

거주지역 이동이 의료이용량과 의료접근성에 미치는 영향

이우리 · 최용석 · 이경민 · 김리현 · 유기봉

연세대학교 보건행정학과

The Effect of Residential Migration on the Utilization and Accessibility of Medical Care

Woo Ri Lee, Yong Seok Choi, Gyeong Min Lee, Li Hyen Kim, Ki-Bong Yoo

Department of Health Administration, Yonsei University, Wonju, Korea

Background: In Korea, the health gap widens due to the number of medical resources and access to medical services between metropolitan and rural. The purpose of this study is to identify the impact of residential migration on medical utilization and accessibility.

Methods: This study extracted 528,516 claimed cases in the National Health Insurance Service-Cohort Sample Database from 2006 to 2015. Subjects were classified into two groups by the magnitude of the region, the metropolitan and the rural. The inverted probability weights were calculated for each group. And coefficients of the two-part model were estimated by generalized estimation equation.

Results: Those who moved region from metropolitan to rural tend to increase the length of stay and inpatients with ambulatory care sensitive conditions (ACSC) disease. Contrariwise, those who moved areas from rural to metropolitan tend to decrease the total medical cost, the adjusted patient days, the number of outpatients and the number of outpatients and inpatients with ACSC disease.

Conclusion: This study identified that between the residents who continued to reside in the region and the migrants, there were significant differences in the medical accessibility, quality of primary care, and unmet medical need.

Keywords: Residential migrant; Health gap; Medical utilization; Medical accessibility; Marginal structural model; Two-part model; Generalized estimating equations; NHIS-National Sample Cohort Database

서 론

영국에서는 1980년에 발표한 Black Report에 따르면, 국민보건서비스(National Health Service, NHS)가 1948년 수립된 이후로 오히려 건강불평등이 확대되었으며, 여기에는 소득, 학력, 고용 등이 많은 영향을 미친다고 보고하였다[1]. 건강에 영향을 미치는 많은 요소들 중 지역적 요인으로는 대도시에 비하여 지방으로 갈수록 의료자원의 수가 적으며, 의료서비스를 받을 수 있는 기회가 상대적으로 적어지고 있다는 점을 들 수 있다[2]. 보건복지부에서 실시한 보건의료인력 실태조사에 따르면 2017년 기준 인구 천 명당 의사 인력 수는 서울(3.0

명), 광주(2.3명), 부산(2.3명), 제주(1.8명), 경북(1.3명), 충남(1.3명)이었다. 지역별 의사 인력 수 연평균 증가율은 2013년부터 2017년까지 서울(2.1%), 부산(2.2%), 인천(3.7%), 충남(1.7%), 경북(1.4%), 제주(1.8%)이었다. 인구 천 명당 활동 간호사 수는 2017년 기준 광주(4.6명), 부산(4.4명), 서울(4.1명), 충남(2.0명), 경북(2.7명), 강원(2.8명)이었다. 지역별 인구 천 명당 활동 간호사 수는 2013년부터 2017년까지 연평균 증가율은 인천(16.4%), 서울(8.8%), 부산(9.9%), 경북(8.2%), 강원(8.7%), 제주(4.9%)인 것을 보았을 때 현재 지역 간 의료 인력이 불균형하다는 것을 확인할 수 있었다[3]. 입원서비스와 관련하여 자체 응급실 중 전문 질환군(악성종양, 이식수술이 필요한 등 치

Correspondence to: Ki-Bong Yoo
Department of Health Administration, Yonsei University, 1 Yeonsedae-gil, Wonju 26493, Korea
Tel: +82-33-760-2458, Fax: +82-33-760-2519, E-mail: ykbong@yonsei.ac.kr
Received: December 11, 2020, Accepted after revision: February 5, 2021

© 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.

사율이 높거나 진단 난이도가 높은 질병)의 경우 차이가 지역 간 40배 가량 차이가 나는 지역도 있었다. 이는 거주 지역에 따른 의료이용의 형평성과 접근성의 문제가 발생하고 있음을 말한다[4]. 통계청에서 발표한 자료에 따르면, 2010년부터 2015년까지 전국 252개 시군구로 나누어 분석한 결과 전반적으로 도시지역에 비하여 농촌지역의 기대 수명과 건강수명이 낮은 것으로 나타났다[5]. 이처럼 지역 간 의료자원 및 의료접근성 등으로 인하여 지역 간 건강격차가 발생하고 있다.

현재 지역으로 인한 건강격차와 관련한 국내 선행연구인 Hwang 등[6]의 연구는 성인을 대상으로 지역을 대도시, 도시, 지방으로 구분하여 구강건강행태 및 구강건강상태를 비교한 결과 대도시에 비하여 지방일수록 치주질환 비율, 보철치료 필요율이 높았다는 것을 확인하였으며, Yoon [7]은 자기보고건강과 우울감 경험 여부 집중지수를 중심으로 한 지역 간 소득 관련 건강불평등 격차에 관하여 연구하였으며, 수도권과 비수도권 지역에서 소득이 같은 5분위일 경우라도 비수도권 지역 거주자보다 수도권 지역의 거주자가 자기보고 건강이 좋았다는 것을 확인하였다. Lee [8]의 연구에서는 지역적 건강불평등과 개인 및 지역수준의 건강결정요인에 대하여 연구하였으며, 도시지역이나 수도권, 대도시 등에 거주할수록 규모가 작은 도시에 비하여 비만이나 정신질환 등에 대한 위험이 낮은 것을 확인할 수 있었다. Park 등[9]은 지역박탈과 사회적 자본이 주관적 건강수준에 미치는 영향에 대하여 연구를 진행하였다. 이 외에도 Kim과 Ko [10], Kim 등[11], Son 등[12], Jeong [13]이 지역 건강격차와 관련한 활발한 연구를 진행하였다.

지역 간 건강격차와 관련한 국외 선행연구로는 Riva 등[14]은 영국에서의 개인의 거주지역 이동이 도시-농촌 간 사망률의 불평등에 영향을 미친다는 연구결과를 확인하였으며, Schröder 등[15]의 연구에서는 거주지역을 이동하지 않은 그룹에 비하여 1세대 이주민, 2세대 이주민의 경우 외래 재활을 이용할 가능성이 현저히 낮았다는 연구결과를 확인하였다. Wang [16]의 연구에서는 도시, 농촌, 농촌에서 도시로 거주지역을 이동한 가구의 아동 건강상태를 비교한 연구를 통해 도시, 농촌, 이민자 가구의 아동들 사이에 상당한 건강불평등을 발견하였다. Yaya 등[17]의 연구에서는 도시지역과 농촌지역 두 그룹 안에서도 지역에 따라 건강만족도의 차이가 있다는 연구결과를 확인하였다.

기존 선행연구는 지역이동을 고려하지 않은 거주지역에 따른 영향을 비교하였으나, 개인단위의 지역적 이동의 시계열적 영향을 고려한 연구는 전무하였다. 이에 따라 본 연구에서는 국민건강보험공단 표본코호트 자료를 활용하여 거주지역 이동이라는 특수한 상황을 고려하여 개인적 차원에서 의료이용량과 의료접근성에 미치는 영향을 파악하고자 하였다. 이 중 거주지역 이동에 따른 의료접근성과 관련

한 영향을 파악하기 위하여 ‘ambulatory care sensitive conditions (ACSC)’ 질환으로 인한 의료이용’ 지표를 사용하였다. ACSC 질환의 경우 시기적절한 일차의료서비스의 이용을 통하여 입원 예방이 가능하다는 개념으로 일차의료서비스의 질, 접근성과 밀접한 관련이 있다. 예방 가능한 입원의 비율이 높다는 것은 일차적인 의료서비스가 부족하며, 의료접근성이 좋지 않다는 것을 의미한다[18]. 현재 우리나라의 ACSC 질환으로 인한 입원은 지역적 차이가 매우 높으며, 일차의료의 밀도가 높을수록 ACSC 질환으로 인한 입원이 감소하는 등 ACSC 질환으로 인한 입원은 지역 간 의료불균형에 대한 유효한 척도가 된다[19].

구체적인 연구의 목적은 다음과 같다. 첫째, 개인단위의 거주지역 이동이 의료이용량에 미치는 영향을 파악한다. 둘째, 개인단위의 거주지역 이동이 의료접근성에 미치는 영향을 확인한다.

방 법

1. 연구자료 및 대상자

분석 자료로 국민건강보험공단의 표본코호트 자료를 활용하였다. 표본코호트 자료는 전 국민 의료이용을 담고 있는 청구자료에서 추출된다. 이 자료는 2002년부터 2015년까지 14개년도의 데이터가 포함되어 있으며, 각 연도마다 전 국민의 약 2% (1,000,000 건)에 해당하는 데이터를 제공한다. 본 연구에서는 2005년부터 2015년까지의 데이터를 사용하였으며, 2005년의 경우 2006년 지역 이동 여부를 확인하는데 사용한 이후 분석에는 포함되지 않았다. 이에 따라 본 연구에서는 2006년부터 2015년까지 10년간의 데이터를 분석에 사용하였다.

