

1인 가구의 의료이용 형평성: 다인 가구와의 비교를 통하여

나비¹ · 은상준²

¹충남대학교병원 진료비심사과, ²충남대학교 의학전문대학원 예방의학교실

The Equity in Health Care Utilization of One-Person Households: By Comparison with Multi-Person Households

Bee Na¹, Sang Jun Eun²

¹Health Insurance Review Office, Chungnam National University Hospital; ²Department of Preventive Medicine, Chungnam National University College of Medicine, Daejeon, Korea

Background: The one-person households (OPH) are rapidly increasing and vulnerable to socioeconomic and health problems. Because it is predicted to be inequitable to health care utilization, we would like to find out about the equity of health care utilization of the OPH by comparison with the multi-person households (MPH).

Methods: This study followed the theoretical framework of Wagstaff and van Doorslaer (2000), O'Donnell and his colleagues (2008), where the horizontal inequity index is the difference between the concentration indices of actual health care utilization and health care needs. This study employed the 9th Korea Health Panel survey, and a total of 10,807 cases were analyzed. Health care needs were measured by age, sex, subjective health status, chronic disease count, Charlson's Comorbidity Index, limitation of activities, and disability.

Results: Compared with the MPH, there were pro-poor inequities in hospitalization, emergency utilization, hospitalization out-of-pocket payments, and pro-rich inequities in outpatient out-of-pocket payments for the OPH. The decomposition of the concentration index revealed that chronic disease count made the largest contribution to socioeconomic inequality in outpatient utilization. Age, health insurance, economic activities, and subjective health status also proved more important contributors to inequality. The variables contributing to the hospitalization and emergency utilization inequity were age, education, Charlson's Comorbidity Index, marital status, and income.

Conclusion: Because the OPH was more vulnerable to health problems than the MPH and there were pro-poor inequities in medical utilization, hospitalization, and emergency costs, it is necessary to develop a policy that can correct and improve the portion of high contribution to medical utilization of the OPH.

Keywords: Horizontal inequity index; Health care utilization; One-person households

서 론

인구사회구조와 생활양식의 변화는 노년기뿐만 아니라 청년기, 중

년기의 1인 가구 증가를 가져오고 있으며, 1인 가구의 증가는 다시 사회, 경제, 문화, 주거 등의 각 영역에서 새로운 변화를 주도하고 있다. 1인 가구는 일반적으로 1인이 독립적으로 생계를 유지하고 있는 가구

Correspondence to: Bee Na
Health Insurance Review Office, Chungnam National University Hospital, 282 Munhwa-ro, Jung-gu, Daejeon 35015, Korea
Tel: +82-42-280-6065, Fax: +82-42-280-6077, E-mail: nabeenet@cnuh.co.kr
Received: April 1, 2019, Revised: June 3, 2019, Accepted after revision: June 25, 2019

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

로 정의할 수 있다. 그리고 배우자 여부와 관련해서는 과거에는 법적으로나 사실적으로 배우자가 없이 혼자서 생활하는 가구를 1인 가구로 인식하는 경향이 컸지만, 최근에 와서는 배우자가 있어도 독립된 거주지에서 혼자 사는 사람도 1인 가구로 간주하고 있다[1]. 통계청이 발표한 '시도별 장래가구추계' 자료를 보면, 2015년 32.3% 비중으로 가장 주된 가구유형인 '부부+자녀' 가구가 2045년 15.9%로 줄고, 같은 기간 1인 가구가 27.2%에서 36.3%로 증가하는 것으로 추산됐다[2]. 2026년부터는 전국 모든 시도에서 1인 가구 비중이 가장 높아질 전망이다이며, 2015년 전국 1인 가구의 가구주 연령을 보면 39살 이하 비중이 36.9%로 가장 높았으나 2045년에는 1인 가구 가운데 60살 이상 비중이 54%까지 증가할 것으로 예상된다[2].

1인 가구는 다른 형태의 가구 구성원보다 전반적으로 건강상태가 낮은 것으로 보고되고 있다. 자신의 생계를 혼자 책임져야 하는 1인 가구는 경제활동 중단이나 건강문제 등으로 갑작스러운 빈곤 위기에 처할 가능성이 높고[3], 타인과의 교류도 낮아져 개인의 사회적 지지 기반이 약화되고 고립화의 위험성이 높다고 하였다[4]. 1인 가구는 다인 가구에 비해 주관적 건강상태가 낮고[5], 중년층에서 만성질환 이환율, 외래진료 횟수, 입원율, 우울 의심률, 자살 생각이 높으며 청년층에서는 1인 가구의 흡연율과 음주율이 다인 가구에 비하여 높은 건강관리에 대한 필요성이 주목받았다. 또한 노년층의 우울 의심률도 1인 가구 비중이 39.9%로 다인 가구 21.6%보다 두 배 가량 높은 수준으로 분석되었고, 이와 함께 자살 생각, 자살 계획, 자살 시도 비중을 살펴본 결과, 세대계층에 관계없이 1인 가구의 자살위험률이 다인 가구에 속한 개인에 비해 높은 것으로 나타났다[6]. 19세 이상 65세 미만 1인 가구 여성은 다인 가구에 비해 대부분의 만성질환에서 의사의 진단을 받은 비율이 유의하게 높았고[7], 독거노인은 배우자 동거 노인보다 우울증의 위험이 2.32배 높았다[8].

이러한 연구결과는 1인 가구가 다인 가구보다 더 건강 불평등에 노출되어 있고 의료이용에서도 불평등이 존재함을 예측할 수 있게 한다. 우리나라에서는 외환위기 이후 사회경제적 양극화가 큰 문제로 대두되면서 형평성에 대한 연구의 일환으로 의료이용 및 의료비 지출에 있어서 집중지수, Le Grand 지수, 수평적 형평성 지수(horizontal inequity index) 등을 활용하여 분석한 연구가 지속적으로 이루어졌으며, 2000년대의 연구들은 질적 의료이용에 있어서 고소득층에 집중된 불평등이 나타난다는 결과가 대체로 일치하고 있다. 그러나 1인 가구의 증가와 관련된 사회적 문제에 관심이 증가하고 있음에도 불구하고 1인 가구의 의료이용 형평성에 대한 국내 연구는 거의 이루어지지 않았으며 대부분의 1인 가구에 대한 연구는 노인가구에 집중되어 왔다. 따라서 본 연구에서는 주된 가구유형으로 급증하는 1인 가구와 다인 가구의 일반적인 특성 및 의료이용 유형별 의료이용 횟수와 의

료이용 본인부담금에 대한 의료이용 형평성 정도를 비교하고, 1인 가구와 다인 가구의 의료이용 형평성에 영향을 미치는 요인을 분해하여 1인 가구의 의료이용에 대한 이해를 돕고, 1인 가구 의료이용 형평성 향상을 위한 기본 정보 및 정책을 마련할 수 있는 기초자료를 제시하고자 한다.

방 법

1. 연구대상

본 연구는 한국의료패널 9차연도(2014년) 자료를 활용하여 1인 가구와 다인 가구의 일반적 특성과 의료이용 형평성 지수, 의료이용 형평성에 영향을 미치는 요인을 분석하였고 충남대학교병원의 임상시험심사위원회의 승인(IRB file no., CNUH 2018-09-045)을 받았다.

본 연구에서는 2014년 조사대상인 5,001가구의 가구원 13,973건 중 부가조사에 응답한 18세 이상 가구원 10,810건 중 소득에 대해 무응답한 3건을 제외하고 총 10,807건을 분석대상으로 하였다. 한편, 통계청의 정의에 따라 일반적으로 1인이 독립적으로 생계를 유지하고 있는 가구를 1인 가구로 정의하였고, 이에 따라 한국의료패널에서 제공하는 설문내용 중 가구 일반사항의 세대구성 항목에서 '1인 가구'로 응답한 경우 1인 가구로 구분하고 나머지 응답은 다인 가구로 구분하였다.

2. 변수 정의

1) 의료이용 변수

의료이용 횟수는 의료기관 외래방문 횟수, 입원 횟수, 응급실 방문 횟수로 정의하였으며, 의료비는 의료기관에 입원하거나 응급실 혹은 외래를 방문하여 지불한 의료기관 수납금액(법정보인부담금+비급여 본인부담금)과 처방 약값을 합한 금액으로 의료이용 횟수와 동일하게 외래의료비, 입원의료비, 응급의료비로 나누어 산출하였다. 입원 이유가 종합검진이거나 미용/성형/비만인 경우, 외래방문 이유가 미용/성형/비만인 경우는 분석에서 제외하였다.

