18	0.76	1.84	0.47
	1인가구→다인가구	0.77	0.36	1.66	0.51
	다인가구→다인가구	REF			
무	1인가구→1인가구	1.14	0.99	1.31	0.07
	다인가구→1인가구	1.28	0.89	1.83	0.18
	1인가구→다인가구	1.36	0.58	3.23	0.48
	다인가구→다인가구	REF			

6) 의료보장형태별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

의료보장형태별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 14>와 같다. 건강보험(직장/지역) 군에서 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구가 1.14배(95% CI: 1.00-1.29) 높았고, 통계적으로 유의하였다.

<표 14> 의료보장형태별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
의료보장형태					
건강보험 (직장/지역)	1인가구→1인가구	1.14	1.00	1.29	0.04
	다인가구→1인가구	1.19	0.87	1.63	0.27
	1인가구→다인가구	1.00	0.54	1.83	0.99
	다인가구→다인가구	REF			
의료급여 (1/2종)	1인가구→1인가구	1.08	0.82	1.43	0.56
	다인가구→1인가구	1.59	0.70	3.58	0.26
	1인가구→다인가구	1.61	0.30	8.52	0.58
	다인가구→다인가구	REF			

주) 의료보장형태 중 기타는 공무원, 교직원 건강보험자, 특례자, 미가입자(외국국적) 등에 해당하나, 위 분석에서는 추정치가 산출되지 않아 표에서 제외시킴.

7) 총가구소득분위별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

총가구소득분위별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 15>과 같다. 1분위 군에서 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구가 1.19배(95% CI: 1.02-1.39) 높았고, 2분위 군에서는 다인가구→다인가구 대비 다인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.69배(95% CI: 1.03-2.76) 높았고, 통계적으로 유의하였다.

<표 15> 총가구소득분위별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
총가구소득 5분위					
1분위 (저소득)	1인가구→1인가구	1.19	1.02	1.39	0.03
	다인가구→1인가구	1.43	0.91	2.25	0.12
	1인가구→다인가구	0.71	0.19	2.58	0.60
	다인가구→다인가구	REF			
2분위	1인가구→1인가구	1.02	0.82	1.28	0.83
	다인가구→1인가구	1.69	1.03	2.76	0.04
	1인가구→다인가구	2.37	0.91	6.20	0.08
	다인가구→다인가구	REF			
3분위	1인가구→1인가구	0.90	0.64	1.27	0.56
	다인가구→1인가구	1.24	0.58	2.64	0.58
	1인가구→다인가구	0.96	0.20	4.47	0.96
	다인가구→다인가구	REF			
4분위	1인가구→1인가구	1.19	0.80	1.77	0.39
	다인가구→1인가구	0.38	0.11	1.31	0.13
	1인가구→다인가구	0.69	0.15	3.15	0.63
	다인가구→다인가구	REF			
5분위 (고소득)	1인가구→1인가구	1.09	0.66	1.78	0.74
	다인가구→1인가구	0.82	0.31	2.13	0.68
	1인가구→다인가구	0.64	0.15	2.62	0.53
	다인가구→다인가구	REF			

8) 만성질환유무별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

만성질환유무별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 16>과 같다. 만성질환을 가지고 있는 군에서 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.13배(95% CI: 1.00-1.27) 높았고, 통계적으로 유의하였다.

<표 16> 만성질환 유무별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
만성질환 유무					
유	1인가구→1인가구	1.13	1.00	1.27	0.05
	다인가구→1인가구	1.27	0.95	1.70	0.11
	1인가구→다인가구	1.27	0.67	2.41	0.46
	다인가구→다인가구	REF			
무	1인가구→1인가구	1.00	0.73	1.38	0.98
	다인가구→1인가구	1.04	0.46	2.36	0.92
	1인가구→다인가구	0.49	0.12	1.95	0.31
	다인가구→다인가구	REF			

9) 주관적 건강상태별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

주관적 건강상태별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 17>과 같다. 보통 군에서 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.21배(95% CI: 1.03-1.43) 높았고, 통계적으로 유의하였다.

<표 17> 주관적 건강상태별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
주관적 건강상태별					
좋은	1인가구→1인가구	0.86	0.69	1.08	0.19
	다인가구→1인가구	1.27	0.66	2.46	0.48
	1인가구→다인가구	0.24	0.03	1.79	0.17
	다인가구→다인가구	REF			
보통	1인가구→1인가구	1.21	1.03	1.43	0.02
	다인가구→1인가구	1.30	0.84	2.00	0.23
	1인가구→다인가구	1.16	0.45	2.98	0.76
	다인가구→다인가구	REF			
나쁨	1인가구→1인가구	1.17	1.00	1.38	0.06
	다인가구→1인가구	1.21	0.79	1.84	0.37
	1인가구→다인가구	1.70	0.67	4.29	0.26
	다인가구→다인가구	REF			

10) 조사연도별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

조사연도별 각 가구형태 변화에 따른 미충족 의료에 미치는 영향의 결과는 <표 18>과 같다. 2015년에 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구에서 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.24배(95% CI: 1.02-1.51) 높았고, 통계적으로 유의하였다.