연구대상은 30세 이상의 성인을 대상으로 하였으며, 전체 1,105,799명 중 전체 코호트 기간에 조사되지 않은 사람은 연구대상에서 제외하였다. 또한 지역을 이동한 이후에 이동한 지역에서 계속 거주하는 사람과 지역을 이동하지 않은 채 계속 살아가고 있는 사람을 비교하는 연구이기 때문에 2번 이상 지역을 이동한 경우는 연구대상에서 제외하였으며, 2014-2015년에 거주지역을 옮긴 사람의 경우는 거주지역을 옮긴 이후 의료이용량 및 의료접근성의 영향을 비교하기가 어렵기 때문에 해당 시점에서 지역을 이동한 대상자를 포함하여 총 577,283명을 제외한 528,516명을 연구대상으로 포함하였다.

해당 연구대상자는 계속 대도시에 거주하는 경우와 대도시에서 지방으로 지역을 이동한 경우, 계속 지방에서 거주하는 경우와 지방에서 대도시로 지역을 이동한 경우로 나누어 분석을 진행하였으며, subgroup 분석으로 외래 및 입원을 나누어 분석을 진행하였다. 모든

분석은 SAS ver. 9.4 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)를 이용하여 분석하였다. 본 연구는 연세대학교 생명윤리심의위원회(Institutional Review Board)의 승인을 받았다(1041849-202005-SB-062-01).

2. 연구변수

1) 종속변수

(1) 의료비 지출

개인의 치과, 한방과를 제외한 외래 및 입원서비스로 인하여 발생한 모든 의료비 지출을 포함하였다. 총 의료비는 개인이 지출한 총 외래의료비와 총 입원의료비를 더한 후 log를 취하여 계산하였다.

(2) 의료이용

개인의 치과, 한방과를 제외한 외래 및 입원서비스로 인하여 발생한 모든 의료이용을 포함하였다. 외래서비스와 입원서비스로 인한 의료이용의 차이가 있기 때문에 외래의료비를 입원의료비로 나눈 의료비용의 비를 구하여 외래이용횟수와 곱한 후 재원일수를 더하여 조정환자일수를 계산하였다[20]. Subgroup 분석에서는 외래, 입원별로 외래이용건수, 재원일수를 분석하였다.

(3) ACSC

시기적절한 일차의료서비스의 이용을 통하여 입원의 예방이 가능하다는 개념으로, 일차의료서비스의 질, 접근성과 밀접한 관련이 있다. 선행연구를 참고하여 한국형 ACSC 질환상태로 분류가 가능한 질환들로 변수를 구성하여 ACSC 질환으로 인한 외래 의료서비스 이용과 입원 의료서비스 이용으로 나누어 연구를 진행하였다[21].

2) 독립변수

지역이동에 따른 건강격차 요인을 파악하기 위하여 지역이동 변수를 고려하였다. 서울특별시, 경기도, 광역시를 대도시로 보았으며, 이외 도시들은 지방으로 조작적 정의하여 변수를 생성하였다. 이후 시간흐름에 따라 '계속 대도시 거주,' '대도시에서 지방으로 거주지역 이동,' '계속 지방 거주,' '지방에서 대도시로 거주지역 이동'으로 네 가지 이동에 따라 지역이동 변수를 생성하였다.

3) 통제변수

(1) 시간의존 변수(time dependent variable)

시간에 따라 변화하는 공변량의 경우 보험료 분위, 찰슨동반질환(Charlson comorbidity index, CCI) 점수, 장애등급, 만성질환 유무를

고려하였다. 보험료 분위의 경우 0-2분위, 3-4분위, 5-6분위, 7-8분위, 9-10분위를 묶어 다섯 가지 카테고리로 구분하여 분석에 포함하였다. 동반질환 보정을 위해 고려한 CCI 점수의 경우 0점, 1점, 2점 이상으로 나누어 고려하였으며, 장애등급의 경우 정상, 경증장애, 중증장애로 나누어 분석하였다. 만성질환의 경우 해석에 따라 만성질환의 구분기준이 달라지기 때문에 의원급 만성질환 관리료 정책에 해당하는 11가지 질환, 즉 고혈압(I10-I13), 당뇨병(E10-E14), 정신 및 행동장애(F00-F99, G40-G41), 호흡기결핵(A15-A16, A19), 심장질환(I05-I09, I20-I27, I30-I52), 대뇌혈관질환(I60-I69), 신경계 질환(G00-G37, G43-G83), 악성 신생물(C00-C97, D00-D09), 갑상선의 장애(E00-E07), 간의 질환(B18, B19, K70-K77), 만성신부전증(N18)을 포함하였다.

(2) 시간불변 변수(time independent variable)

시간에 흐름에 따라 변화하지 않는 공변량의 경우 2006년의 baseline 시점을 기준으로 통제변수를 고려하였으며, 연령, 성별을 고려하였다. 연령의 경우 30세 이상을 대상으로 하여 5세 단위로 연령을 고려하여 75세 이상까지 카테고리 분류하여 분석에 포함하였다. 성별은 남자는 0, 여자는 1로 코드를 변환하여 분석하였다.

3. 분석방법

1) 주변구조모형

주변구조모형(marginal structural model, MSM)은 시간 변화에 따른 교란 및 결측을 해결하기 위하여 역확률 가중치(inverse probability weighting, IPW)를 사용하는데, 각 대상자의 성향점수(propensity score, PS)를 이용하여 IPW를 계산하게 된다. PS는 logistic regression을 통하여 계산할 수 있으며, IPW는 계산된 PS의 역수로 계산된다. 계산된 IPW 값은 분석에 가중치로 사용하게 되며 IPW는 누락변수에 따른 관측 중단(censoring)을 조정하는 가중치의 확장도 가능하다. 분석에 투입되는 공변량을 통하여 처치군과 대조군에 속할 확률을 구할 수 있다. 처치를 받을 확률이 p라면, 받지 않은 확률은 1-p일 것이다. 이때 확률이 높은 대상에게 가중치를 덜 주고 확률이 낮은 대상에게 가중치를 더 주어 가상의 집단(pseudo population)을 만들어 주는 것이 MSM이다. MSM의 주요 장점은 사전 노출에 의해 영향을 받는 공변량에서 교란요인을 조정할 수 있다는 점이며, 이에 반해 단점으로는 가중치 모델의 정확한 명시를 요구한다는 것으로 IPW 추정식은 가중치가 극단적일 때 불안정할 수 있다[22]. 이에 따라 표준화된 가중치(standardized weight)를 사용하게 되며 본 연구에서는 아래와 같이 가중치를 계산하였다[23].

$$SW(T) = \prod_{t \leq T} \frac{P(E(t)|E(t-1), V)}{P(E(t)|E(t-1), L(t), V)}$$

SW(T)는 각각 대도시의 지역이동과 지방의 지역이동의 안정화 가중치를 계산한 것이다. E는 각각 지역이동을 나타낸 것이며, L은 시간 의존변수(time dependent variable)를 나타내며, V는 시간불변변수(time independent variable)를 나타낸다. 분자와 분모는 각각 이항 로지스틱회귀분석(binary logistic regression)을 통하여 추정하였다. 가중치 계산에 사용된 변수는 Table 1에 제시되어 있다.

Table 1. Variables included in exposure models assessing the associations of medical utilization with residential area movement, 2006-2015

| Exposure model | Included variables |
|----------------|---|
| Numerator | Residential area movement (t-1), sex, age |
| Denominator | Residential area movement (t-1), sex, age, income level (t), CCI (t), chronic disease (t), disability (t) |

CCI, Charlson comorbidity index.

2) 일반화 추정방정식

계산된 가중치를 사용하여 최종적으로 일반화 추정 방정식(generalized estimating equations, GEE)을 사용하여 분석을 진행하였다. GEE 분석은 그룹 내 오차항 상관계수 구조를 가정할 수 있다는 장점이 있다. 이동 후 시간 추세를 반영하는 시간에 대한 상호작용항은 개별 모형의 식별과 적합도에 따라 포함하였다.

3) 이단계 모형 분석

이단계 모형 분석(two-part model)은 가산자료(count data) 분석에 있어서 0의 빈도수가 많은 경우에 이용되는 분석방법 중 하나이다. 두 가지 과정을 통하여 분석이 이루어지며, 첫 번째 과정(first part model)에서는 사건이 발생할 확률을 예측하고, 두 번째 과정(second part model)에서는 사건 발생을 조건으로 하여 사건의 강도를 예측한다. 최종적으로는 각 개인 사건의 발생확률과 사건의 강도의 예측값을 곱하여 최종 예측값을 산출하게 된다[24,25].