2) 소득 변수

가구소득은 연간 총 가구소득을 실제 가구원 수의 제곱근으로 나눈 균등화 가구소득을 사용하였다. 소득구간은 조사대상자의 상대적 분포에 따라 총 5분위로 나누었으며, 1분위 집단을 가장 소득이 낮은 집단으로, 5분위 집단을 소득이 가장 높은 집단으로 구분하여 분석하였다.

3) 의료 필요 변수

의료 필요 요인으로 투입될 변수는 성별, 연령, 주관적 건강상태, 만성질환 수, 찰슨 동반상병지수(Charlson's Comorbidity Index), 활동제한, 장애 유무를 포함하였다. 이 중 연령은 30세 미만과 30세 이상부터 10년 단위로 구분하였다. 주관적 건강상태는 불평등 연구에서 건강상태와 건강 위험요소 등 측정 가능한 포괄적인 삶의 질의 자료로 사용되는 데[9], 매우 좋음이 1점, 매우 나쁨이 5점인 5점 리커트 척도로 측정되었고 역점수화하여 분석에 사용하였다. 만성질환 수는 만성질환관리에 대해 있다고 대답한 모든 질환의 개수를 사용하였고 활동 제한 여부는 질병/손상 등으로 활동 제한 여부에 대한 유무로 이분화하였다. 장애 여부는 장애판정+등록, 장애판정+미등록, 장애보류, 미판정+미등록은 있음으로, 장애 없음은 없음으로 구분하였다.

질병 특성 변수로는 찰슨 동반상병지수를 이용하였다. 찰슨 동반상병지수는 본래 실험연구에서 환자의 사망위험도를 보정하기 위한 지표로 개발되었으나, 일반적으로 동반 상병의 중증도를 보정하기 위한 방법으로도 널리 이용되고 있다[10]. 본 연구에서는 International Classification of Disease 10th revision (ICD-10)의 코딩방법인 Quan의 알고리즘을 따라 찰슨 동반상병지수를 구하였는데, 그 이유는 한국의료패널의 상병코드 분류가 ICD-10과 유사한 Korean Classification of Disease 6th revision을 기반으로 하고 있어 상병코드의 일대일 대응이 용이하기 때문이다. 찰슨 동반상병지수는 질환의 중증도에 따라 총 17개 상병군에 1점부터 6점까지 부여하고 발견된 동반 상병에 대한 점수를 합산하는 것으로 알려져 있다[10]. 본 연구에서의 찰슨 동반상병지수는 환자가 의료기관을 방문하였을 때 보고된 모든 동반 상병의 점수를 합산한 값으로 정하였다. 단, 동일 상병군에 포함된 상병이 발견된 경우는 중복 산정하지 않았다. 최종적으로 산출된 값을 기준으로 하여 0점, 1점, 2점, 3점 이상으로 구분하였다.

4) 의료 통제 변수

결혼상태는 혼인 중은 기혼, 미혼으로 대답한 경우는 미혼, 별거 및 사별 또는 실종과 이혼은 기타로 구분하였다. 교육수준은 초등학교 졸업 이하, 중학교 졸업 이하, 고등학교 졸업 이하, 대학 재학 이상으로 구분하였다. 경제활동 여부는 유무에 따라 이분화된 값을 사용하였고 의료보장형태는 건강보험과 의료급여, 미가입으로 구분하였다. 민간보험은 가입과 미가입으로 구분하였고, 흡연은 현재 흡연 여부를 기준으로 흡연자와 비흡연자로 구분하였다. 거주지는 16개로 구분된 현주소를 서울특별시, 세종특별자치시 및 광역시, 도로 구분하였다.

3. 분석방법

IBM SPSS ver. 21.0 통계프로그램 (IBM Corp., Armonk, NY, USA)을 이용하여 연구자료에 대해 빈도분석, 교차분석, *t*-test를 실시하였다. 본 연구에서는 Wagstaff와 van Doorslaer [11], O'Donnell 등[12]이 제안한수평적 형평성 지수를 활용하여 의료이용 횟수와 의료이용 본인부담금에 대한 의료이용의 형평성 정도를 측정하였고 의료이용 횟수와 의료이용 본인부담금에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위해 집중지수 분해를 시행하였으며, 이를 위해 Stata ver. 15.0 (Stata Corp., College Station, TX, USA)를 사용하였다. 통계적 유의수준은 $p < 0.05$ 로 하였다.

1) 수평적 형평성 지수

의료이용의 형평성 측정을 위해 개발된 수평적 형평성 지수는 집중지수(concentration index)를 이용하는 방법으로서 실제 의료이용(actual health care use)에 대한 집중계수에서 의료이용의 필요에 따른 예측값(need-expected use)의 집중계수를 보정하여 계산된다[13]. 의료이용의 형평성 측정을 위해 집중곡선(concentration index)을 활용할 수 있는데, 집중곡선은 인구집단의 누적적인 사회계층분포를 가로축으로 하고 의료이용의 누적적인 점유율을 세로축으로 하여 그린 곡선으로서 집중계수의 값은 그 곡선과 대각선 사이의 면적의 두 배에 해당하고, 이때 집중계수의 값이 양이면 부유한 집단에 유리한 불형평성(소득이 높을수록 의료이용을 많이 한다.), 음이면 부유한 집단에 불리한 것으로 해석한다[13]. Wagstaff와 van Doorslaer [11]는 '동일한 필요에 대한 동일한 이용'의 개념을 적용한 계수(의료 필요를 통제한 집중계수)의 계산을 위해 개인의 성별, 연령, 주관적 건강상태, 만성질환 유무 등의 변수를 이용하여 의료 필요를 추정한 후 이를 의료이용 집중지수로부터 차감하여 '표준화된 의료이용 집중지수(수평적 형평성 지수)'를 계산하는 방법을 사용하였다.

$$Hhvw = 2 \int_0^1 [L_n(R) - L_m(R)] dR = C_m - C_n$$

여기에서 C_m 은 실제 의료이용(actual utilization)의 집중계수를, C_n 은 의료이용의 필요를 기반으로 예측된 의료이용(need-expected utilization)의 집중지수를 나타낸다[13].

Figure 1에서 실제 의료이용에 대한 집중곡선 $L_m(R)$ 이 의료이용에 대한 필요(need)를 고려했을 때 기대되는 의료이용량 $L_n(R)$ 보다 크므로, 빈곤층에게 유리한 방향으로 의료이용의 불형평성이 존재한다고 할 수 있다. 일반적으로 소득계층별로 의료이용의 분포를 살펴보

면 저소득층의 의료이용이 더 많은 경향을 보이고 있는데, 이는 상대적으로 빈곤층의 건강상태가 더 열악하여 의료이용의 필요(need)가 더 높기 때문으로 해석될 수 있다[13].

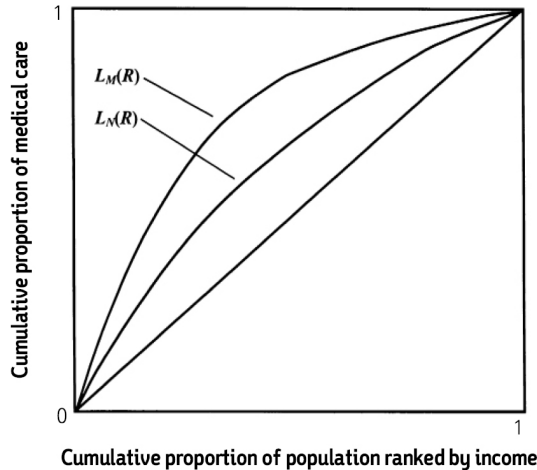


Figure 1. Concentration curve of healthcare utilization.

2) 요인 분해

Wagstaff 등[14]은 집중지수가 건강 불평등에 대한 개별 요인의 기여로 분해될 수 있음을 보여주었다. 각 기여도는 그 요인에 대한 건강의 민감도와 그 요인의 소득 관련 불평등의 정도의 산물이다. 집중지수와 독립변수별 집중지수를 구하는 계산식은 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$C = \sum_i (\beta_j \bar{x}_{ji} / \mu) C_i + \sum_k (r_k \bar{z}_{ki} / \mu) C_i + GC_{ci} / \mu$$

여기서 μ 는 y 의 평균, \bar{x}_j, \bar{z}_k 는 x_j, z_k 의 평균, C_i 는 x_j, z_k 의 집중지수이고, GC_{ci} 는 오차항에 대한 일반화된 집중지수이다. β_j 와 r_k 는 x_j, z_k 에 대한 탄력성을 나타내고, 이는 독립변수 x_j, z_k 의 변화에 따른 의료이용 y 의 변화량을 의미한다. 각 독립변수의 탄력성에 각 독립변수의 집중지수를 곱하여 요인별 기여도를 산출한다[12].