<표 18> 조사연도별 가구형태 변화가 미충족 의료에 미치는 영향

변수	가구형태변화	OR	95% CI		p값
조사연도별					
2011년	1인가구→1인가구	1.12	0.89	1.40	0.32
	다인가구→1인가구	0.90	0.48	1.68	0.74
	1인가구→다인가구	2.15	0.87	5.29	0.10
	다인가구→다인가구	REF			
2013년	1인가구→1인가구	1.05	0.86	1.29	0.61
	다인가구→1인가구	1.47	0.76	2.81	0.25
	1인가구→다인가구	0.67	0.13	3.41	0.63
	다인가구→다인가구	REF			
2014년	1인가구→1인가구	1.12	0.91	1.37	0.28
	다인가구→1인가구	1.42	0.79	2.53	0.24
	1인가구→다인가구	0.83	0.20	3.34	0.79
	다인가구→다인가구	REF			
2015년	1인가구→1인가구	1.24	1.02	1.51	0.03
	다인가구→1인가구	1.27	0.68	2.36	0.46
	1인가구→다인가구	1.18	0.42	3.32	0.75
	다인가구→다인가구	REF			

주) 2012년은 추정치가 산출되지 않아 표에서 제외시킴.

다. 소인성 요인별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인(범주형)

미충족 의료 경험을 경험하는 원인을 파악하기 위해 J. Chen and F. Hou(2002)의 미충족 의료 분류를 적용하여 분석하였다. 다만, 결측이 많아 해석에 주의가 필요하다. 전체적으로 수용성 > 접근성 > 가용성 요인 순이었으며, 먼저 성별 미충족 의료 경험 원인을 확인한 결과, 여성이 남성보다 미충족 의료 경험 빈도가 높았다. 즉, 경제적인 이유보다 가사노동이나 육아로 인한 시간적인 문제로 나타났다. 가구유형 변화별로 살펴보면 1인가구→1인가구는 접근성 > 수용성 > 가용성 요인 순이며, 여성이 남성보다 빈도가 높았다. 다인가구→다인가구는 수용성 > 접근성 > 가용성 요인 순으로 나타났으며, 여성이 남성보다 빈도가 높았다. 1인가구에서는 경제적인 이유, 다인가구에서는 시간적인 이유로 여성이 남성에 비해 높은 미충족 의료 경험을 하게 되는 것으로 나타났다. 다음으로 연령군별 미충족 의료 경험 원인을 확인한 결과, 전체적으로 중년층(만30~49세) > 노년층(만65세 이상) > 장년층(만50세~64세) > 청년층(만19~29세) 순으로 나타났는데, 중년층에서는 수용성 요인이 가장 크며, 노년층에서는 접근성 요인이 가장 컸다. 1인가구→1인가구 경우, 접근성 > 수용성 > 가용성 요인 순이었으며, 연령이 높아질수록 빈도가 높아졌다. 다인가구→다인가구는 수용성 > 접근성 > 가용성 요인 순으로 나타났으며, 중년층(만30~49세)에서 가장 높은 빈도가 나타났다.

1) 성별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인

성별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인에 관한 분석결과는 <표 19>와 같다. 전체적으로 수용성 > 접근성 > 가용성 요인 순이었으며, 세 요인에서 모두 여성이 남성보다 높은 빈도를 나타냈다. 또한, 모든 가구형태변화에서도 여

성이 남성보다 높은 빈도를 나타냈다. 세부적으로 살펴보면, 1인가구→1인가구는 접근성 요인(경제적 이유)이 가장 많은 빈도를 차지했고, 다인가구→다인가구는 수용성 요인이 가장 많은 빈도를 차지했다. 이는 다인가구에서 여성이 남성에게 비해 육아나 가사 노동의 부담으로 인해 의료기관을 방문할 시간이 부족하여 높게 나타난 것으로 풀이된다. 다인가구→1인가구에서도 여성이 남성에게 비해 미충족 의료 경험이 높았으나, 표본수가 적어 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 19> 성별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인

단위: 건(%)

구분	성별(n=6,543)			p값
	남	여	합계	
1인가구→1인가구 (결측값 빈도: 3,119)				
접근성	47	278	325	0.0312
	(40.2)	(50.6)	(48.8)	
	4	33	37	
	(3.4)	(6.0)	(5.6)	
가용성	66	238	304	
	(56.4)	(43.4)	(45.6)	
수용성	117	549	666	
다인가구→1인가구 (결측값 빈도: 267)				
접근성	9	15	24	FISHER: 0.4849 (기대빈도 5미만 셀 33%개)
	(39.1)	(48.4)	(44.4)	
	1	0	1	
	(4.4)	(0.0)	(1.9)	
가용성	13	16	29	
	(56.5)	(51.6)	(53.7)	
수용성	23	31	54	

주) ()는 열백분율임.

<표 19> 성별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인(계속)

단위: 건(%)

구분	성별(n=6,543)			p값
	남	여	합계	
1인가구→다인가구 (결측값 빈도: 82)				
접근성	1 (20.0)	3 (33.3)	4 (28.6)	FISHER: 1.00 (기대빈도 5미만 셀 75%개)
가용성	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	
수용성	4 (80.0)	6 (66.7)	10 (71.4)	
소계	5	9	14	
다인가구→다인가구 (결측값 빈도: 46,655)				
접근성	737 (27.7)	973 (30.9)	1,710 (29.4)	0.028
가용성	94 (3.5)	102 (3.2)	196 (3.4)	
수용성	1,829 (68.8)	2,074 (65.9)	3,903 (67.2)	
소계	2,660	3,149	5,809	
합계 (결측값 빈도: 50,123)				
접근성	794 (28.3)	1,269 (33.9)	2,063 (31.5)	<.0001
가용성	99 (3.5)	135 (3.6)	234 (3.6)	
수용성	1,912 (68.2)	2,334 (62.4)	4,246 (64.9)	
합계	2,805	3,738	6,543	

주) ()는 열백분율임.