결 과

Table 2는 기준시점인 2006년도의 기초통계량 결과표이다. 대도시에서 지방으로 거주지역을 이동한 대상자는 19,482명으로 전체 5.4%를 차지하였으며, 지방에서 대도시로 거주지역을 이동한 대상자는

16,266명으로 전체 9.9%를 차지하였다. Figure 1의 결과를 보았을 때, 대도시에서 지방으로 거주지역을 이동하는 사람은 연 평균 1,948명, 지방에서 대도시로 거주지역을 이동하는 사람의 수는 연평균 1,626명이었다. 성별은 대도시 그룹의 경우 대도시에서 계속 거주하는 사람들의 여성 분포가 대도시에서 지역을 이동한 경우보다 2.9% 많았다. 지방 그룹의 경우는 지방에서 대도시로 지역을 이전한 경우 여성 분포가 3.2% 더 많았다. 보험료 분위는 대도시 그룹에서 계속 대도시에서 거주하는 경우 1-2분위가 31.6%, 지방으로 거주지역을 이동한 경우 1-2분위가 36.1%로 차이가 있었다. 지방 그룹의 경우도 계속 지방에서 거주하는 경우 1-2분위가 36.1%, 대도시로 거주지역을 이동한 경우 1-2분위가 39.0%로 차이가 있었다. 연령그룹을 보았을 때 대도시 그룹의 경우 계속 대도시에 거주하는 경우 65세 이상 인구가 10.3%, 지방으로 거주지역을 이동한 경우 9.5%로 큰 차이가 없었다. 지방 그룹의 경우 계속 지방에서 거주하는 경우 65세 이상 인구가 16.8%, 지방에서 대도시로 거주지역을 이동한 경우 65세 이상 인구가 13.9%였다. 지방 그룹의 경우 계속 지방에서 사는 사람이 대도시로 거주지역을 이동한 사람보다 만성질환을 가지고 있는 사람의 비율이 3.7% 많았다. 이 외에 CCI 점수와 장애등급, 의료이용지표에서 대도시 그룹에 비하여 지방 그룹의 경우 기초통계량이 더 좋지 않은 것을 확인할 수 있었다.

Table 3은 GEE 분석을 통하여 이단계 모형으로 의료이용량을 분석한 결과로 model 1은 전체 의료이용, model 2는 외래 의료이용, model 3은 입원 의료이용에 대한 분석결과이다(Appendices 1, 2). Model 1의 결과를 보면, 대도시에서 계속 거주하는 경우에 비하여 대도시에서 지방으로 거주지역을 이동한 경우에 조정환자일수와 총 의료비는 증가하였으나, 의료이용을 할 교차비(odds ratio, OR)가 0.96이었으나 통계적으로 유의하지 않은 것을 확인할 수 있었다. 지역 이동 후 시간 흐름에 따른 의료이용 확률은 증가하였지만 조정환자일수는 감소하였다. 지방에서 대도시로 거주지역을 이동한 경우 의료이용을 할 OR는 0.86이었으며, 조정환자일수가 증가하였으나, 총 의료비는 감소하였다. 지역 이동 후 시간 흐름에 따른 조정환자일수는 감소하였다.

Model 2의 분석결과로 대도시 그룹에서는 대도시에서 계속 거주하는 경우에 비하여 지방으로 거주지역을 이동한 경우, 외래이용을 할 OR가 0.94였으나 통계적으로 유의하지 않은 것을 확인할 수 있었다. 외래이용건수는 증가하였다. 지역 이동 후 시간 흐름에 따라 외래이용 확률은 증가하였으나, 외래이용횟수는 감소하였다. 지방 그룹에서는 지방에서 계속 거주하는 경우에 비하여 지방에서 대도시로 거주지역을 이동한 경우 외래이용을 할 OR는 0.86이었으며, 외래이용건수는 증가하였다. 지역 이동 후 시간 흐름에 따라 외래이용횟수는 감소하였다.

Table 2. General characteristics at baseline

| Characteristic | Metropolitan (N=363,372) | | Rural (N=165,144) | |
|---------------------------------------|---------------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
| | Metropolitan→metropolitan | Metropolitan→rural | Rural→rural | Rural→metropolitan |
| No. of subjects | 343,890 | 19,482 | 148,878 | 16,266 |
| Gender | | | | |
| Male | 165,803 (48.2) | 9,950 (51.1) | 71,521 (48.0) | 7,296 (44.9) |
| Female | 178,087 (51.8) | 9,532 (48.9) | 77,357 (52.0) | 8,970 (55.2) |
| Income level | | | | |
| Quintile 1 | 58,003 (16.9) | 3,777 (19.4) | 31,167 (20.9) | 3,630 (22.3) |
| Quintile 2 | 50,468 (14.7) | 3,246 (16.7) | 22,636 (15.2) | 2,626 (16.7) |
| Quintile 3 | 58,179 (16.9) | 3,599 (18.5) | 25,122 (16.9) | 2,715 (21.8) |
| Quintile 4 | 81,814 (23.8) | 4,394 (22.6) | 35,188 (23.6) | 3,540 (23.1) |
| Quintile 5 | 95,426 (27.7) | 4,466 (22.9) | 34,765 (23.4) | 3,755 (18.7) |
| Age (yr) | | | | |
| 30-34 | 44,814 (13.0) | 3,417 (17.5) | 14,989 (10.1) | 3,033 (18.7) |
| 35-39 | 60,371 (17.6) | 3,525 (18.1) | 21,902 (14.7) | 3,256 (20.0) |
| 40-44 | 55,146 (16.0) | 2,868 (14.7) | 21,361 (14.4) | 2,258 (13.9) |
| 45-49 | 56,003 (16.3) | 2,792 (14.3) | 22,721 (15.3) | 1,870 (11.5) |
| 50-54 | 41,038 (11.9) | 2,205 (11.3) | 17,521 (11.8) | 1,466 (9.0) |
| 55-59 | 28,564 (8.3) | 1,657 (8.5) | 13,588 (9.1) | 1,122 (6.9) |
| 60-64 | 22,553 (6.6) | 1,170 (6.0) | 11,789 (7.9) | 996 (6.1) |
| 65-69 | 17,576 (5.1) | 861 (4.4) | 11,495 (7.7) | 910 (5.6) |
| 70-74 | 10,659 (3.1) | 557 (2.9) | 8,032 (5.4) | 754 (4.6) |
| ≥75 | 7,166 (2.1) | 430 (2.2) | 5,480 (3.7) | 601 (3.7) |
| Chronic disease | | | | |
| ≥1 | 98,640 (28.7) | 5,475 (28.1) | 48,829 (32.8) | 4,735 (29.1) |
| None | 245,250 (71.3) | 14,007 (71.9) | 100,049 (67.2) | 11,531 (70.9) |
| CCI score | | | | |
| 0 | 320,060 (93.1) | 18,091 (92.9) | 136,773 (91.9) | 15,060 (92.6) |
| 1 | 14,632 (4.3) | 846 (4.3) | 7,256 (4.9) | 728 (4.5) |
| 2 | 7,200 (2.1) | 427 (2.2) | 3,726 (2.5) | 373 (2.3) |
| ≥3 | 1,998 (0.6) | 118 (0.6) | 1,123 (0.8) | 105 (0.7) |
| Disability | | | | |
| Normal | 330,195 (96.0) | 18,599 (95.5) | 140,165 (94.2) | 15,394 (94.6) |
| Mild | 10,957 (3.2) | 693 (3.6) | 6,748 (4.5) | 674 (4.1) |
| Severe | 2,738 (0.8) | 190 (0.9) | 1,965 (1.3) | 198 (1.2) |
| Adjusted patient days | 11.06±16.2 | 11.27±18.8 | 14.27±20.5 | 13.12±23.0 |
| Total medical cost (won) | 401,387±1,372,825 | 407,983±1,227,398 | 503,187±1,572,689 | 499,379±1,614,795 |
| No. of outpatient visits | 7.76±8.4 | 7.46±8.3 | 9.63±9.9 | 8.47±9.3 |
| Length of stay | 1.22±11.5 | 1.81±14.9 | 2.05±15.6 | 2.38±19.1 |
| No. of ACSC disease outpatient visits | 1.74±3.2 | 1.58±3.0 | 2.12±3.8 | 1.80±3.3 |
| No. of ACSC disease inpatients visits | 0.0057±0.09 | 0.0067±0.12 | 0.0009±0.12 | 0.0008±0.13 |

Values are presented as mean±standard deviation or number (%).
CCI, Charlson comorbidity index; ACSC, ambulatory care sensitive conditions.

Model 3의 분석결과로 대도시 그룹은 계속 대도시에서 거주하는 경우에 비하여 대도시에서 지방으로 거주지역을 이동한 경우 입원이용을 할 OR가 1.46이었으며, 재원일수는 증가하였다. 지역 이동 후 시간 흐름에 따라 입원할 확률은 감소하였다. 지방 그룹은 계속 지방에서 거주하는 경우에 비하여 지방에서 대도시로 거주지역을 이동한 경

우 입원이용을 할 OR가 0.92이었으나, 재원일수는 통계적인 유의성이 확인되지 않았다.