집중지수 분해는 각 표본에서 소득에 따른 집중도를 포함하여 추정함으로써 각 변수가 불평등에 얼마나 기여하는지 알아보는 방법이다. 집중지수에 대해 영향을 미치는 독립변수의 영향의 정도를 측정할 때 사용하는 탄력성과 각 집중지수는 단독으로도 중요한 의미를 가지지만 영향의 정도를 측정할 때는 둘 다 중요한 요소가 된다. 탄력성이 크더라도 각 독립변수의 소득에 따른 집중도가 작으면 영향 정도가 적을 것이고, 마찬가지로 각 독립변수의 집중지수가 크더라도 탄력성

이 작으면 영향이 작다고 할 수 있다[15]. 이처럼 의료이용의 소득 관련 형평성에 대한 요인분해를 함으로써 첫째, 각 독립변수가 의료이용에 미치는 효과를 파악할 수 있고, 둘째, 각 독립변수가 소득계층별 분포된 정도를 확인할 수 있다[16].

결 과

1. 1인 가구와 다인 가구의 일반적인 특성

1인 가구는 여성이 66.6%로 남성 33.4%보다 많았으며 다인 가구는 남성과 여성 비율이 49.5%와 50.5%로 비슷하였다. 연령별로 보면 1인 가구는 60세 이상이 59.6%를 차지하였고 그 중에서도 70-79세가 27.4%로 가장 많았으며, 다인 가구는 40-49세가 많았고 70세 이상은 9%를 차지했다(Table 1). 1인 가구는 주관적 건강상태가 아주 나쁘다고 대답한 경우가 4.7%로 다인 가구의 1.1%보다 4배 이상 많았고 아주 좋은 경우는 2.5%로 다인 가구의 4.7%에 비해 절반 정도에 불과했다. 만성질환수 역시 1인 가구가 3.2개로 다인 가구보다 2배 이상 많았으며 찰스 동반상병지수 또한 1점 이상이 35.5%로 19.3%인 다인 가구보다 많았다. 1인 가구에서 장애가 있는 경우는 13.7%로 다인 가구의 5.3%보다 2배 이상 많았고 활동 제한도 비슷한 결과를 보였다.

가구원 균등화 소득의 평균은 1인 가구가 1,652만 원으로 다인 가구보다 1,000만 원 이상 적었고 소득을 5분위로 구분하여 비교했을 때도 1인 가구의 소득 1분위는 다인 가구의 5배가 넘는 43.5%였다. 이와 반대로 소득 3분위 이상은 다인 가구가 2배 이상 많았다. 교육수준에도 많은 차이가 났는데, 초등학교 졸업 이하가 1인 가구는 45.8%인 반면 다인 가구는 11.9%에 불과하였고 고등학교 이상 학력은 다인 가구에서 46.6%로 더 많았다. 결혼상태를 살펴보면 미혼은 차이가 크지 않았으나 1인 가구는 기혼이 2%인데 비해 이혼/별거/사별이 68.1%로 다인 가구의 5.9%보다 11배 이상 많았다.

1인 가구의 건강보험 가입현황을 보면 다인 가구보다 의료급여 수급자가 6배 정도 많았고 미가입자 역시 더 많았다. 반면에 민간보험 가입은 15.6%로 다인 가구의 절반 정도에 그쳤다. 경제활동 또한 54.5%로 다인 가구의 63.6%보다 적게 하였으며 휴먼자는 1인 가구가 20.9%로 다인 가구의 22.5%보다 약간 적었다. 1인 가구가 가장 많이 거주하는 지역은 '도'이고 59.7%를 차지했다. 다인 가구 역시 도에 거주하는 경우가 53.3%로 가장 많았으나 1인 가구보다 서울과 광역시에 거주하는 경우가 약간 더 많았다.

의료이용에 대해 비교해 보면 외래의 경우 1인 가구는 91.5%가 이용했고 평균 28.2회를 이용하면서 478천 원의 본인부담금을 지불하

Table 1. General characteristics of one-person households and multi-person households

Characteristic	Total households (N=10,807, unweighted)	One-person households (N=881)	Multi-person household (N=9,926)	p-value
Sex				<0.001
Male	5,042	33.4	49.5	
Female	5,765	66.6	50.5	
Age (yr)				<0.001
≤29	1,384	9.4	17.0	
30-39	1,481	13.1	20.0	
40-49	2,270	6.7	22.3	
50-59	1,852	11.2	20.5	
60-69	1,737	17.2	11.2	
70-79	1,586	27.4	6.5	
≥80	497	15.0	2.5	
Subjective health status				<0.001
Very bad	180	4.7	1.1	
Bad	1,588	24.8	11.7	
Normal	4,220	38.1	42.2	
Good	3,815	29.9	40.3	
Very good	429	2.5	4.7	
Chronic disease count	2.0±2.4	3.2±2.9	1.4±2.0	<0.001
Charlson's Comorbidity Index				<0.001
0	6,994	64.5	80.7	
1	1,554	23.9	12.8	
2	593	7.5	4.7	
3+	252	4.1	1.8	
Disability				<0.001
No	10,013	86.3	94.7	
Yes	794	13.7	5.3	
Activity limits				<0.001
No	10,101	86.3	95.7	
Yes	700	13.7	4.3	
Income*	2,450±1,695	1,652±1,398	2,734±1,792	<0.001
Income quintile*				<0.001
1	1,674	632±192	710±193	
2	2,106	1,323±226	1,334±207	
3	2,386	2,039±228	2,014±223	
4	2,418	2,866±301	2,861±298	
5	2,223	4,613±1,600	4,910±2,121	
Level of education				<0.001
Below elementary school	2,280	45.8	11.9	
Middle school	1,191	11.0	8.9	
High school	3,342	21.0	32.6	
College degree or higher	3,994	22.2	46.6	
Marital status				<0.001
Single	2,203	29.9	24.3	
Marriage	7,362	2.0	69.8	
Divorce/separation/bereavement	1,422	68.1	5.9	
Health insurance				<0.001
National health insurance	10,417	86.3	97.7	
Medical aid	384	13.6	2.3	
Not included	6	0.1	0.0	
Private insurance				<0.001
No	8,068	84.4	69.7	
Yes	2,739	15.6	30.3	
Economic activity				<0.001
No	4,362	45.5	36.4	
Yes	6,445	54.5	63.6	

(Continued to the next page)

Table 1. Continued

Characteristic	Total households (N=10,807, unweighted)	One-person households (N=881)	Multi-person household (N=9,926)	p-value
Smoking				<0.001
No	8,580	79.1	77.5	
Yes	2,221	20.9	22.5	
Residence region				<0.001
Seoul	1,533	18.3	20.8	
Metropolitan city	3,135	22.0	25.9	
Do	6,139	59.7	53.3	
Outpatient use				<0.001
No	1,451	8.5	16.8	
Yes	9,356	91.5	83.2	
No. of use	18.09±26.60	28.20±35.41	13.61±21.04	<0.001
Out-of-pocket payments [†]	382,120±742,467	477,874±685,163	375,762±745,681	<0.001
Hospitalizations				<0.001
No	9,425	81.8	89.4	
Yes	1,382	18.2	10.6	
No. of use	0.19±0.64	0.27±0.67	0.15±0.56	<0.001
Out-of-pocket payments [†]	149,556±881,013	276,549±1,703,169	141,124±796,226	<0.001
Emergency care use				<0.001
No	9,903	89.2	92.4	
Yes	904	10.8	7.6	
No. of use	0.11±0.44	0.15±0.49	0.10±0.41	<0.001
Out-of-pocket payments [†]	6,641±44,616	6,820±38,469	6,630±44,994	<0.001

Values are presented as number or mean±standard deviation.

[†]Unit: 10,000 Korean won. [†]Unit: Korean won.

였다. 다인 가구는 83.2%가 평균 13.61회를 이용했고 376천 원을 지불하였다. 입원이용에 있어서 1인 가구는 18.2%가 0.27회 이용하면서 277천 원을 지불하였고 다인 가구는 10.6%가 0.15회 이용하며 141천 원을 지불하여 1인 가구보다 적게 이용하였다. 응급의료에서도 1인 가구가 10.8%가 이용하여 다인 가구의 7.6%보다 많이 이용했고 이용 횟수에서도 0.15회로 다인 가구의 0.1회보다 많았다. 지불한 본인부담금은 1인 가구가 6,820원으로 다인 가구의 6,630원보다 통계적으로 유의하게 많았다(Table 1).