2) 연령군별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인

연령군별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인에 관한 분석결과는 <표 20>과 같다. 전체적으로 수용성 > 접근성 > 가용성 요인 순이었으며, 수용성 요인에서 연령군별 빈도수를 보았을 때 중년층(만30~49세) > 장년층(만50세~64세) > 노년층(만65세 이상) > 청년층(만19~29세) 순으로 나타났다. 즉, 중·장년층의 경우에는 활발한 사회경제활동으로 인해 의료기관을 방문할 시간이 부족하여 미충족 의료 발생하였을 것으로 해석된다. 접근성 요인에서는 노년층(만65세 이상) > 장년층(만50세~64세) > 중년층(만30~49세) > 청년층(만19~29세) 순으로 나타났는데, 노년층일수록 미충족 의료 경험에 있어 경제적인 이유가 가장 큰 것으로 나타났다. 각 가구형태 변화별 세부 분석 결과는 아래와 같다.

1인가구→1인가구는 접근성 > 수용성 > 가용성 요인 순이었다. 접근성, 수용성 요인 모두 연령이 증가할수록 경험 빈도가 높아졌고, 노년층(만65세 이상)에서 가장 많은 빈도를 차지했다.

다인가구→1인가구는 수용성 > 접근성 > 가용성 요인 순이었다. 다인가구에서 1인가구로 변화할 때에는 수용성 요인이 미충족 의료 경험에 가장 많은 영향을 미친 것으로 보인다. 하지만, 표본수가 적어 통계적으로 유의하지 않았다.

다인가구→다인가구는 수용성 > 접근성 > 가용성 순이었다. 수용성 요인에서 중년층(만30~49세) > 장년층(만50세~64세) > 노년층(만65세 이상) > 청년층(만19~29세) 순으로 나타났는데, 중·장년층의 경우에는 활발한 사회경제활동으로 의료기관 방문 시간이 부족하여 미충족 의료 발생하였을 것으로 풀이된다.

<표 20> 연령군별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인

단위: 건(%)

구분	연령군별(n=6,543)					p값
	만19 ~29세	만30 ~49세	만50~6 4세	만65세 이상	합계	
1인가구→1인가구 (결측값 빈도: 3,119)						
접근성	0	11	43	271	325	<.0001
	(0.0)	(20.4)	(42.2)	(54.7)	(48.8)	
가용성	0	3	0	34	37	
	(0.0)	(5.6)	(0.0)	(6.9)	(5.6)	
수용성	15	40	59	190	304	
	(100.0)	(74.1)	(57.8)	(38.4)	(45.6)	
소계	15	54	102	495	666	
다인가구→1인가구 (결측값 빈도: 267)						
접근성	0	1	4	19	24	FISHER: 0.0040 (기대빈도 5미만 셀 56%개)
	not estimated	(16.7)	(28.6)	(55.9)	(44.4)	
가용성	0	0	0	1	1	
	not estimated	(0.0)	(0.0)	(2.9)	(1.9)	
수용성	0	5	10	14	29	
	not estimated	(83.3)	(71.4)	(41.2)	(53.7)	
소계	0	6	14	34	54	

주) ()는 열백분율임.

<표 20> 연령군별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험 원인(계속)

단위: 건(%)

구분	연령군별(n=6,543)					p값
	만19 ~29세	만30 ~49세	만50~ 64세	만65세 이상	합계	
1인가구→다인가구 (결측값 빈도: 82)						
접근성	0 (0.0)	1 (25.0)	0 (0.0)	3 (50.0)	4 (28.6)	FISHER: 0.799 (기대빈도 5미만 셀 100%개)
	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	0 (0.0)	
	1 (100.0)	3 (75.0)	3 (100.0)	3 (50.0)	10 (71.4)	
	소계	1	4	3	6	
다인가구→다인가구 (결측값 빈도: 46,655)						
접근성	121 (20.5)	400 (18.4)	463 (29.7)	726 (48.7)	1,710 (29.4)	<.0001
	13 (2.2)	57 (2.6)	50 (3.2)	76 (5.1)	196 (3.4)	
	456 (77.3)	1,713 (78.9)	1,044 (67.1)	690 (46.2)	3,903 (67.2)	
	소계	590	2,170	1,557	1,492	
합계 (결측값 빈도: 50,123)						
접근성	121 (20.0)	413 (18.5)	510 (30.4)	1,019 (50.3)	2,063 (31.5)	<.0001
	13 (2.1)	60 (2.7)	50 (3.0)	111 (5.5)	234 (3.6)	
	472 (77.9)	1,761 (78.8)	1,116 (66.6)	897 (44.3)	4,246 (64.9)	
	합계	606	2,234	1,676	2,027	

주) ()는 열백분율임.

V. 고 찰

1. 연구방법에 대한 고찰

기존의 연구는 성인 또는 노인 1인가구의 미충족 의료 관련 요인을 분석하거나(이혜재 등, 2017; 반영각, 2015), 가구 유형별 미충족 의료 경험의 결정요인을 연구해왔다(김윤정 등, 2018; 허순임 등, 2016).

본 연구는 선행연구와 달리 성인의 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험과의 관계를 살펴보고, 미충족 의료 경험에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 한국의료패널조사 제4, 5차(2010년 통합)부터 제10차(2015년)까지 총 6개년 자료를 사용하여 연구하였다. 성인의 기준은 만 19세 이상으로 설정하였고, 가구형태는 1인가구와 그 외 2인 이상인 경우는 다인가구로 분류하였다. 또한, 가구형태의 변화를 유형화 하기 위해 lag function을 이용하여 변화 유형에 따라 4가지 형태(1) 1인가구→1인가구 (2) 다인가구→1인가구 (3) 1인가구→다인가구 (4) 다인가구→다인가구 총 4가지 형태로 구분하였다.

본 연구의 제한점은 다음과 같다.