Table 4는 GEE 분석을 통하여 이단계 모형으로 ACSC 질환과 관련된 한의료이용량을 분석한 결과이다(Appendices 3, 4). 대도시 그룹의 경우 model 4와 model 5의 분석결과 대도시에서 계속 거주하는 경우

에 비하여 대도시에서 지방으로 거주지역을 이동한 경우 ACSC 질환으로 인한 외래이용을 할 OR가 1.02이었으나, 통계적으로 유의하지 않았다. 입원이용을 할 OR의 경우 1.38이었으며, ACSC 질환으로 인한 외래이용건수 및 입원이용건수가 증가하였다. 그러나 지방 그룹의 경우 지방에서 계속 거주하는 경우에 비하여 지방에서 대도시로 지역을 이동한 경우 ACSC 질환으로 외래이용을 할 OR가 0.92로 감

소하였으며, ACSC 질환으로 인한 외래이용건수가 증가하였다. ACSC 질환으로 인한 입원의 경우에는 입원이용을 할 OR가 0.88로 감소하였으며, ACSC 질환으로 인한 입원이용건수는 감소하였다. 대도시 그룹과 지방 그룹 모두 지역 이동 후 시간 흐름에 따라 ACSC로 인한 외래이용횟수는 감소하였다.

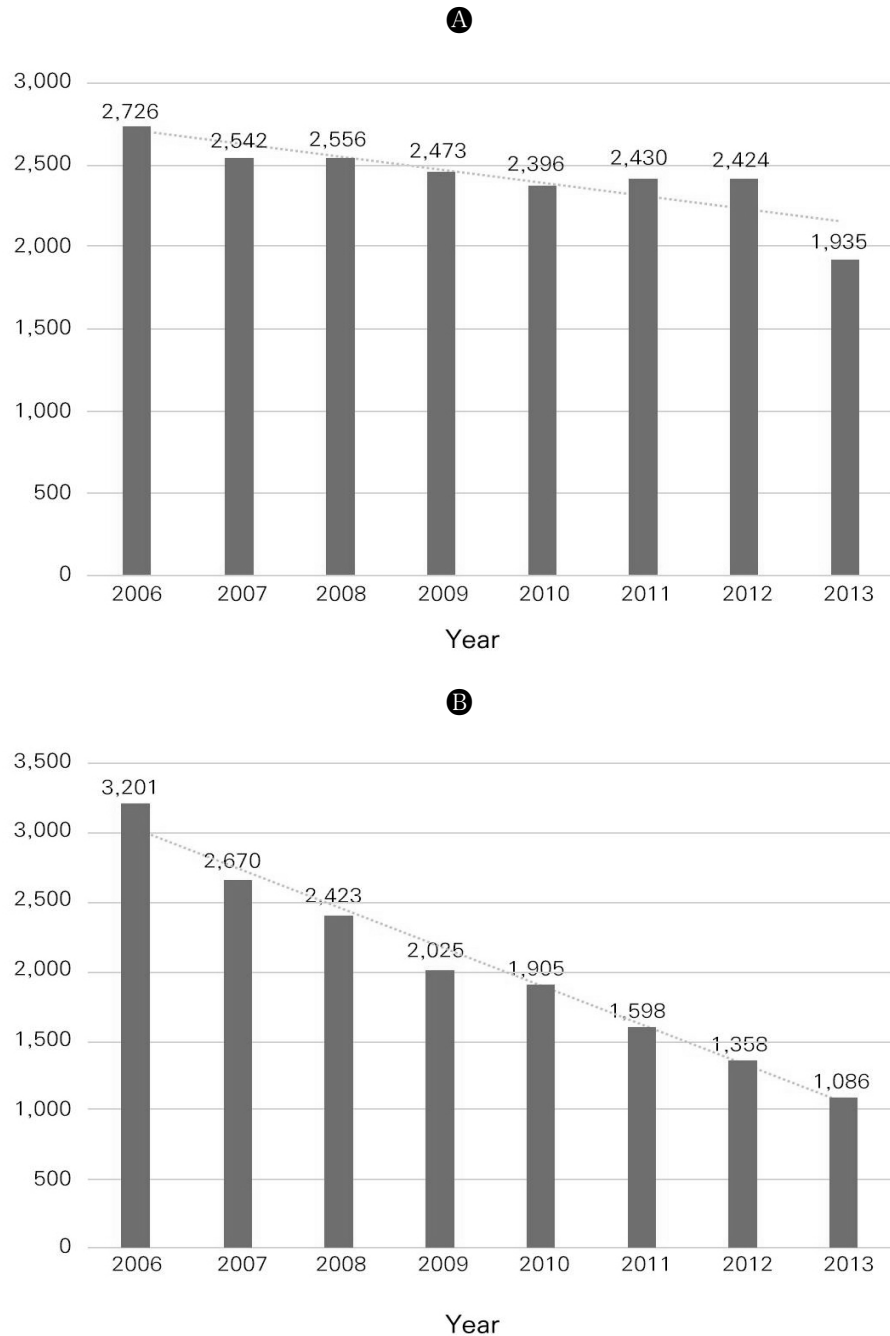


Figure 1. Number of migrants per year. (A) Metropolitan to rural. (B) Rural to metropolitan.

Table 3. Results of generalized estimating equations analyses of medical utilization

| Variable | Model 1 | | | Model 2 | | | Model 3 | | | | | |
|----------------------------------|------------------|-----------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|-----------------|-------------------|---------|------------------|----------|-------------------|---------|
| | First part model | | Second part model | | First part model | | Second part model | | First part model | | Second part model | |
| | Medical use | Adjusted patient days | Total medical cost (log) | Outpatient utilization | No. of outpatient visits | Hospitalization | Length of stay | OR | ρ value | Estimate | ρ value | |
| Metropolitan | | | | | | | | | | | | |
| Region (ref: metropolitan) | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | - | - | - |
| Metropolitan→rural | 0.96 | 0.337 | 2.147 | <0.0001 | 0.029 | <0.0001 | 0.94 | 0.207 | 1.421 | <0.0001 | 1.46 | <0.0001 |
| Time | 1.11 | <0.0001 | 2.969 | <0.0001 | 0.092 | <0.0001 | 1.11 | <0.0001 | 2.310 | <0.0001 | 1.07 | <0.0001 |
| Time x metropolitan | 1.05 | 0.005 | -0.741 | <0.0001 | - | - | 1.05 | 0.002 | -0.536 | <0.0001 | 0.93 | 0.001 |
| Time ² | 0.99 | <0.0001 | -0.158 | <0.0001 | -0.001 | <0.0001 | 0.99 | <0.0001 | -0.126 | <0.0001 | 0.99 | <0.0001 |
| Time ² x metropolitan | 0.99 | 0.004 | 0.068 | <0.0001 | - | - | 0.99 | 0.001 | 0.046 | <0.0001 | 1.01 | 0.001 |
| Rural | | | | | | | | | | | | |
| Region (ref: rural) | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | - | - | - |
| Rural→metropolitan | 0.86 | <0.0001 | 2.267 | <0.0001 | -0.068 | <0.0001 | 0.86 | <0.0001 | 1.857 | <0.0001 | 0.92 | <0.0001 |
| Time | 1.16 | <0.0001 | 4.073 | <0.0001 | 0.303 | <0.0001 | 1.16 | <0.0001 | 3.118 | <0.0001 | 1.08 | <0.0001 |
| Time x rural | - | - | -1.150 | <0.0001 | - | - | - | - | -0.927 | <0.0001 | - | - |
| Time ² | 0.99 | <0.0001 | -0.219 | <0.0001 | -0.002 | <0.0001 | 0.99 | <0.0001 | -0.177 | <0.0001 | 1.00 | <0.0001 |
| Time ² x rural | - | - | 0.068 | <0.0001 | - | - | - | - | 0.060 | <0.0001 | - | - |

Gender, income level, age other than major independent variables were adjusted. The analysis results including all covariates are presented in Appendices 1 and 2. OR, odds ratio; Ref, reference.