2. 의료이용 횟수에 대한 형평성

1인 가구의 실제 외래이용 횟수와 예측값에 대한 집중지수는 -0.1864와 -0.1634로 pro-poor한 값이 나타났는데, 의료필요를 보정한 수평적 형평성 지수는 -0.0231이었으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 이에 비해 다인 가구에서는 수평적 형평성 지수가 -0.0336으로 저소득층이 의료이용을 많이 한 것으로 나타났다.

분석대상자들의 실제 이용 횟수에 대한 집중지수를 살펴보면 1인 가구의 집중지수는 -0.1561로 다인 가구의 -0.1419와 비슷한 정도로 저소득층에게 유리한 불형평을 나타내었으나 의료필요를 기반으로 한 예측값의 집중지수에서는 1인 가구가 0.0704로 pro-rich한 결과를

보여주었고 다인 가구는 -0.1023으로 실제 이용 횟수의 집중지수와 비슷하게 나타났다. 의료필요를 보정한 1인 가구의 형평성 지수는 -0.2265로 pro-poor한 결과를 보여주었으며, 다인 가구는 0.0396이었으나 통계적으로 유의하지 않았다. 응급실 이용 횟수에 따른 형평성 지수에서 1인 가구는 -0.1800으로 저소득층에 매우 집중된 결과를 보였으며 다인 가구는 0.0081로 저소득층에 약간의 유리한 경향이 있었으나 통계적으로 유의하지는 않았다(Table 2).

3. 의료이용 본인부담금에 대한 형평성

외래 본인부담금을 분석한 결과 실제 지불한 외래 본인부담금에 대한 집중지수는 1인 가구의 경우 통계적으로 유의하지 않았으나 의료필요 기반 예측 본인부담금에 대한 집중지수는 0.0715로 저소득층이 많이 지출하는 것으로 나타났다. 수평적 형평성 지수를 살펴보면 1인 가구는 0.1051로 고소득층이 외래 본인부담금을 많이 지출하였고 다인 가구 역시 1인 가구보다는 덜하지만 비슷한 경향을 보여주어 고소득층이 저소득층보다 많이 지출하는 것으로 나타났다.

1인 가구의 실제 입원 본인부담금에 대한 집중지수는 -0.0027로 통계적으로 유의하지 않았으나 의료필요를 기반으로 예측한 본인부담금에 대한 집중지수가 0.2593으로 고소득층이 지출을 많이 하는 것으

Table 2. The concentration index and horizontal inequity index by household type on the number of medical use classification

Classification	One-person households			Multi-person households		
	Actual (CI)	Need-predicted (CI)	Need-standardized (Hlww)	Actual (CI)	Need-predicted (CI)	Need-standardized (Hlww)
Outpatient	-0.1864**	-0.1634**	-0.0231	-0.1448**	-0.1112**	-0.0336**
Hospitalization	-0.1561*	0.0704*	-0.2265**	-0.1419**	-0.1023**	-0.0396*
Emergency medical care	-0.1383*	0.0417*	-0.1800*	-0.0731*	-0.0650**	-0.0081

CI, concentration index; Hlww, horizontal inequity index.
* $p < 0.05$. ** $p < 0.001$.

Table 3. The concentration index and horizontal inequity index by household type on the out-of-pocket payments of medical use classification

Classification	One-person households			Multi-person households		
	Actual (CI)	Need-predicted (CI)	Need-standardized (Hlww)	Actual (CI)	Need-predicted (CI)	Need-standardized (Hlww)
Outpatient	0.0336	-0.0715**	0.1051**	-0.0016	-0.0750**	0.0734**
Hospitalization	-0.0027	0.2593**	-0.2620*	-0.0963*	-0.1203**	0.0240
Emergency medical care	-0.0883	-0.0527*	-0.0356	-0.0016	-0.0899**	0.0883*

CI, concentration index; Hlww, horizontal inequity index.
* $p < 0.05$. ** $p < 0.001$.

로 나타났고 수평적 형평성 지수는 -0.2620으로 저소득층이 입원 본인부담금을 많이 지출하는 것으로 나타났다. 다인 가구는 실제 입원 본인부담금과 의료필요를 기반으로 예측한 입원 본인부담금에 대한 집중지수 모두 pro-poor하게 나타났으나 수평적 형평성 지수는 0.0240으로 통계적으로 유의하지 않아 어느 소득집단에도 유리한 현상이 나타나지 않았다.

1인 가구에서 실제 지불한 응급의료 본인부담금에 대한 집중지수는 통계적으로 유의하지 않았고 의료필요를 기반으로 예측한 의료비에 대한 집중지수는 -0.0527로 저소득층에 유리한 pro-poor한 경향이었으나, 의료필요를 보정한 의료비에 대한 수평적 형평성 지수는 통계적으로 유의하지 않았다. 다인 가구 역시 실제 지불한 응급의료

본인부담금에 대한 집중지수는 통계적으로 유의하지 않았고 의료필요를 기반으로 예측한 의료비에 대한 집중지수는 -0.0899로 저소득층에 유리한 pro-poor한 경향이었으나, 의료필요를 보정한 의료비에 대한 수평적 형평성 지수는 0.0883으로 고소득층에 유리한 경향을 나타냈다(Table 3).

4. 의료이용의 형평성에 영향을 미치는 요인분해

1) 외래이용에 영향을 미치는 요인분해

외래의료이용 횟수에 대하여 회귀분석을 시행한 결과 1인 가구에 사는 연령, 주관적 건강상태, 만성질환 수, 건강보험, 흡연 여부가 유의하였고, 다인 가구에서는 성, 연령, 주관적 건강상태, 만성질환 수,

Table 4. Decomposition of the concentration index by household type on the number of outpatient utilization

Variable	One-person households			Multi-person households		
	β	CI	Contribution (%)	β	CI	Contribution (%)
Sex						
Male (ref)						
Female	-0.022	-0.1085	-0.03	1.641**	-0.0037	0.12
Age (yr)						
≤29 (ref)						
30-39	2.303	0.6175	-2.27	0.455	0.0675	-0.20
40-49	2.142	0.4181	-0.68	-0.122	0.0684	0.07
50-59	-5.010	0.1090	0.93	0.247	0.1089	-0.21
60-69	5.903	0.0822	-1.32	2.146*	-0.1480	1.48
70-79	10.645*	-0.3077	14.24	5.826**	-0.5152	8.22
≥80	5.357	-0.4718	5.90	3.749	-0.4997	1.79

(Continued to the next page)

Table 4. Continued

Variable	One-person households			Multi-person households		
	β	CI	Contribution (%)	β	CI	Contribution (%)
Subjective health status						
Very bad (ref)						
Bad	-4.415	-0.1584	-2.69	-4.434	-0.2466	-5.02
Normal	-9.304	0.0354	1.82	-9.887*	0.0191	2.87
Good	-13.658*	0.0995	5.73	-11.189*	0.0668	10.12
Very good	-11.812	0.6427	2.50	-10.816*	0.1107	1.70
Chronic disease count	4.399**	-0.2001	44.76	3.520*	-0.1628	34.04
Charlson's Comorbidity Index						
0 (ref)						
1	4.465	-0.1802	2.82	2.568**	-0.1547	1.80
2	-5.915	-0.2440	-1.59	2.991*	-0.1761	0.88
3+	-6.840	-0.3642	-1.50	14.121**	-0.3623	3.09
Disability						
No (ref)						
Yes	-0.844	-0.2966	-0.51	0.621	-0.4024	0.48
Activity limits						
No (ref)						
Yes	7.358	-0.3526	5.60	5.637**	-0.3986	3.51
Income	-0.176	0.0614	1.12	0.139	0.0440	-1.67
Level of education						
Below elementary school (ref)						
Middle school	0.652	-0.0586	0.07	-1.440	-0.2145	-1.11
High school	0.324	0.2965	-0.28	-3.363**	-0.0279	-1.11
College degree or higher	-2.864	0.5322	4.42	-4.117**	0.2048	12.63
Marital status						
Single (ref)						
Marriage	-2.347	0.0691	0.05	2.199**	-0.0081	0.48
Divorce/separation/bereavement	2.441	-0.1853	4.82	1.277	-0.3001	0.83
Health insurance						
National health insurance (ref)						
Medical aid	6.723	-0.5096	6.88	5.821*	-0.8320	4.09
Not included	-20.959**	0.3234	0.07	-27.100**	-0.2174	-0.06
Private insurance						
No (ref)						
Yes	1.053	0.5394	-1.17	-0.841*	0.2231	2.04
Economic activity						
No (ref)						
Yes	3.883	0.3044	-8.96	-1.163*	0.0800	2.08
Smoking						
No (ref)						
Yes	-4.817*	0.1719	2.23	-1.503**	-0.0334	-0.33
Residence region						
Seoul (ref)						
Metropolitan city	-0.378	0.0111	0.01	0.448	-0.0101	0.04
Do	1.994	-0.0530	0.93	0.590	-0.0504	0.56

CI, concentration index; ref, reference.