첫째, 패널조사는 보통 중도탈락, 무응답, 답변거부 등의 사유로 표본의 결측치가 많이 발생한다는 점이다. 이는 통계적 편향(bias)을 발생시킬 수 있고, 정보의 손실로 인해 연구의 검정력은 작아진다. 본 연구에서는 4가지 유형 중 다인가구에서 1인가구로 변화하였을 때, 미충족 의료 경험에 미치는 영향을 보고자 하였으나 5% 유의수준 내에서 통계적으로 유의한 결과를 얻지 못하였는데, 이는 표본수가 전체의 0.6%(n=321)로 매우 적었기 때문인 것으로 파악된다.

둘째, 가구형태의 변화시점을 알 수 없어 지난 1년간의 미충족 의료 경험 여

부를 정확히 판단하기 어렵다는 점이다. 예를 들어, 조사시점 바로 직전까지 가족들과 거주하다가 조사시점 무렵에 1인가구로 분가한 경우에는 미충족 의료를 경험하지 않았다고 답변할 수 있다.

셋째, 1인가구 외에는 2인 이상인 경우는 모두 다인가구로 구분하여 총 4가지 유형의 변화로만 분류하여 분석하였기 때문에 구성원 수가 다양하게 변화하는 경우는 분석하지 못하였다. 또한, 다인가구→다인가구인 경우이더라도 세대 구성의 변화에 따라 가족 구성원수의 변화가 있을 수 있으나, 이러한 경우에는 세부적인 미충족 의료에 미치는 영향은 파악하지 못하였다. 예를 들어, 부부+자녀의 가구인 경우보다 부부가 이혼하여 편부모+자녀 가구인 경우에 정서적, 경제적 지지가 부족하고, 시간적 여유가 없어 미충족 의료가 발생할 수 있다.

넷째, 패널조사 자료는 시간에 따라 동일한 개체 내에서 반복측정된 자료로서 관측값들 사이에서 종속성이 존재하게 되므로 이러한 관측값들 사이의 상관관계를 고려하기 위해 본 연구에서 사용한 일반화추정방정식(Generalized estimating equations: GEE)을 사용한다. 하지만, GEE는 결측체계가 완전임의결측(MCAR)이 아닌 경우에는 편의추정량을 제공하고(Troxel et al, 1997), 시간-종속적 공변량이 포함된 경우에는 가상관행렬에 따라 회귀계수 추정값이 다르게 나올 수 있는 문제점이 있다(Liang and Zeger, 1986). 결측체계가 임의결측(MAR)인 경우에 발생하는 문제를 해결하기 위하여 이를 보완할 수 있는 방법으로 GEE의 확장된 개념으로 제안된 Weighted GEE(가중일반화추정방정식)나 다중대체(Multiple imputation) 방법을 적용해볼 수 있을 것이다(Robins et al, 1994, 1995; Rubin, 1987).

2. 연구결과에 대한 고찰

최근 급격한 사회경제적 변화로 인해 초저출산, 초고령화시대에 들어섬에 따라 독거노인이 증가하고 미혼율 상승, 이혼가구 증가, 출생율 저하 등의 이유로 1인가구가 가파르게 증가하고 있다. 선행연구를 살펴보면, 1인가구는 경제적, 정서적 지지의 부족 등의 이유로 상대적으로 다인가구에 비해 미충족 의료에 경험이 높게 나타남을 보이고 있다. 하지만 다인가구에서 1인가구로의 변화하는 경우에 나타날 수 있는 건강 불평등에 대한 사회적 관심과 정책적인 지원은 부족한 상황이다. 본 연구는 이점에 주목하여 한국의료패널조사 자료를 바탕으로 가구형태 변화(다인가구에서 1인가구 변화 중심)에 따른 미충족 의료 경험 관련 요인들을 분석하였으며, 주요 연구 결과 내용은 다음과 같다.

첫째, 가구형태 변화에 따른 미충족 의료를 경험할 오즈에 대해 살펴보면 다인가구→다인가구 기준으로 1인가구→1인가구는 미충족 의료를 경험할 오즈가 1.12배(95% CI: 1.01-1.26) 높음을 보였다. 하지만, 이 연구에서 보고자 하였던 다인가구→1인가구는 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하지 않은 결과가 나왔는데, 이는 표본수가 적은 것이 큰 이유일 것으로 판단된다. 다만, 세부 요인별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험에 대한 분석 중, 일부 집단(연령별(만 50~64세), 교육수준(중졸이하), 총가구소득(2분위))에서는 다인가구→다인가구 대비 다인가구→1인가구일 때 미충족 의료 경험에 대한 오즈가 높았고, 통계적으로 유의하게 나타났다. 이로써 다인가구→다인가구 대비 다인가구→1인가구 일때, 미충족 의료를 경험할 오즈가 높다는 가능성을 확인할 수 있었다.

둘째, 미충족 의료를 발생시키는 통제 변수 중 소인성 요인의 경우를 살펴보면, 선행연구에서는 성별의 경우, 여성이 남성에 비해 미충족 의료 경험이 높은 것으로 나타나고, 유의하였으나(유인영, 2017; 유혜영, 2016; 이수진, 2015; 송