Table 4. Results of generalized estimating equations analyses of medical utilization due to ACSC disease

| Variable | Model 4 | | | Model 5 | | | | |
|----------------------------------|--|---------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------------|------------------|--------------|-------------------|--------------|
| | First part model | | Second part model | | First part model | | Second part model | |
| | Outpatient utilization due to ACSC disease | No. of ACSC disease outpatient visits | Hospitalization due to ACSC disease | No. of ACSC disease inpatient visits | OR | ρ value | estimate | ρ value |
| Metropolitan | | | | | | | | |
| Region (ref: metropolitan) | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | - | - |
| Metropolitan→rural | 1.02 | 0.052 | 0.261 | 0.028 | 1.38 | <0.0001 | 0.006 | <0.0001 |
| Time | 1.07 | <0.0001 | 0.422 | <0.0001 | 1.06 | <0.0001 | 0.001 | <0.0001 |
| Time x metropolitan | - | - | -0.111 | 0.003 | - | - | - | - |
| Time ² | 0.99 | <0.0001 | -0.027 | <0.0001 | - | - | - | - |
| Time ² x metropolitan | - | - | 0.009 | 0.002 | - | - | - | - |
| Rural | | | | | | | | |
| Region (ref: rural) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Rural→metropolitan | 0.92 | <0.0001 | 0.359 | 0.004 | 0.88 | <0.0001 | -0.004 | <0.0001 |
| Time | 1.09 | <0.0001 | 0.518 | <0.0001 | 1.09 | <0.0001 | 0.002 | <0.0001 |
| Time x rural | - | - | -0.159 | <0.0001 | - | - | - | - |
| Time ² | 0.99 | <0.0001 | -0.031 | <0.0001 | - | - | - | - |
| Time ² x rural | - | - | 0.085 | 0.008 | - | - | - | - |

Gender, income level, age other than major independent variables were adjusted. The analysis results including all covariates are presented in Appendices 3 and 4. ACSC, ambulatory care sensitive conditions; OR, odds ratio; Ref, reference.

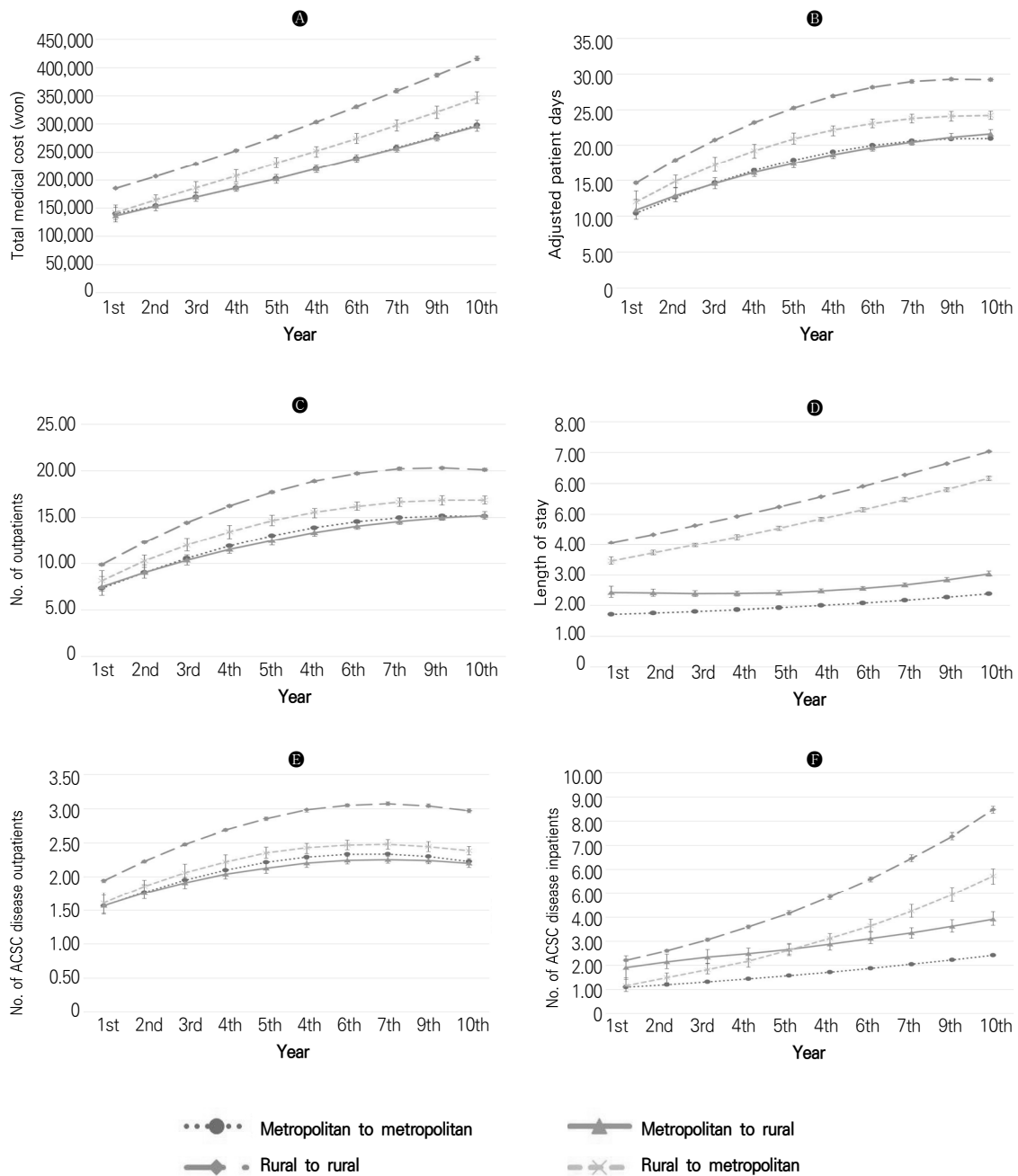


Figure 2. Result of per patient with residential area movement of every year. (A) Total medical cost. (B) Adjusted patient days. (C) Number of outpatients. (D) Length of stay. (E) Number of ACSC disease outpatients. (F) Number of ACSC disease inpatients. ACSC, ambulatory care sensitive conditions.

Figure 2는 Table 3과 Table 4에서의 이단계 모형 분석의 first part model과 second part model에서 계산한 예측값을 통하여 계산한 총 예측값의 평균과 신뢰구간을 연도별로 나타낸 결과이다. 예측값의 평균값과 신뢰구간은 bootstrapping 방식을 통하여 계산했으며, 전체 연구대상의 10%를 100번씩 재추출(resampling)하여 집단의 연도별

평균값과 신뢰구간을 계산하였다. 대도시 그룹의 경우 총 의료비(A), 조정환자일수(B), 외래이용건수(C), ACSC 질환으로 인한 외래이용(E)에서 통계적으로 유의한 차이가 없었다. 그러나 계속 대도시에서 거주하는 경우에 비하여 대도시에서 지방으로 거주지역을 이전한 집단의 경우 재원일수(D)와 ACSC 질환으로 인한 입원이용(F)이 증가

하는 것을 확인할 수 있었다. 지방 그룹에서는 총 의료비(A), 조정환자일수(B), 외래이용건수(C), 재원일수(D), ACSC 질환으로 인한 외래이용(E), ACSC 질환으로 인한 입원이용(F)에서는 지방에서 대도시로 거주지역을 이전한 경우에 비하여 지방에서 계속 거주하는 경우, 시간이 흐름에 따라 의료이용량과 의료비용이 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 그러나 재원일수의 경우는 model 3에서의 결과값이 통계적으로 유의하지 않았기 때문에, 두 집단의 차이는 유의하지 않다.

고 찰

본 연구는 국민건강보험공단에서 제공하는 표본코호트의 2005년부터 2015년까지의 자료를 활용하여 대도시와 지방에서의 개인적 차원의 거주지역 이동이 의료이용량과 의료접근성에 미치는 영향을 파악하였다. 분석결과 대도시 그룹에서는 지방으로 거주지역을 이동하는 경우 입원이용, ACSC 질환으로 인한 외래이용, ACSC 질환으로 인한 입원이용을 할 OR가 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 의료이용을 했을 시, 분석결과로 모든 의료이용지표가 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 지방 그룹의 경우 대도시로 거주지역을 이동하는 경우 의료지표의 OR가 더 낮은 것을 확인할 수 있었다. 의료이용을 했을 시, 분석결과로는 총 의료비, ACSC로 인한 입원이용이 감소하였으나 조정환자일수, 의료이용횟수, ACSC로 인한 외래이용이 증가하는 것을 확인할 수 있었다.

분석에 의해 도출된 수치는 각 개인의 매 연간 의료이용 수준에 영향을 미치는 값이라 볼 수 있다. 분석결과를 종합적으로 두고 보았을 때 대도시에 계속 거주하고 있는 사람보다 지방에 계속 거주하고 있는 사람의 의료이용이 더 많은 것을 확인할 수 있다. 이는 지방에서 거주하는 인구가 일반적으로 건강수준이 좋지 않으며 의료이용을 더 많이 하고 있다는 선행연구와 일치한다[26,27].

대도시에서 지방으로 이동한 경우에 비해 지방에서 대도시로 이동한 경우 의료이용과 의료비 변화가 더 많았다. 주로 의료이용을 적게 하는 방향으로 확인되었다. 지방에 거주하게 되는 경우 대도시에 비해 의료의 질이 떨어지기 때문에 이는 장기적으로 더 많은 의료이용을 하게 되는 요인으로 볼 수 있다. 지방과 대도시의 격차는 ACSC 질환 입원율로 대표되는 일차의료의 질을 보면 확연하게 차이가 난다.