* $p < 0.05$. ** $p < 0.001$.

찰스 동반상병지수, 활동 제한, 교육수준, 결혼상태, 건강보험, 민간보험, 경제활동 여부, 흡연 여부가 유의한 것으로 나타났다(Table 4).

1인 가구에서 70-79세인 경우 29세 이하보다 외래이용을 10회 이

상 많이 하고, 주관적 건강상태가 좋다고 대답한 경우가 매우 안 좋은 경우보다 13회 가량 덜 이용하며, 만성질환 수가 많을수록 4회 이상 더 이용하고, 건강보험에 가입되지 않은 자, 흡연자가 덜 이용하였다.

다인 가구에서는 여성이 남성보다 1.64회 더 이용하고, 60-79세일 때 외래이용을 더 하였다. 주관적 건강상태가 나쁘거나 보통, 좋다고 한 경우에는 아주 나쁜 경우보다 외래이용을 덜 하였으나 매우 좋다고 대답한 경우에는 외래이용을 많이 하였다. 만성질환 수가 많고 찰슨 동반상병지수 값이 커질수록 외래이용이 증가하였고, 미혼보다 기혼이 외래이용을 많이 하였다. 그러나 건강보험 미가입자는 가입자에 비해 외래이용을 27회 이상 덜 하였고 교육수준이 높을수록, 민간보험 가입자, 경제활동을 하는 자, 흡연자가 외래이용을 덜 하였다.

변수별 집중지수를 살펴보면 1인 가구는 여성, 70세 이상, 주관적 건강상태가 나쁜 경우, 만성질환 수가 많을수록, 찰슨 동반상병지수가 높을수록, 장애가 있고 활동 제한이 있는 경우, 중학교 졸업 이하의 학력인 경우, 이혼/별거/사별인 경우, 의료급여 수급자이고 도에 거주하는 경우 저소득층에서 외래이용을 많이 하였고, 69세 이하 또는 주관적 건강상태가 보통 이상, 소득이 높을수록, 고등학교 재학 이상, 기혼자, 건강보험 미가입자, 민간보험 가입자, 경제활동을 하는 자, 흡연자, 광역시 거주자인 경우에는 고소득층에서 외래이용을 많이 하였다. 이에 비해 다인 가구는 여성, 60세 이상, 주관적 건강상태가 나쁜 경우, 만성질환 수가 많을수록, 찰슨 동반상병지수가 높을수록, 장애가 있고 활동 제한이 있는 경우, 학력이 고등학교 졸업 이하인 경우, 기혼이거나 이혼/별거/사별인 경우, 의료급여 수급자와 건강보험 미가입자, 흡연자, 광역시와 도 거주자인 경우 저소득층에서 외래이용을 많이 하였다. 이와 반대로 59세 이하, 주관적 건강상태가 보통 이상인 경우, 소득이 높을수록, 대학 재학 이상의 교육수준을 가진 경우, 민간

보험에 가입되었거나 경제활동을 하는 경우에는 고소득층에서 외래이용을 많이 하였다.

기여도는 각각의 변수들이 의료이용의 형평성 지수에 영향을 미치는 정도를 백분율로 나타낸 것이고 해당 변수가 의료이용 횟수에 영향을 미치지 않거나 혹은 어느 소득계층에 밀집되어 있지 않다면 변화될 불형평 정도를 백분율로 표시한 값이다[16]. 따라서 각 변수가 소득수준에서 균등하게 분포된다면 0의 값을 가지므로 의료이용의 불평등은 그 변수의 기여도만큼 줄어든다고 해석된다[17].

1인 가구의 외래이용 불형평에 가장 크게 기여하는 변수는 만성질환 수, 연령, 건강보험, 경제활동 유무, 주관적 건강상태이고 다인 가구의 외래이용 불형평에 기여하는 변수는 만성질환 수, 연령, 교육수준, 주관적 건강상태, 찰슨 동반상병지수 순이었다.

2) 입원의료이용에 영향을 미치는 요인분해

입원의료이용에 유의한 영향을 미치는 변수는 1인 가구의 경우 연령, 주관적 건강상태, 찰슨 동반상병지수였고, 다인 가구의 경우에는 연령, 주관적 건강상태, 찰슨 동반상병지수, 활동 제한 여부, 교육수준, 결혼상태, 거주지인 것으로 나타났다(Table 5). 자세하게 살펴보면 1인 가구에서는 60세 이상인 경우 29세 이하보다 입원의료이용을 0.3-0.4회 정도 적게 하고, 주관적 건강상태가 좋다고 대답한 경우 매우 안 좋은 경우보다 0.4회 가량 덜 이용하며, 찰슨 동반상병지수가 높을수록 0.2-0.6회 이상 더 이용하였다. 다인 가구에서는 40-69세일

Table 5. Decomposition of the concentration index by household type on the number of hospitalizations utilization

Variable	One-person households			Multi-person households		
	β	CI	Contribution (%)	β	CI	Contribution (%)
Sex						
Male (ref)						
Female	-0.143	-0.1087	-22.60	0.001	-0.0037	0.01
Age (yr)						
≤29 (ref)						
30-39	-0.034	0.6184	4.73	0.007	0.0676	-0.30
40-49	-0.221	0.4177	9.76	-0.070*	0.0684	3.61
50-59	-0.179	0.1095	4.65	-0.077*	0.1088	6.41
60-69	-0.344*	0.0823	10.73	-0.109*	-0.1480	-7.27
70-79	-0.386*	-0.3079	-72.11	-0.075	-0.5152	-10.25
≥80	-0.478*	-0.4715	-73.31	-0.007	-0.4997	-0.30
Subjective health status						
Very bad (ref)						
Bad	-0.372	-0.1582	-31.57	-0.508**	-0.2465	-55.63
Normal	-0.369	0.0351	9.96	-0.588**	0.0191	16.49
Good	-0.425*	0.0998	24.95	-0.575**	0.0668	50.31
Very good	-0.175	0.6397	5.14	-0.522**	0.1107	7.95

(Continued to the next page)

Table 5. Continued

Variable	One-person households			Multi-person households		
	β	CI	Contribution (%)	β	CI	Contribution (%)
Chronic disease count	0.012	-0.2003	16.77	0.009	-0.1628	7.96
Charlson's Comorbidity Index						
0 (ref)						
1	0.228**	-0.1798	20.00	0.083**	-0.1548	5.61
2	0.342**	-0.2438	12.81	0.349**	-0.1761	9.89
3+	0.624**	-0.3644	19.15	0.698**	-0.3623	14.78
Disability						
No (ref)						
Yes	0.038	-0.2963	3.20	-0.041	-0.4025	-3.08
Activity limits						
No (ref)						
Yes	0.146	-0.3529	15.55	0.248**	-0.3986	14.91
Income	-0.037	0.0614	33.01	0.014	0.0440	-16.07
Level of education						
Below elementary school (ref)						
Middle school	-0.026	-0.0584	-0.37	-0.057	-0.2145	-4.23
High school	-0.129	0.2962	15.57	-0.043	-0.0279	-1.38
College degree or higher	-0.192	0.5326	41.23	-0.068†	0.2048	20.10
Marital status						
Single (ref)						
Marriage	0.235	0.0691	-0.64	0.078**	-0.0081	1.67
Divorce/separation/bereavement	0.145	-0.1853	39.93	0.058	-0.3001	3.66
Health insurance						
National health insurance (ref)						
Medical aid	-0.157	-0.5097	-22.42	0.042	-0.8320	2.83
Not included	-0.245	0.3234	0.11	0.088	-0.2175	0.02
Private insurance						
No (ref)						
Yes	-0.004	0.5393	0.56	-0.016	0.2231	3.67
Economic activity						
No (ref)						
Yes	-0.088	0.3044	28.21	-0.018	0.0800	3.14
Smoking						
No (ref)						
Yes	-0.022	0.1728	1.40	-0.008	-0.0334	-0.18
Residence region						
Seoul (ref)						
Metropolitan city	0.091	0.0115	-0.48	0.083**	-0.0100	0.72
Do	0.095	-0.0531	6.20	0.084**	-0.0504	7.78

CI, concentration index; ref, reference.