해연, 2014; 김진형, 2012; 송경신, 2011), 본 연구에서는 여성이 남성에 비해 1.05배(95% CI: 1.00-1.12)로 높았지만 통계적으로는 유의하지 않았다. 세부 분석 결과, 여성군 내에서는 다인가구→다인가구 대비 1인가구→1인가구인 경우, 1.17배(95% CI: 1.03-1.33) 높았고 통계적으로 유의하였다. 미충족 의료 경험이 발생했을 때의 성별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험의 주요 원인을 분석한 결과, 1인가구→1인가구와 다인가구→다인가구의 결과를 살펴보면 모두 여성이 남성보다 미충족 의료를 경험하는 빈도가 높았다. 1인가구→1인가구는 미충족 의료 경험 요인으로 접근성 > 가용성 > 수용성 요인 순으로 나타났고, 다인가구→다인가구는 수용성 > 접근성 > 가용성 요인 순으로 나타났다. 즉, 1인가구→1인가구는 여성이 남성보다 경제적인 부담으로 미충족 의료를 경험하는 빈도가 높고, 다인가구→다인가구는 여성이 남성보다 가사나 육아로 인해 의료기관을 방문시간 할 시간이 부족한 것으로 분석된다. 위 결과를 통해 여성의 미충족 의료 경험을 줄일 수 있는 정부의 정책 지원의 노력이 필요할 것으로 사료된다. 연령군별의 경우에는 연령이 증가할수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 낮아지는 경향이 나타났는데, 이는 일부 선행연구와 일치하는 결과를 보였다(탁성숙, 2018; 허순임,이혜재, 2016; 이수진, 2015). 미충족 의료 경험이 발생했을 때의 연령군별 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험의 주요 요인을 분석한 결과, 1인가구→1인가구는 미충족 의료 경험의 주요 요인으로 접근성 > 수용성 > 가용성 순으로 나타났는데, 연령이 증가할수록 빈도가 높게 나타났다. 이는 연령이 증가할수록 경제활동이 어려워 경제적으로 부담이 되고, 건강상의 이유와 병원에 대한 정보부족 등으로 병원 방문이 어려워 미충족 의료가 발생한 것으로 볼 수 있다. 반면 다인가구→다인가구의 경우에는 수용성 > 접근성 > 가용성 순으로 나타났는데, 수용성 요인에서는 중·장년층에서 경험 빈도가 높게 나타났다. 이는 경제활동을 포함한 다양한 사회적 활동이나 육아, 가사노동 등으로 이유로 병원을 방문하기 어려워 미충족 의료가 발생한 것이라 사료된다. 교

육수준의 경우, 교육수준이 낮을수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 높아졌고 통계적으로 유의하였다. 이는 학력이 낮을수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 높아진다는 선행연구와 일치한 결과이다(탁성숙, 2018; 허순임, 이혜재, 2016; 김진형, 2012; 김교성, 이현옥, 2012). 초졸 이하인 경우 대졸 이상 기준으로 1.44배(95% CI: 1.29-1.62) 높았으며 통계적으로 유의하였다.

셋째, 미충족 의료를 발생시키는 통제 변수 중 가능성 요인의 주택소유형태 중 자가소유 기준 전세, 월세, 기타는 각각 1.19배(95% CI: 1.09-1.29), 1.42배(95% CI: 1.29-1.56), 1.26배(95% CI: 1.13-1.40) 높았으며 통계적으로 유의하였다. 총가구소득분위별로 살펴본 결과, 고소득(5분위)에 비해 소득이 낮아질수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 점차 높아졌으며, 통계적으로 유의하였다. 고소득(5분위) 대비 저소득(1분위)의 경우, 1.7배(95% CI: 1.53-1.90) 높았다. 이는 가구소득이 낮을수록 경제적인 어려움으로 인해 미충족 의료를 경험할 오즈가 높아진다는 선행연구 결과와 일치한다(탁성숙, 2018; 허순임, 이혜재, 2015; 김교성, 이현옥, 2012; 허순임, 김수정, 2007). 반면, 경제 활동이 없는 경우가 있는 경우보다 미충족 의료를 경험할 오즈가 0.78배(95% CI: 0.74-0.83)로 낮았는데, 이러한 이유는 경제활동을 하는 경우, 의료기관을 방문할 수 있는 시간적 여유가 없다는 선행연구의 결과로 풀이할 수 있을 것이다(송해연, 2014).

넷째, 미충족 의료를 발생시키는 통제 변수 중 필요성 요인의 주관적 건강상태는 나쁠수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 점차 높아짐을 확인할 수 있었다. 좋음 대비 나쁨인 경우에 3.13배(95% CI: 2.90-3.38) 높았다. 이는 선행연구 결과와 동일한 경향성을 나타냈다(유광민 등, 2016; 유혜영, 2016; 김교성, 이현옥, 2012; 송경신, 2011). 건강상태에 대해 나쁘게 자각할수록 미충족 의료가 발생한다고 생각하는 심리적 요인이 작용했을 것으로 풀이된다. 만성질환 유무는 대부분 선행연구에서 만성질환이 있을수록 미충족 의료 경험할 오즈가 높아지는 것으로 나타났으나(송해연, 2014; 김교성, 이현옥, 2012; 김수정, 허순임,

2011; 양진영, 2010; 신영전, 손정인, 2009; 허순임, 김수정, 2007), 본 연구에서는 만성질환이 있는 사람이 없는 사람에 비해 미충족 의료를 경험할 오즈가 0.97배(95% CI: 0.90-1.04)로 낮은 것으로 나왔다. 하지만, 통계적으로 유의한 수치는 아니었다.

마지막으로 조사연도에 따른 미충족 의료 경험 여부를 확인하였는데, 시간이 지날수록(=최근일수록) 미충족 의료를 경험할 오즈가 점차 감소하는 경향을 확인할 수 있었다. 2011년 대비 2015년 0.88배(95% CI: 0.82-0.96)로 낮아졌다. 이는 우리나라의 의료 소외계층의 미충족 의료를 감소시키기 위한 정부의 의료보장성 강화 정책의 결과를 확인할 수 있는 부분이었다. 하지만 과거에 비해 최근일수록 미충족 의료 경험이 감소했다는 의미이지, 미충족 의료 경험이 사라졌다는 의미는 아니다. 국민들의 과중한 의료비 고통을 경감시켜주고, 건강보험의 혜택 범위를 넓혀 본인부담율을 낮추는 정부의 의료보장성 강화 정책은 지속되어야 할 것이며, 본 연구에서 보여지듯 사회적으로 1인가구가 점차 증가함에 따라 이들에게 발생하는 미충족 의료 경험을 줄이기 위한 정부의 지속적인 관심과 지원이 필요할 것이다.