대도시 그룹의 경우 계속 대도시에서 거주하는 경우에 비하여 대도시에서 지방으로 거주지역을 이동한 경우 ACSC 질환으로 인한 입원 이용 OR은 더 큰 것으로 나타났으며, ACSC 질환으로 인한 의료이용 시 ACSC 질환으로 인한 입원건수가 통계적으로 유의하게 증가하는 것을 확인할 수 있었다. 시간추세와 의료이용 확률을 고려한 예측값

을 확인하였을 때, 대도시에서 지방으로 이동한 그룹에서 ACSC 질환으로 인한 입원건수가 더 많은 것으로 예측한 결과를 확인할 수 있었다. 또한 지방 그룹의 경우 계속 지방에서 거주하는 경우에 비하여 지방에서 대도시로 거주지역을 이동한 경우 ACSC 질환으로 인한 외래 및 입원을 할 OR이 더 작은 것을 확인할 수 있었다. ACSC 질환으로 인한 의료이용 시 ACSC 질환으로 인한 외래건수는 통계적으로 유의하게 증가하였으나, 입원은 통계적으로 유의하게 감소한 것을 확인할 수 있었다. 시간추세와 의료이용 확률을 고려한 예측값을 확인하였을 때, 지방 그룹의 거주지역 이동 그룹에서 ACSC 질환으로 인한 외래 및 입원건수가 더 적은 것으로 예측한 결과를 확인할 수 있었다. 이러한 결과는 일차진료의 밀도가 높을수록 ACSC 입원율이 감소하였으며, 수도권과 지방과의 지역 간 ACSC 질환으로 인한 입원율이 차이가 났던 선행연구의 결과와 같다[18]. 이러한 결과를 통하여 대도시에서 지방으로 지역을 이동하는 경우 의료의 접근성이 안 좋아지며 일차의료의 관리가 잘 이루어지지 않고 있음에 따라 일차의료의 질이 안 좋아진다는 것을 확인할 수 있었다.

대도시 그룹과 지방 그룹을 비교해보았을 때, 전체 의료지표에서 지방 그룹의 지표가 더 안 좋은 것을 확인할 수 있었다. 또한 이러한 지역 간의 차이가 발생하는 것은 지역 이동에 따른 분석결과를 함께 살펴 보았을 때 더욱 두드러지게 확인할 수 있었다. 지방에서 대도시로 거주지역을 이동한 사람의 경우, 지방에서 계속 살고 있는 사람에 비하여 의료비 지출, 의료이용량이 감소한 것을 확인할 수 있었으나, 대도시에 계속 살고 있는 사람들에 비해서는 의료비, 의료이용량이 더 많은 것을 확인할 수 있었다.

이러한 점으로 보았을 때, 대도시로 거주지역을 이동한 사람들은 의료의 질이 좋아졌기 때문에 지방에서 계속 거주하는 사람들에 비해서 조정환자일수, 외래이용건수, 재원일수가 감소하는 것이며, 대도시에 계속 거주하는 사람들에 비해서는 비교적 건강상태가 좋지 않은 점과 미충족 의료가 해소된다는 점에서 의료이용량을 더 많이 하는 점을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 선행연구에서 대도시에 비하여 지방의 경우 외래이용량과 재원일수가 통계적으로 유의하게 증가했던 결과와 농촌에서 거주하는 경우에 비하여 도시에서 거주하는 경우의 편의성 제한으로 인한 미충족 의료를 경험할 확률이 더 적었다는 선행연구의 분석결과와 일치한다[26,28].

계속 지방에 거주하는 경우에 비하여 지방 그룹에서 대도시로 거주지역을 이동하는 경우 의료이용량이 감소한다는 것은, 의료의 질과 더불어 의료접근성이 좋아지기 때문이라고 볼 수 있다. 지방의 경우 의료서비스의 접근성과 함께 의료의 질이 좋지 않기 때문에 건강이 악화될 시, 더 많은 의료를 이용할 수밖에 없기 때문이다. 뿐만 아니라 지방의 인구특성상 노인층이 많고, 만성질환을 가지고 있는 사람이

많기 때문에 의료접근성이 떨어짐에도 불구하고 의료이용량이 많은 것을 확인할 수 있다. 이러한 결과는 도시지역에 거주하는 노인에 비하여 지방에서 거주하는 노인의 건강이 좋지 않았던 결과[27]와 일치하였다. 이 외의 선행연구에서도 거주하는 지역의 규모가 클수록 비만이나 정신질환 등에 대한 위험이 낮았던 결과가 있었다[8]. 이러한 결과로 보아 거주지역 이동의 규모에 따라 건강수준의 변화가 생기는 것을 확인할 수 있었다.

기존 거주지역의 특성이 지역 이동 이후 의료이용량에 미치는 결과는 대도시에서 지방으로 거주지역을 이동한 경우에서도 찾아볼 수 있었다. 대도시에서 지방으로 거주지역을 이전한 경우 외래이용건수, 조정환자일수, 총 의료비가 대도시에서 계속 거주하는 사람과 비슷한 것을 보았을 때 거주지역을 이동하기 이전의 환경이 건강상태에 영향을 미친다는 것을 확인할 수 있었다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구에서는 지역 이동 후 계속해서 해당 지역에 살고 있는 사람이 연구대상이 되었기 때문에, 지역을 두 번 이상 이동한 경우 연구대상에서 제외되었다. 때문에 여러 번 지역을 이동한 사람의 경우 그 영향을 확인하지 못하였다. 둘째, 청구자료의 특성상 연구대상자가 거주하는 지역의 의료기관 수, 의사 인력 수 등 의료자원과 관련한 변수를 제대로 고려하지 못하였다. 이에 따라 지역 간 의료자원의 차이로 인한 의료이용량의 차이를 제대로 파악하지 못하였다. 셋째, 연구대상의 마지막 기간 2년 동안 (2014-2015년) 지역을 이동한 대상의 경우 종속변수의 결과가 지역 이동에 따른 것이라고 보기 어렵기 때문에 연구대상에서 제외하였다. 이는 추후 연구에서 코호트 자료가 추가로 구축할 때마다 보완할 수 있을 것으로 생각하지만, 현재로서는 파악하기 어렵다는 한계가 있다. 마지막으로, 우리나라의 경우 SRT (Super Rapid Train), KTX (Korea Train Express) 등 교통의 발달로 인하여 지방에 거주하는 경우에도 수도권에서 진료를 받는 것이 용이해진 상황이다[29]. 그러나 본 연구에서는 해당 사항에 대한 통제가 이루어지지 못하였다. 따라서 추후 연구에서는 거주지역과 진료지역이 다른 경우 구분하여 분석하는 것이 필요하다.

위와 같은 한계점에도 불구하고 본 연구는 개인의 시간에 흐름에 따른 거주지역 이동이 의료이용량과 의료접근성에 미치는 영향을 인과관계 추정법인 MSM을 이용하여 정밀하게 탐색하였다. 또한 거주지역 이동에 따른 외래이용과 입원이용을 나누어 분석함으로써, 지역의 규모와 이동에 따라 의료접근성, 일차의료의 질, 미충족 의료의 유의미한 차이를 확인할 수 있었다는 점에서 의의가 있다.

종합적으로 현재까지 지역 간 의료접근성과 의료의 질에 따라 의료이용량에 차이가 있음을 확인할 수 있었다. 그러나 지역이동을 통한 의료접근성 및 의료의 질 향상이 의료이용량이 미치는 변화를 확인할

수 있었으나 거주지역을 이동하기 이전의 환경이 건강상태에 미치는 영향이 크다는 것을 확인할 수 있었다. 이에 따라 추후 거주지역을 이동한 사람들의 거주 이전 환경에 따라 건강상태에 미치는 영향을 파악하는 연구가 이루어질 것으로 기대한다.

감사의 글

이 연구는 국민건강증진기금의 재원으로 질병관리청 만성질환관리과의 지원을 받아 수행된 연구이다(no., 2733-5488).