† $p < 0.05$. ** $p < 0.001$.

때 입원의료이용을 통계적으로 유의하게 적게 하였다. 주관적 건강 상태가 나쁘거나 보통 이상인 경우에 아주 나쁜 경우보다 입원의료이용을 0.5회 가량 덜 하였다. 찰슨 동반상병지수 값이 커질수록 입원의료이용이 증가하였고, 활동 제한이 있는 경우에도 없는 경우보다 0.2회 정도 더 많이 이용하였다. 교육수준이 대학 재학 이상인 경우에는 초등학교 졸업 이하보다 덜 이용하였고, 미혼보다 기혼이, 서울시 거주자보다 광역시와 도 거주자가 입원의료이용을 많이 하였다.

1인 가구의 변수별 집중지수를 살펴보면 외래이용에서와 동일하

게 여성, 70세 이상, 주관적 건강상태가 나쁜 경우, 만성질환 수가 많을수록, 찰슨 동반상병지수가 높을수록, 장애가 있고 활동 제한이 있는 경우, 중학교 졸업 이하의 학력인 경우, 이혼/별거/사별인 경우, 의료급여 수급자이고 도에 거주하는 경우 저소득층에서 의료이용을 많이 하였고, 69세 이하 또는 주관적 건강상태가 보통 이상, 소득이 높을수록, 고등학교 재학 이상, 기혼자, 건강보험 미가입자, 민간보험 가입자, 경제활동을 하는 자, 흡연자, 광역시 거주자인 경우에는 고소득층에서 외래이용을 많이 하였다. 다인 가구의 변수별 집중지수 역시 외

래이용과 동일하게 여성, 60세 이상, 주관적 건강상태가 나쁜 경우, 만성질환 수가 많을수록, 찰슨 동반상병지수가 높을수록, 장애가 있고 활동 제한이 있는 경우, 학력이 고등학교 졸업 이하인 경우, 기혼이거나 이혼/별거/사별인 경우, 의료급여 수급자와 건강보험 미가입자, 흡연자, 광역시와 도 거주자인 경우 저소득층에서 외래이용을 많이 하였다. 반대로 59세 이하, 주관적 건강상태가 보통 이상인 경우, 소득이 높을수록, 대학 재학 이상의 교육수준을 가진 경우, 민간보험에 가입되었거나 경제활동을 하는 경우에는 고소득층에서 외래이용을 많이 하였다.

1인 가구의 입원의료이용 불형평에 기여하는 변수는 연령, 교육수준, 찰슨 동반상병지수, 결혼상태, 소득 순이었고 다인 가구의 입원의료이용 불형평에 기여하는 변수는 찰슨 동반상병지수, 주관적 건강상태, 소득, 활동 제한 유무, 교육수준 순이었다.

3) 응급의료이용에 영향을 미치는 요인분해

응급의료이용 횟수에 대하여 회귀분석을 시행한 결과 1인 가구에 서는 찰슨 동반상병지수가 3점 이상인 경우 0.4회 정도 많이 이용하였고 결혼상태가 이혼/별거/사별인 경우에는 미혼자보다 0.183회 많이

이용하였으며, 건강보험 미가입자는 가입자보다 응급의료를 0.182회 덜 이용하였다.

다인 가구에서는 여성이 남성보다 0.027회 덜 이용하였고 60-79세가 29세 이하보다 응급의료이용을 0.091-0.127회 덜 하였다. 만성질환 수가 많을수록 0.01회 더 응급의료를 이용하였으며 찰슨 동반상병 지수 값이 커질수록 응급의료이용이 증가하였고, 활동 제한이 있는 경우에도 없는 경우보다 0.134회 더 많이 이용하였다. 교육수준이 중학교 졸업 이하인 경우에는 초등학교 졸업 이하보다 0.045회 덜 이용하였고, 의료급여 수급자는 건강보험 가입자보다 0.11회 많이 이용하고 미가입자는 0.205회 덜 이용하였다. 서울시 거주자에 비해 도 거주자가 0.04회 응급의료이용을 많이 하였다.

1인 가구의 변수별 집중지수를 살펴보면 외래이용과 입원이용에서와 동일한 경향이 나타났다. 다인 가구 역시 외래이용과 입원이용에서의 변수별 집중지수와 다르지 않았다. 1인 가구의 응급의료이용 불형평에 기여하는 변수는 연령, 결혼상태, 교육수준, 찰슨 동반상병 지수, 소득 순이었고 다인 가구의 응급의료이용 불형평에 기여하는 변수는 연령, 주관적 건강상태, 만성질환 수, 찰슨 동반상병지수, 소득 순이었다(Table 6).

Table 6. Decomposition of the concentration index by household type on the number of emergency medical utilization

Variable	One-person households			Multi-person households		
	β	CI	Contribution (%)	β	CI	Contribution (%)
Sex						
Male (ref)						
Female	0.006	-0.1089	2.04	-0.027*	-0.0037	-0.61
Age (yr)						
≤29 (ref)						
30-39	-0.051	0.6190	14.55	-0.031	0.0676	4.31
40-49	0.050	0.4208	-4.64	-0.054	0.0683	9.17
50-59	-0.105	0.1101	5.69	-0.048	0.1088	13.16
60-69	-0.193	0.0825	12.53	-0.091*	-0.1480	-20.00
70-79	-0.240	-0.3079	-93.19	-0.127**	-0.5152	-57.04
≥80	-0.167	-0.4719	-53.26	-0.011	-0.4997	-1.74
Subjective health status						
Very bad (ref)						
Bad	0.138	-0.1585	24.40	-0.073	-0.2466	-26.27
Normal	0.108	0.0353	-6.12	-0.140	0.0191	12.90
Good	0.037	0.0997	-4.49	-0.139	0.0668	40.20
Very good	-0.072	0.6398	4.38	-0.138	0.1106	6.90
Chronic disease count	0.007	-0.2003	21.64	0.010**	-0.1628	31.99
Charlson's Comorbidity Index						
0 (ref)						
1	0.044	-0.1794	8.07	0.042*	-0.1547	9.39
2	0.072	-0.2435	5.63	0.065*	-0.1761	6.11
3+	0.400*	-0.3662	25.65	0.258**	-0.3624	18.00

(Continued to the next page)

Table 6. Continued

Variable	One-person households			Multi-person households		
	β	CI	Contribution (%)	β	CI	Contribution (%)
Disability						
No (ref)						
Yes	0.046	-0.2965	8.03	0.047	-0.4024	11.59
Activity limits						
No (ref)						
Yes	0.003	-0.3530	0.60	0.134**	-0.3986	26.53
Income						
	-0.014	0.0614	25.49	0.014	0.0440	-52.28
Level of education						
Below elementary school (ref)						
Middle school	0.077	-0.0581	2.23	-0.045*	-0.2144	-11.00
High school	0.044	0.2969	-10.97	-0.020	-0.0279	-2.07
College degree or higher	0.164	0.5317	-73.15	-0.032	0.2047	31.49
Marital status						
Single (ref)						
Marriage	0.176	0.0661	-0.95	-0.022	-0.0081	-1.55
Divorce/separation/bereavement	0.183*	-0.1850	104.23	-0.014	-0.3002	-2.92
Health insurance						
National health insurance (ref)						
Medical aid	0.065	-0.5094	19.10	0.110*	-0.8320	24.61
Not included	-0.182*	0.3234	0.17	-0.205**	-0.2175	-0.15
Private insurance						
No (ref)						
Yes	-0.046	0.5406	14.78	-0.021	0.2230	15.99
Economic activity						
No (ref)						
Yes	-0.027	0.3046	17.81	0.001	0.0800	-0.58
Smoking						
No (ref)						
Yes	-0.067	0.1738	9.09	-0.009	-0.0334	-0.61
Residence region						
Seoul (ref)						
Metropolitan city	0.101	0.0121	-1.17	0.004	-0.0101	0.13
Do	0.089	-0.0532	12.06	0.040**	-0.0504	12.12

CI, concentration index; ref, reference.
* $p < 0.05$. ** $p < 0.001$.