VI. 결 론

국민의 건강불평등 현상은 국내외 사회 전반에서 나타나고 있으며, 이를 감소시키는 것은 현시대의 주요 해결 과제 중 하나이다. 우리나라에서는 환자의 의료비 부담을 낮추어 의료접근성을 개선시키고, 사회보장성 강화를 위해 정부 차원에서 1963년 의료보험법의 제정을 시작으로 1989년, 전 국민의료보험을 달성하였고(행정안전부 국가기록원, 2019), 지속적으로 의료보장성 강화 정책을 펼치고 있다. 비교적 단기간에 비약적인 발전을 이루어 왔으나, 사회 곳곳에서 미충족 의료 현상은 발생하고 있고, 보장성 문제는 지속적으로 지적되어 왔다. 그 중 현재 초저출산, 초고령화 사회의 흐름에 따라 급격하게 증가하고 있는 1인가구의 미충족 의료 현상은 본 연구 결과를 통해 사회적인 관심과 정부의 지속적인 노력이 필요한 부분으로 확인되었다.

본 연구에서는 다인가구→1인가구로의 가구형태 변화에 따른 미충족 의료 경험이 통계적으로 유의하다라고 나타나진 않았지만, 일부 집단(연령별(만50~64세), 교육수준별(중졸이하), 총가구소득(2분위))에서는 다인가구→1인가구가 다인가구→다인가구에 비해 미충족 의료를 경험할 오즈가 높고, 통계적으로 유의하게 나타나 본 연구의 가능성을 확인할 수 있었다. 그리고, 기존 선행연구들에서 보여지듯이 1인가구→1인가구인 경우에는 경제적, 정서적 지지 부족 등의 이유로 다인가구→다인가구에 비해 높은 미충족 의료 경험을 보이고 있다. 성별의 경우에는 여성이 남성에 비해 미충족 의료 경험이 높은데, 이는 의료기관을 방문하는데 있어 경제적 부담감과 육아와 가사 등의 이유로 시간적 여유가 부족하기 때문인 것으로 나타났다. 연령은 증가할수록 미충족 의료 경험할 오즈가 낮아지는 경향을 보였는데, 미충족 의료 경험 원인을 분석한 결과 연령이 낮을수록 시간

부족, 높을수록 경제적인 이유가 많았다. 교육수준은 낮을수록 미충족 의료 경험이 높아지는 경향을 보였고, 주택소유형태별로는 자가 대비 전세, 월세의 경우가 미충족 의료를 경험할 오즈가 높았다. 총가구소득별로는 소득이 낮아질수록 미충족 의료를 경험할 오즈가 높아졌는데, 경제적인 어려움이 주요인으로 해석된다. 반면 경제활동을 하는 경우가 하지 않는 경우보다 미충족 의료 경험이 높은 것으로 나타났는데, 이는 경제활동으로 인해 의료기관을 방문할 시간적인 여유가 부족한 것으로 나타났다. 마지막으로 조사연도가 최근일수록 미충족 의료를 경험이 감소하는 경향을 나타냈는데, 이는 정부의 지속적인 의료보장성 강화 정책의 결과라고 볼 수 있다.

국민의 건강불평등 현황과 경향을 정확하게 파악하는 것은 한 사회의 건강 불평등에 대한 인식을 높이고, 종합적이고 체계적인 건강 불평등 감소 정책을 추진하기 위한, 가장 기본적이고 필수적인 단계이다. 또한, 국민의 삶의 질 지표로 판단되기도 하는 미충족 의료 분석을 통해 의료 이용 형평성 문제에 대해 고민하고 개선 방안을 찾는 것은 국민건강 증진을 위하여 매우 중요한 의미가 가지고 있다. 향후 정부 차원에서 미충족 의료에 대한 기전을 연구하고, 구체적인 의료보장성 강화 정책 및 중재 사업의 효과를 평가하는 연구 등이 활성화 되어져야 할 것이다.

참고문헌

권순만, 김진현, 김정희, 오주환, 주은선. 2007. 건강보험 보장성 수준 및 달성 전략. 서울대학교 보건대학원. 국민건강보험공단.

김교성, 이현옥. 의료보장 유형에 따른 의료 접근성 연구: 과부담 의료비 지출과 미충족 의료 경험을 중심으로. 한국사회복지정책학회지 2012;39(4): 255-79.

김남희. 약물사용자의 치료서비스 이용 의도에 관한 연구: 건강서비스이용행동 모델과 계획행동이론의 적용. 서울대학교 대학원 사회복지학과 박사학위논문. 2015.

김수정, 허순임. 우리나라 가구 의료비부담과 미충족 의료 현황: 의료보장 형태와 경제적 수준을 중심으로 = Financial Burden of Health Care Expenditures and Unmet Needs by Socioeconomic Status. 보건경제와 정책연구 2011;17(1):47-70.

김유미, 정최경희. 건강 수준에서의 불평등: 우리나라의 현황. J Korean Med Assoc 2013;56(3):175-83.

김윤정, 최성지, 황병덕. 가구 구성원에 따른 미충족 의료 관련 요인. The Korean Journal of Health Service Management 2018;12(2):39-49.