ORCID

Woo-Ri Lee: <https://orcid.org/0000-0002-2700-6221>;
 Yong-Seok Choi: <https://orcid.org/0000-0003-0579-8624>;
 Gyeong-Min Lee: <https://orcid.org/0000-0002-5052-2232>;
 Li-Hyen Kim: <https://orcid.org/0000-0002-2074-0810>;
 Ki-Bong Yoo: <https://orcid.org/0000-0002-2955-6948>

REFERENCES

1. Gray AM. Inequalities in health: the Black Report: a summary and comment. *Int J Health Serv* 1982;12(3):349-380. DOI: <https://doi.org/10.2190/XXMM-JMQU-2A7Y-HX1E>.
2. Yi YJ, Kim EJ. The effects of accessibility to medical facilities and public transportation on perceived health of urban and rural elderly: using generalized ordered logic model. *J Korean Reg Dev Assoc* 2015;27(1):65-88.
3. Korean Institute for Health and Social Affairs. Survey of health and medical personnel. Sejong: Korean Institute for Health and Social Affairs; 2020.
4. Korean Institute for Health and Social Affairs. National medical care resources and utilization survey. Sejong: Korean Institute for Health and Social Affairs; 2017.
5. Statistics Korea, Statistics Research Institute. Korean social trends 2019. Daejeon: Statistics Korea, Statistics Research Institute; 2019.
6. Hwang CH, Park J, Ryu SY, Choi SW. Comparison of the oral health behavior and the oral health status according to residential areas in Korean adults: based on 2012 KNHANES data. *J Technol Dent*

- 2015;37(1):33-43. DOI: <https://doi.org/10.14347/kadt.2015.37.1.33>.
7. Yoon HM. Assessment and comparison of income-related inequality in depression and self-reported health across regions in South Korea. *Korean Local Adm Rev* 2019;16(1):53-74.
 8. Lee JH. The regional health inequity, and individual and neighborhood level health determinants. *Health Soc Welf Rev* 2016;36(2): 345-384.
 9. Park EJ, Yeon MY, Kim CW. Effect of area deprivation and social capital on self rated health among Koreans. *J Korea Acad Ind Coop Soc* 2016;17(10):382-395. DOI: <https://doi.org/10.5762/KAIS.2016.17.10.382>.
 10. Kim BR, Ko KW. Influencing factors of chronic diseases and self-rated health among people in the health vulnerable region of Busan. *Health Soc Sci* 2017;45(1):89-118.
 11. Kim CB, Chung MK, Kong ID. Regional inequalities in healthcare indices in Korea: geo-economic review and action plan. *Health Policy Manag* 2018;28(3):240-250. DOI: <https://doi.org/10.4332/KJHPA.2018.28.3.240>.
 12. Son KJ, Jo H, Kim CB, Kim SM, Min IG, Kong ID. An approach to reduce the regional gap of health equity: what factors influence walking practices between two districts by social ecological model? *Korean J Health Educ Promot* 2018;35(4):35-51. DOI: <https://doi.org/10.14367/kjhpe.2018.35.4.35>.
 13. Jeong BG. Policy and regional health planning for reducing regional health inequalities. *Health Welf Policy Forum* 2018;(260):50-61.
 14. Riva M, Curtis S, Norman P. Residential mobility within England and urban-rural inequalities in mortality. *Soc Sci Med* 2011; 73(12):1698-1706. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2011.09.030>.
 15. Schroder CC, Dyck M, Breckenkamp J, Hasselhorn HM, du Prel JB. Utilisation of rehabilitation services for non-migrant and migrant groups of higher working age in Germany: results of the lidA cohort study. *BMC Health Serv Res* 2020;20(1):31. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12913-019-4845-z>.
 16. Wang D. Reduction but not elimination: health inequalities among urban, migrant, and rural children in China: the moderating effect of the fathers' education level. *BMC Public Health* 2019;19(1):1219. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12889-019-7522-6>.
 17. Yaya S, Bishwajit G, Ekholuenetale M, Shah V, Kadio B, Udenigwe O. Urban-rural difference in satisfaction with primary healthcare services in Ghana. *BMC Health Serv Res* 2017;17(1):776. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12913-017-2745-7>.
 18. Kim SJ, Park SJ, Kim BR. Preventable hospitalizations and emergency room visits: focus on medical aid beneficiaries with chronic conditions. *Health Soc Welf Rev* 2015;35(2):405-428. DOI: <https://doi.org/10.15709/hswr.2015.35.2.405>.
 19. Kim AM, Park JH, Yoon TH, Kim Y. Hospitalizations for ambulatory care sensitive conditions as an indicator of access to primary care and excess of bed supply. *BMC Health Serv Res* 2019;19(1):259. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12913-019-4098-x>.
 20. Ministry of Health and Welfare. Statistics for hospital management. Sejong: Ministry of Health and Welfare; 2013.
 21. Kim YY, Sung JH. The empirical ambulatory care sensitive conditions study & its potential health insurance applicability in Korea. *Health Policy Manag* 2005;15(3):79-93. DOI: <https://doi.org/10.4332/KJHPA.2005.15.3.079>.
 22. Faries D, Zhang X, Kadziola Z, Siebert U, Kuehne F, Obenchain RL, et al. Real world health care data analysis: causal methods and implementation using SAS. Cary (NC): SAS Institute Inc.; 2020.
 23. Bedard A, Serra I, Dumas O, Basagana X, Clavel-Chapelon F, Le Moual N, et al. Time-dependent associations between body composition, physical activity, and current asthma in women: a marginal structural modeling analysis. *Am J Epidemiol* 2017;186(1):21-28. DOI: <https://doi.org/10.1093/aje/kwx038>.
 24. Ciminata G, Geue C, Langhorne P, Wu O. A two-part model to estimate inpatient, outpatient, prescribing and care home costs associated with atrial fibrillation in Scotland. *BMJ Open* 2020;10(3): e028575. DOI: <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-028575>.
 25. Jiang Y, Ni W. Association between supplemental private health insurance and burden of out-of-pocket healthcare expenditure in China: a novel approach to estimate two-part model with random effects using panel data. *Risk Manag Healthc Policy* 2020;13:323-334. DOI: <https://doi.org/10.2147/RMHP.S223045>.
 26. Seo WS, Kim JH, Lee OH. An analysis of the differences in medical use by region. *Korea J Hosp Manag* 2020;25(1):13-20.
 27. Chun JD, Ryu SY, Han MA, Park J. Comparisons of health status and health behaviors among the elderly between urban and rural areas. *J Agric Med Community Health* 2013;38(3):182-194. DOI: <https://doi.org/10.5393/JAMCH.2013.38.3.182>.
 28. Choi HY, Ryu SY. Factors associated with the types of unmet health care needs among the elderly in Korea. *Korean J Health Serv Manag* 2017;11(2):65-79. DOI: <https://doi.org/10.12811/kshsm.2017.11.2.065>.
 29. Kim JH, Lee JH, Lee JH. Changes in healthcare utilizations of cancer patients since the launch of KTX. *J Korean Soc Railw* 2010; 13(2):236-243.

Appendix 1. Results of generalized estimating equations analyses of metropolitan group's medical utilization

| Variable | Model 1 | | | Model 2 | | | Model 3 | | |
|----------------------------------|------------------|-----------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|-------------------|------------------|----------|-------------------|
| | First part model | | Second part model | First part model | | Second part model | First part model | | Second part model |
| | Medical use | Adjusted patient days | Total medical cost (log) | Outpatient utilization | No. of outpatient visits | Hospitalization | Length of stay | OR | pvalue |
| Region (ref: metropolitan) | OR | Estimate | pvalue | OR | Estimate | pvalue | OR | Estimate | pvalue |
| | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - |
| Metropolitan→rural | 0.96 | 2.147 | <0.0001 | 0.94 | 0.029 | <0.0001 | 1.46 | 2.077 | 0.006 |
| Time | 1.11 | 2.969 | <0.0001 | 1.11 | 0.092 | <0.0001 | 1.07 | -0.814 | <0.0001 |
| Time × metropolitan | 1.05 | -0.741 | <0.0001 | 1.05 | - | - | 0.93 | - | - |
| Time ² | 0.99 | -0.158 | <0.0001 | 0.99 | -0.001 | <0.0001 | 0.99 | 0.061 | <0.0001 |
| Time ² × metropolitan | 0.99 | 0.068 | <0.0001 | 0.99 | - | - | 1.01 | - | - |
| Sex (ref: male) | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - |
| Female | 1.90 | 4.380 | <0.0001 | 1.91 | 0.2402 | <0.0001 | 1.17 | -2.498 | 0.017 |
| Age (ref: 30-34 yr) | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - |
| 35-39 | 1.02 | 1.039 | <0.0001 | 1.02 | 0.057 | <0.0001 | 0.94 | 9.813 | <0.0001 |
| 40-44 | 1.21 | 3.873 | <0.0001 | 1.20 | 0.287 | <0.0001 | 1.13 | 8.089 | <0.0001 |
| 45-49 | 1.59 | 6.997 | <0.0001 | 1.59 | 0.519 | <0.0001 | 1.34 | 6.056 | <0.0001 |
| 50-54 | 2.20 | 11.441 | <0.0001 | 2.19 | 0.790 | <0.0001 | 1.60 | 8.587 | <0.0001 |
| 55-59 | 3.09 | 17.673 | <0.0001 | 3.08 | 1.033 | <0.0001 | 1.85 | 7.676 | 0.001 |
| 60-64 | 4.28 | 26.680 | <0.0001 | 4.21 | 1.311 | <0.0001 | 2.34 | 8.902 | <0.0001 |
| 65-69 | 5.19 | 31.247 | <0.0001 | 5.08 | 1.477 | <0.0001 | 2.91 | 13.129 | <0.0001 |
| 70-74 | 4.53 | 32.625 | <0.0001 | 4.28 | 1.511 | <0.0001 | 3.32 | 15.566 | <0.0001 |
| ≥75 | 2.43 | 26.339 | <0.0001 | 2.27 | 1.354 | <0.0001 | 3.51 | 14.010 | <0.0001 |
| Income (ref: quintile 1) | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - | 1.00 | - | - |
| Quintile 2 | 0.93 | -0.676 | <0.0001 | 0.94 | -0.043 | <0.0001 | 0.95 | -1.953 | <0.0001 |
| Quintile 3 | 0.99 | -0.630 | <0.0001 | 0.99 | -0.039 | <0.0001 | 0.97 | -2.035 | <0.0001 |
| Quintile 4 | 1.03 | -0.452 | <0.0001 | 1.03 | -0.025 | <0.0001 | 0.97 | -2.212 | <0.0001 |
| Quintile 5 | 1.14 | -0.570 | <0.0001 | 1.15 | -0.011 | <0.0001 | 0.93 | -3.124 | <0.0001 |

OR, odds ratio; Ref, reference.