고 찰

본 연구에서는 한국의료패널 9차 연도(2014년) 자료를 활용하여 1인 가구의 의료이용 형평성을 분석하였다. 1인 가구와 다인 가구의 외래, 입원, 응급의료이용에 대한 이용 횟수와 본인부담금에 대해 집중지수와 수평적 형평성 지수를 산출하였고, 이용 횟수에 대한 집중지수의 요인분해를 시행하였다.

1인 가구는 다인 가구보다 실제로 외래이용을 많이 하였는데, 실제 외래이용에 대한 집중지수를 살펴보면 1인 가구와 다인 가구 모두 음의 값을 가졌고 의료필요를 보정할 수평적 형평성 지수 역시 음의 값을 가졌으나 1인 가구의 결과는 통계적으로 유의하지 않았고 다인 가

구는 -0.0336으로 pro-poor하였다. 한국의료패널 2008-2009년 자료를 대상으로 의료이용 형평성을 분석한 Kim 등[16]의 연구에서는 전체 대상자의 외래이용의 경우 -0.0190으로 pro-poor한 양상을 나타냈고, 노인과 비노인으로 구분하였을 때 노인의 경우에는 외래이용 횟수가 2분위에서 많았으나 집중지수는 통계적으로 유의하지 않아 본 연구에서 1인 가구의 외래이용 횟수에 대한 형평성 지수와 비슷한 결과를 볼 수 있었다. Kim 등[13]의 연구에서는 한국의료패널 2010, 2011년 자료를 가지고 분석하였고, 외래이용 횟수에 대한 형평성 지수는 각각 -0.0473, -0.0530으로 저소득층이 외래이용을 많이 하는 것으로 분석되어 전반적인 외래이용은 저소득층에게 유리한 경향이 지속되었다. 1인 가구의 외래이용 불형평에 기여하는 변수는 만성질환

수, 연령, 건강보험, 경제활동 유무, 주관적 건강상태이고 다인 가구의 외래이용 불형평에 기여하는 변수는 만성질환 수, 연령, 교육수준, 주관적 건강상태, 찰슨 동반상병지수 순이었다. Kim 등[16]의 연구에서 외래 의료이용의 불형평에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 만성질환, 연령, EuroQol-5D (EQ-5D) 점수, 건강보험 종류, 교육수준 등인 것으로 나타났는데, 만성질환의 기여도가 약 48%, 연령의 기여도가 약 20%를 차지하여 1인 가구의 요인분해와 비슷한 결과를 보였다.

실제 입원이용 횟수에 대한 집중지수는 1인 가구와 다인 가구 모두 pro-poor하였으나, 의료필요를 보정한 수평적 형평성 지수는 1인 가구의 경우 -0.2265로 매우 pro-poor하였고 다인 가구에서는 유의하지 않아서 입원이용에 대해서는 불형평성을 확인할 수 없었다고 한 Kim 등[16]과 Kim 등[13]의 연구결과와 일치하였다. 1인 가구의 입원이용 불형평에 기여하는 변수는 연령, 교육수준, 찰슨 동반상병지수, 결혼 상태, 소득 순이었고 다인 가구의 입원이용 불형평에 기여하는 변수는 찰슨 동반상병지수, 주관적 건강상태, 소득, 활동 제한 유무, 교육수준 순으로 나타났고, 만성질환, EQ-5D 점수, 연령, 민간보험, 건강보험 순으로 나타난 Kim 등[16]의 연구결과와 다른 경향을 보였다. 응급의료이용 횟수 역시 저소득층이 많이 하였고 1인 가구는 -0.1800으로 pro-poor한 양상을 보였지만 다인 가구는 선행연구결과와 마찬가지로 통계적으로 유의하지 않았다. Kim 등[16]이 응급의료이용의 불형평에 가장 큰 영향을 미치는 변수는 EQ-5D 점수, 만성질환, 연령, 건강보험, 민간보험 등이라고 하였는데, 본 연구에서 1인 가구의 응급의료이용 불형평에 기여하는 변수는 연령, 결혼상태, 교육수준, 찰슨 동반상병지수, 소득 순이었고 다인 가구의 응급의료이용 불형평에 기여하는 변수는 연령, 주관적 건강상태, 만성질환 수, 찰슨 동반상병지수, 소득 순으로 차이를 보였으며 1인 가구와 다인 가구에도 차이가 있었다.

외래본인부담금에 대해 살펴보면 1인 가구에서는 수평적 형평성 지수가 0.1051로 pro-rich한 양상을 보였고 다인 가구에서도 소득이 높아질수록 본인부담금이 증가하여 수평적 형평성 지수가 0.0734로 pro-rich한 양상을 보였다. 2008-2009년 한국의료패널 자료 분석결과 외래본인부담금에 대한 수평적 형평성 지수가 0.1356이었는데 [16], 2010, 2011년 한국의료패널 자료 분석결과는 각각 0.0573, 0.0750으로 절반 이상 감소했다가 다시 증가하는 경향을 보여주었다. 이러한 선행연구결과와 비교했을 때 다인 가구는 2011년 결과와 비슷하였으며 1인 가구는 2011년보다 고소득층에게 유리한 경향이 다소 증가한 것으로 분석되었다.

1인 가구에서 입원 본인부담금의 수평적 형평성 지수는 -0.2620으로 pro-poor하였는데, 이는 Kim 등[16]의 연구결과인 0.0829과 비교했을 때 저소득층의 비용지출이 상당히 증가한 것으로 볼 수 있었다. 다인 가구에서는 양의 값을 가졌으나 Kim 등[13]의 연구결과와 마찬가지로

가치로 통계적으로 유의하지 않았다. 실제 발생한 응급의료에 대한 본인부담금에 대해서 1인 가구의 집중지수는 음의 값을 가졌다. 의료필요를 보정한 경우도 실제와 비슷하게 4분위가 가장 많고 5분위가 가장 적었으나 수평적 형평성 지수가 유의하지 않았고 이에 비해 다인 가구에서는 0.0883으로 pro-rich한 것으로 나타났다. Kim 등[13]은 2011년 응급의료 본인부담금에 대한 수평적 형평성 지수가 0.1251이라고 하였다. 1인 가구와 다인 가구는 외래와 입원, 응급의료이용 횟수에 대해 모두 차이를 보였고, 본인부담금에 대해서는 외래의 경우 1인 가구와 다인 가구 모두 pro-rich하였으며 입원과 응급의 경우에는 차이가 있는 것으로 나타났다.

지금까지 1인 가구와 다인 가구의 의료이용 형평성에 대해 살펴보았는데, 의료이용 횟수에 대해서는 대체적으로 저소득층에 집중되었고, 본인부담금에 대해서는 1인 가구의 입원과 응급의료 본인부담금을 제외한 모든 부분에서 고소득층에 집중하는 경향을 나타냈다. 1인 가구는 앞서 살펴보았듯이 노인과 여성이 많고 소득이 낮으며 의료급여수급자가 다인 가구보다 6배 이상 많고 의료이용 횟수가 2016년 국민 일인당 의사 방문 수인 17회보다 2배 가까이 많았는데, 이에 대한 형평성 지수가 음의 값이지만 통계적으로 유의하지 않다고 하여 저소득층이 이용을 많이 하지 않는다고 할 수 없다. 입원이용에서도 저소득층이 피할 수 있는 입원을 할 확률이 고소득층보다 1.2배 높다고 하였다[18]. 1인 가구는 다인 가구의 2배 정도 입원이용을 더 많이 하였음에도 불구하고 본인부담금에 대한 형평성 정도는 고소득층에 집중되었는데, 이는 의료급여수급자, 차상위 계층 등 일부 저소득층에 대한 본인부담은 없거나 낮은 편인 데 비해 대다수 건강보험 가입자들에게 대해서는 보장성 강화정책에도 불구하고 2016년 건강보험 보장률이 62.6%밖에 되지 않고 여전히 많은 비급여항목으로 인해 본인부담률이 높기 때문이라고 할 수 있을 것이다.