김은영, 남은숙, 채영란, 이해경. Andersen 행동모델에 근거한 한국노인의 장
기요양서비스 이용의사 결정요인 분석. 한국노년학회지. 2008;28(3):585-602.

김진현. 건강보장의 과제: 보장성 강화. 건강보험포럼. 2007;6(2):37-59.

김진형. 미충족 의료이용과 형평성에 영향을 미치는 요인. 연세대학교 대학원
보건학과 석사학위논문. 2012.

김태민. 가구 유형별 노인의 미충족 의료 경험 결정요인 분석. 연세대학교 대학
원 보건행정학과 석사학위논문. 2019.

김태훈. GEE모델에서 반응변수에 결측이 있는 경우 처리방법 = Handling data
in GEE with missing response. 성균관대학교 대학원 통계학과 석사학위논문.
2004.

박보람. 시간-종속적 공변량이 포함된 자료의 GEE 분석에서 결측 체계에 따른
회귀계수 추정방법 비교. 연세대학교 대학원 의학전산통계학협동과정 의학통계
학전공 석사학위논문. 2012.

박유경. 미충족 의료개념의 재정의와 측정: 이용자 중심 관점에서. 서울대학교
대학원 보건학과 보건정책관리학전공 박사학위논문. 2019.

반영각. 1인가구의 미충족 의료 관련 요인 분석: 국민건강영양조사 제4기, 5기
조사(2007-2012년)를 중심으로. 연세대학교 보건대학원 보건정책관리전공 석사
학위논문. 2015.

송경신. 미충족 의료에 미치는 관련 요인 분석. 고려대학교 대학원 보건과학과 석사학위논문. 2011.

송해연. 경제활동 참여 변화가 미충족 의료에 미치는 영향. 연세대학교 대학원 보건학과 석사학위논문. 2014.

신영전, 손정인. 미충족 의료의 현황과 관련요인: 1차, 2차 한국복지패널자료를 이용하여. 보건사회연구. 2009;29(1):111-42.

양봉민, 김진현, 이태진, 김윤희, 김정희, 최숙자. 2006. 건강보험의 목표보장을 및 실현방안. 서울대학교 보건대학원. 국민건강보험공단.

원혜진. 일반화 추정 방정식을 이용한 한국 가계부채 패널 자료 분석. 이화여자 대학교 대학원 통계학과 석사학위논문. 2016.

유광민, 진성, 문상호. 미충족 의료의 영향요인 분석: 데이터마이닝법을 활용한 탐색적 정책연구. 2016;25(4):269-300.

유인영. 우리나라 성인의 인지된 미충족 의료 현황과 관련 요인. 한국생활환경 학회지. 2017;24(3):406-14.

유혜영. 지역의 의료자원 분포와 미충족 의료의 현황 및 영향 관계. 서울대학교 보건대학원 보건학과 석사학위논문. 2016.

이가옥, 이미진. 노인의 재가복지서비스 이용의향 결정요인에 대한 연구. 한국노

년학. 2011;21(2):113-24.

이수진. 한국의료패널자료를 이용한 미충족 의료 경험과 관련요인. 경북대학교 보건대학원 석사학위논문. 2015.

이연성, 유현지. 1인가구의 증가와 주택시 및 주거형태의 변화. 통계청, 한국사회 동향. 2016.

이유나, 최훈화, 정기택. 앤더슨모델과 계획행동이론을 적용한 중국 암 환자의 한국 의료기관 이용 의도에 관한 연구. 의료경영학연구 2018;12(2):27-44

이혜재, 허순임. 노인의 미충족 의료 경험의 결정요인: 가구 유형을 중심으로. 보건경제와 정책연구 2017;23(2):85-108.

정현미. 노인의 가구형태 변화가 우울에 미치는 영향: 다인가구에서 1인가구로의 변화를 중심으로. 연세대학교 보건대학원 보건정책관리전공 석사학위논문. 2016.

조수진. 민간의료보험 가입자의 미충족 의료에 영향을 미치는 요인: 가구구성 형태를 중심으로. 경희대학교 대학원 의료경영학과 석사학위논문. 2019.

최성지. 가구구성원에 따른 미충족 의료 관련요인. 부산가톨릭대학교 대학원 병원경영학과 석사학위논문. 2018.

최은실, 김미나, 노선미, 박지은. 앤더슨 모델을 적용한 일부 성인의 치과 의료

이용 행태에 영향을 미치는 요인. 한국치위생과학회지 2015;15(1):67-76

탁성숙. 의료접근성 영향요인에 관한 연구: Andersen 모델을 적용한 미충족 의료 영향요인 분석. 성균관대학교 국정전문대학원 행정학과 석사학위논문. 2018.

허순임, 김미곤, 이수형, 김수정. 2009. 미충족 의료수준과 정책방안에 대한 연구. 한국보건사회연구원.

허순임, 김수정. 우리나라 성인의 미충족 의료 현황: 연령 간의 차이를 중심으로. 빈곤과 건강. 2007;13(2):1-16.

예방의학과 공중보건 편집위원회. 예방의학과 공중보건 개정 2판. 서울: 계축문화사, 2013.

한국의료패널. 2008-2015년 연간데이터 코드북(version 1.4).

2016 한국의료패널 심층분석 보고서. 국민건강보험 건강보험정책연구원, 2016.

Korean Women's Development Institute. Family rituals and life survey of Never Married Single-person Households. 2007:230.

Almon, Shirley. 1965. The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures. Econometrica 33 (1):178-96.

Andersen, R. 1968. A behavioral model of families' use of health

services. Chicago: Center for Health Administration Studies.