1인 가구는 다인 가구보다 건강문제에 취약하였고 의료이용 횟수와 입원, 응급의료 본인부담금에 대해서 저소득층에 집중되는 의료이용 불형평성이 존재하였기 때문에, 교정 가능하면서 1인 가구의 의료이용에 기여도가 높은 부분을 개선하는 정책이 필요할 것으로 보인다. 다른 인구 집단보다 1인 가구의 건강행태를 개선하고, 만성질환을 예방하며 이미 발생한 복합적인 만성질환 관리에 대한 지원과 대책이 실행되어야 할 것이고, 과다이용자의 행태와 그 원인에 대한 연구와 적정 의료이용으로의 유도 등에 대한 정책이 동반되어야 할 것이다. 더불어 의료의 사각지대가 발생하지 않도록 공적 건강보험의 보장성이 확대되어야 하며, 의료이용에 대한 국가 수준의 지속적이고 체계적인 모니터링과 연구를 통해 의료정책과 의료이용의 변화가 형평성을 향해 수렴해 가는지 살펴봐야 할 것이다.

본 연구는 질병의 중증도를 반영하는 찰슨 동반상병지수를 이용하

여 의료필요를 보정하였고 의료이용 형평성에 대한 요인분해를 시행했다는 점에서 선행연구와 차이점이 있으며 제한점은 다음과 같다. 첫째, 한국의료패널자료 중 1개년도 자료만을 대상으로 하여 형평성의 변화추이와 변화와 관련된 요인을 분석하지 못하였다. 둘째, 한국의료패널에서 제시하는 상병코드가 3단 코드이기 때문에 4단 코드에서 구분이 가능한 당뇨병과 간질환의 경우 합병증 유무와 경증과 중증을 구분할 수 없어 의료이용의 필요요인 중 하나인 찰스 동반상병 지수를 산출하는 과정에서 정확한 값을 산정하는데 제약이 있었다. 셋째, 한국의료패널 조사가 과거에 이용한 의료에 대한 것이므로 recall bias가 발생할 수 있고, 거주지가 시도 단위로 되어 있어 시군구 단위로 된 자료보다 지역 특성을 충분히 반영하여 분석할 수 없었다. 최근 의료불평등 연구에서는 의료이용을 형평성의 기준으로 삼아 이차자료를 분석대상으로 하여 그 안에 포함된 제한된 변수로 의료필요를 보정했고, 집중지수를 이용하여 측정 시점에서 소득계층별 이용양상이 가장 공평한 상태와 어느 정도의 차이가 있는지를 알 수 있었지만, 이로 인해 의료를 필요로 인식하는 차원과 의료를 찾고 이용하는 과정에서의 불평등, 그리고 의료를 이용한 결과로 나타나는 불평등과 같은 부분을 다룰 수 없었다[19]. 향후 연구에서는 의료공급의 변수와 정책적 변수, 사회문화적 요인 등 다양한 차원에서 의료필요에 영향을 미치는 변수를 선정하여 의료이용의 형평성 연구의 질적 수준을 높이려는 노력을 기울여야 한다고 생각된다.

우리나라의 건강보험제도는 보험료는 소득에 비례하여 부담하고 의료서비스 이용은 소득과 관계없이 모두 동일한 급여를 제공받는 등 의료서비스 이용의 형평성을 원칙으로 하고 있다[16]. 그러나 의료이용의 형평성에 관한 선행연구결과에 따르면 불형평성이 존재하고 있음을 알 수 있으며 본 연구에서도 소득수준에 따른 불형평성이 존재함을 보여주었다. 건강불평등 문제의 상당 부분은 보건의료의 불평등에 기인하고, 보건의료기술의 급속한 발달로 건강불평등에서 보건의료의 역할이 점점 중요해지고 있다[20]. 특별한 정책적 개입이 없다면 새로운 의료개입은 사회경제적으로 부유한 계층에게 먼저 향유되고 상당한 시간이 지난 후에야 낮은 사회계층으로 확산된다는 역형평법칙, 역예방 법칙, 역진료 법칙 등이 광범위하게 나타나 전체 인구집단의 건강 수준을 개선하려는 정책이 사회계층 간 건강 격차를 심화시키는 역설을 초래할 수 있으나, 이런 현상은 반드시 일어나는 자연 현상이 아니고 정책수립 단계, 집행, 평가의 전 단계에 형평성 잣대를 들이대면 해결할 수 있으므로[20], 지속적인 정책 개입과 모니터링 및 평가를 통한 개선이 필요할 것이다.

ORCID

Bee Na: <https://orcid.org/0000-0003-1213-2716>;

Sang Jun Eun: <https://orcid.org/0000-0001-5868-1679>

REFERENCES

1. Kim H. Floating families in Korea: focusing on one-person households. *J Soc Res* 2014;15(2):255-292.
2. Statistics Korea. Household projections by province: 2015-2045 [Internet]. Daejeon: Statistics Korea; 2017 [cited 2017 Aug 22]. Available from: https://kostat.go.kr/portal/korea/kor_nw/2/2/6/index.board?bmode=read&aSeq=362332.
3. Ban JH. A study on the employment and poverty of one-person household. Sejong: Korea Labor Institute; 2014.
4. Kim HY, Sun BY, Jin MJ, Sagong EH. A survey on family consciousness and living conditions of non-married one-person households. Seoul: Korean Women's Development Institute; 2007.
5. Ha JK, Lee S. The effect of health-related habitual consumption and lifetime on subjective health of one person households: focusing on comparison between non-one person households and generations. *Fam Environ Res* 2017;55(2):141-152. DOI: <https://doi.org/10.6115/fer.2017.011>.
6. Kang EN, Lee MH. Single-person households in South Korea and their policy implications. *Health Welf Policy Forum* 2016;(234): 47-56.
7. Kim EG, Park SK. Comparison of health behaviors, disease prevalence between one-person women and multiple households women in Korea. *J Korean Public Health Nurs* 2016;30(3):483-494. DOI: <https://doi.org/10.5932/jkphn.2016.30.3.483>.
8. Kim SJ, Shin IS, Shin HY, Kim JM, Kim SW, Yoon JS. Comparison of depression between the elderly living alone and those living with a spouse. *J Korean Soc Biol Ther Psychiatry* 2015;21(3):192-198.
9. Ahn E, Kim MY, Shin H. Horizontal inequities in dental service utilization. *J Korean Acad Oral Health* 2015;39(1):9-16. DOI: <https://doi.org/10.11149/jkaoh.2015.39.1.9>.
10. Lee JC, Kim KH, Kim HN, Kim NS. Factors associated with diabetes outpatient use of tertiary or general hospitals as their usual source of care in Korea. *J Korean Med Assoc* 2012;55(12):1215-1225. DOI: <https://doi.org/10.5124/jkma.2012.55.12.1215>.
11. Wagstaff A, van Doorslaer E. Measuring and testing for inequity in the delivery of health care. *J Hum Resour* 2000;35(4):716-733. DOI:

- <https://doi.org/10.2307/146369>.
12. O'Donnell O, van Doorslaer E, Wagstaff A, Lindelow M. Analyzing health equity using household survey data: a guide to techniques and their implementation. Washington (DC): World Bank; 2008.
 13. Kim DJ, Youn HM, Lee JA, Chae HR. Measurement of inequalities in health care utilization in Korea using Korea health panel. *Health Soc Welf Rev* 2014;34(3):33-58. DOI: <https://doi.org/10.15709/hswr.2014.34.3.33>.
 14. Wagstaff A, van Doorslaer E, Watanabe N. On decomposing the causes of health sector inequalities with an application to malnutrition inequalities in Vietnam. *J Econom* 2003;112(1):207-223. DOI: [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(02\)00161-6](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(02)00161-6).
 15. Sakong J, Lim HA, Cho MD. Inequality in the medical care utilization and medical expenditure for the patients with chronic illness. *Korean J Health Econ Policy* 2012;18(3):79-101.
 16. Kim DJ, Kim JE, Park EJ, Shin HS. Study on horizontal inequity in health care utilization in Korea. Sejong: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2011.
 17. Shin H, Kim D. Health inequality measurement in Korea using EuroQol-5 dimension valuation weights. *J Prev Med Public Health* 2008;41(3):165-172. DOI: <https://doi.org/10.3961/jpmph.2008.41.3.165>.
 18. Chun SY, Kim W, Park EC. Disparities in avoidable hospitalization by income in South Korea: data from the National Health Insurance cohort. *Eur J Public Health* 2019;29(2):225-231. DOI: <https://doi.org/10.1093/eurpub/cky198>.
 19. Kim DJ, Chae SM, Choi JH, Kim CY, Park YK, Son SI, et al. Developing health inequalities report and monitoring the status of health inequalities in Korea. Sejong: Korea Institute for Health and Social Affairs; 2016.
 20. Cho HJ. Equity in health care: current situation in South Korea. *J Korean Med Assoc* 2013;56(3):184-194. DOI: <https://doi.org/10.5124/jkma.2013.56.3.184>.