Andersen, R. M., and Newman, J. F. Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. The Milbank Memorial Fund Quarterly: Health and Society. 1973;51(1):95-124.

Andersen, R. Revisiting the behavioral 모델 and access to medical care: Does it matter?. Journal of Health and Social Behavior. 1995; 36(1):1-10.

Box, George E. P., and Gwilym M. Jenkins. 1976. Time Series Analysis: Forecasting and Control. San Francisco: Holden-Day.

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;94:783-.

Garrett M. Fitzmaurice, Nan M. Laird, James H. Ware. 2011. Applied Longitudinal Analysis, 2nd Edition.

Granger, C. W. J., and Paul Newbold. 1974. Spurious Regressions in Econometrics. Journal of Econometrics 2 (2):111-20.

Hamilton, James D. 1994. Time Series Analysis. Princeton, N.J.: Princeton University Press.

J. Chen, F. Hou. Unmet Needs for HealthCare. Health Reports, 2002;13(2):23-34.

Koyck, L. M. 1954. Distributed Lags and Investment Analysis. Amsterdam: North-Holland.

Liang, K. Y. and Zeger, S. L. 1986. Longitudinal data analysis using generalized linear 모델s. Biometrika, 73, 13-22.

Robins, J. M., Rotnitzky, A., and Zhao, L. P. 1994. Estimation of regression coefficients when some regressors are not always observed. Journal of the American Statistics Association 89, 846-866.

Robins, J. M., Rotnitzky, A., and Zhao, L. P. 1995. Analysis of semiparametric regression 모델s for repeated outcomes in the presence of missing data. Journal of the American Statistics Association 90, 106-21.

Rubin, D. B. 1976. inference and Missing Data. Biometrika. 63:581-92.

Rubin, D. B. 1987. Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys, John Wiley and Sons.

Romer, David. 2012. Advanced Macroeconomics. 4th ed. New York: McGraw-Hill.

Troxel, A. B., Lipsitz, S. R. and Brennan, T. A. 1997. Weighted estimating equations with nonignorably missing response data. Biometrics, 53, 857-869.

행정안전부 국가기록원.

<http://www.archives.go.kr/next/search/listSubjectDescription.do?id=001507>.
2019.4.18.

e-나라도움(국고보조금통합관리시스템).

<https://www.gosims.go.kr/hh/hh001/retrieveLfcySearch.do>, accessed on.
2019. 4.17.

Reed College economics Department.

https://www.reed.edu/economics/parker/312/tschapters/S13_Ch_3.pdf

= Abstract =

**Factors relating to Unmet Needs for HealthCare of adults
according to the change in household types**

Yoon-Sub Jang
Graduate School of
Public Health
Yonsei University

The number of one person household in South Korea is increasing as the society moves into ultra-low birth rate and hyper-aging society. In most cases, one person households are at a social disadvantage when compared to multi-people households. They also lack emotional and economical support, which makes them a high risk group when it comes to healthcare. Hence, this research aims to confirm the differences in unmet needs for healthcare according to household types as well as analyzing the related factors. This will provide a basic data that could be used to predict healthcare inequality problems due to changes in household types, which will further help to provide policies that could react to such problems.

This research was conducted on adults over the age of 19, by using 6 years worth of data collected by the 4th/5th (2010) Korea Medical Panel Research until the 10th (2015) Korea Medical Panel Research.

Changes in household types were calculated using Lag function, and the changes were further categorized into one person household to one person household, multi-person household to one person household, one person household to one person household and multi-person household to multi-person household. In addition, in order to confirm the effects of each factor on unmet needs for healthcare, Generalized Estimating Equations (GEE) model was used to analyze categorical data. The results are as follows.

Firstly, when analyzing the factors of unmet needs for healthcare according to changes in household types, the OR (Odds Ratio) of experiencing unmet needs for healthcare were 1.12 times (95% CI: 1.01-1.26) higher in one person household to one person household category than multi-person to multi-person household. This result was statistically significant. However, multi-person household to single person household change, which was what this research was concerned with, showed an OR that was 1.25 times (95% CI: 0.95-1.64) higher than multi-person household to multi-person household change, but this was not statistically significant. However, in some sub-categories (age (50-64), education (did not receive high school education), total household earning (2nd percentile)), multi-person household to one person household category showed higher OR than multi-person household to multi-person household category. This result was also shown to be statistically significant, which proved that this research title was promising.

Secondly, Andersen model, which is an analytical framework of factors that affect the use of medical services, was used to identify

predisposing, possible and necessary factors that cause unmet needs for healthcare. In predisposing factors, females were shown to have a high OR of experiencing unmet needs for healthcare in comparison to males, mostly due to time issues (accommodating factors). In terms of age, OR was higher when age was younger, and this was mainly due to time issues (accommodating factors). The lower the education level is, the higher the OR of experiencing unmet needs for healthcare. Next, in possible factors, those to don't have their own houses and those who have a low household earning were shown to have higher OR than those with their own houses and high household earnings. However, those doing economic activity were shown to have higher OR of experiencing unmet needs for healthcare than those without economic activities. Next, in necessary factors, the worse the subjective health condition was, the OR of experiencing unmet needs for healthcare were higher. Lastly, the number of unmet needs for healthcare in each year were analyzed to show that the trend of experiencing unmet needs for healthcare was decreasing recently.

This research shows that the number of unmet needs for healthcare are decreasing, but one person households have higher unmet needs for healthcare than multi-person household. This healthcare inequality is also fuelled by other socioeconomic reasons. Hence, policies and researches that could correct this inequality is needed. Also, social attention and support also need to be provided.

Key words: changes in household types, one person household, unmet needs for healthcare, Andersen model, healthcare inequality