Appendix 2. Results of generalized estimating equations analyses of rural group's medical utilization

| Variable | Model 1 | | | | Model 2 | | | | Model 3 | | | |
|---------------------------------|------------------|---------|-----------------------|--------------------------|------------------------|--------------------------|-------------------|----------------|------------------|---------|-------------------|---------|
| | First part model | | Second part model | | First part model | | Second part model | | First part model | | Second part model | |
| | Medical use | | Adjusted patient days | Total medical cost (log) | Outpatient utilization | No. of outpatient visits | Hospitalization | Length of stay | OR | p-value | Estimate | p-value |
| Region (ref: rural) | OR | p-value | Estimate | p-value | OR | p-value | Estimate | p-value | OR | p-value | Estimate | p-value |
| Rural→metropolitan | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Time | 0.86 | <0.0001 | 2.267 | <0.0001 | 0.86 | <0.0001 | -0.068 | <0.0001 | 0.92 | <0.0001 | -0.556 | 0.606 |
| Time × rural | 1.16 | <0.0001 | 4.073 | <0.0001 | 1.16 | <0.0001 | 0.303 | <0.0001 | 1.08 | <0.0001 | -0.229 | 0.120 |
| Time ² | - | - | -1.150 | <0.0001 | - | - | - | <0.0001 | - | - | - | - |
| Time ² × rural | 0.99 | <0.0001 | -0.219 | <0.0001 | 0.99 | <0.0001 | -0.002 | <0.0001 | 1.00 | <0.0001 | 0.042 | 0.001 |
| Sex (ref: male) | - | - | 0.068 | <0.0001 | - | - | - | <0.0001 | - | - | - | - |
| Female | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Age (ref: 30-34 yr) | 2.18 | <0.0001 | 5.191 | <0.0001 | 2.19 | <0.0001 | 0.256 | <0.0001 | 1.10 | <0.0001 | -6.523 | 0.012 |
| 35-39 | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| 40-44 | 0.98 | 0.252 | 0.988 | <0.0001 | 0.98 | 0.193 | 0.040 | <0.0001 | 0.94 | <0.0001 | -8.214 | 0.467 |
| 45-49 | 1.16 | <0.0001 | 4.372 | <0.0001 | 1.15 | <0.0001 | 0.279 | <0.0001 | 1.16 | <0.0001 | -9.519 | 0.371 |
| 50-54 | 1.58 | <0.0001 | 9.277 | <0.0001 | 1.56 | <0.0001 | 0.577 | <0.0001 | 1.41 | <0.0001 | -6.577 | 0.511 |
| 55-59 | 2.22 | <0.0001 | 13.866 | <0.0001 | 2.18 | <0.0001 | 0.818 | <0.0001 | 1.62 | <0.0001 | -7.976 | 0.429 |
| 60-64 | 3.01 | <0.0001 | 20.684 | <0.0001 | 2.96 | <0.0001 | 1.084 | <0.0001 | 1.91 | <0.0001 | -19.127 | 0.046 |
| 65-69 | 4.38 | <0.0001 | 29.550 | <0.0001 | 4.29 | <0.0001 | 1.334 | <0.0001 | 2.28 | <0.0001 | -14.094 | 0.140 |
| 70-74 | 5.49 | <0.0001 | 34.967 | <0.0001 | 5.34 | <0.0001 | 1.484 | <0.0001 | 2.74 | <0.0001 | -19.323 | 0.038 |
| ≥75 | 5.41 | <0.0001 | 35.974 | <0.0001 | 5.21 | <0.0001 | 1.534 | <0.0001 | 3.07 | <0.0001 | -16.570 | 0.078 |
| Income (ref: quintile 1) | 2.99 | <0.0001 | 29.518 | <0.0001 | 2.76 | <0.0001 | 1.339 | <0.0001 | 3.08 | <0.0001 | -9.851 | 0.320 |
| Quintile 2 | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Quintile 3 | 0.96 | <0.0001 | -1.362 | <0.0001 | 0.97 | 0.002 | -0.062 | <0.0001 | 0.92 | <0.0001 | -1.218 | 0.003 |
| Quintile 4 | 1.02 | 0.049 | -1.287 | <0.0001 | 1.03 | 0.003 | -0.055 | <0.0001 | 0.93 | <0.0001 | -1.299 | 0.002 |
| Quintile 5 | 1.09 | <0.0001 | -1.082 | <0.0001 | 1.11 | <0.0001 | -0.041 | <0.0001 | 0.93 | <0.0001 | -2.107 | <0.0001 |
| OR, odds ratio; Ref, reference. | 1.15 | <0.0001 | -1.141 | <0.0001 | 1.16 | <0.0001 | -0.043 | <0.0001 | 0.91 | <0.0001 | -1.717 | 0.001 |

Appendix 3. Results of generalized estimating equations analyses of metropolitan group's medical utilization due to ACSC disease

| Variable | Model 4 | | | | Model 5 | | | |
|----------------------------|--|---------|---------------------------------------|---------|-------------------------------------|---------|--------------------------------------|---------|
| | First part model | | Second part model | | First part model | | Second part model | |
| | Outpatient utilization due to ACSC disease | | No. of ACSC disease outpatient visits | | Hospitalization due to ACSC disease | | No. of ACSC disease inpatient visits | |
| | OR | p-value | estimate | p-value | OR | p-value | estimate | p-value |
| Region (ref: metropolitan) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Metropolitan→rural | 1.02 | 0.052 | 0.261 | 0.028 | 1.38 | <0.0001 | 0.006 | <0.0001 |
| Time | 1.07 | <0.0001 | 0.422 | <0.0001 | 1.06 | <0.0001 | 0.001 | <0.0001 |
| Time × rural | - | - | -0.111 | 0.003 | - | - | - | - |
| Time ² | 0.99 | <0.0001 | -0.027 | <0.0001 | - | - | - | - |
| Time ² × rural | - | - | 0.009 | 0.002 | - | - | - | - |
| Sex (ref: male) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Female | 1.21 | <0.0001 | 0.036 | 0.139 | 0.82 | <0.0001 | -0.005 | <0.0001 |
| Age (ref: 30-34 yr) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| 35-39 | 0.91 | <0.0001 | 0.154 | <0.0001 | 1.04 | 0.414 | 0.0003 | 0.335 |
| 40-44 | 0.98 | 0.061 | 0.612 | <0.0001 | 1.50 | <0.0001 | 0.003 | <0.0001 |
| 45-49 | 1.22 | <0.0001 | 1.210 | <0.0001 | 2.09 | <0.0001 | 0.005 | <0.0001 |
| 50-54 | 1.57 | <0.0001 | 1.912 | <0.0001 | 3.08 | <0.0001 | 0.009 | <0.0001 |
| 55-59 | 2.03 | <0.0001 | 2.696 | <0.0001 | 4.06 | <0.0001 | 0.013 | <0.0001 |
| 60-64 | 2.50 | <0.0001 | 3.678 | <0.0001 | 5.74 | <0.0001 | 0.019 | <0.0001 |
| 65-69 | 2.82 | <0.0001 | 4.194 | <0.0001 | 7.29 | <0.0001 | 0.024 | <0.0001 |
| 70-74 | 2.88 | <0.0001 | 4.306 | <0.0001 | 9.85 | <0.0001 | 0.034 | <0.0001 |
| ≥75 | 2.25 | <0.0001 | 4.102 | <0.0001 | 12.80 | <0.0001 | 0.048 | <0.0001 |
| Income (ref: quintile 1) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Quintile 2 | 0.97 | <0.0001 | -0.063 | <0.0001 | 0.86 | <0.0001 | -0.002 | 0.001 |
| Quintile 3 | 1.00 | 0.395 | -0.049 | 0.003 | 0.89 | <0.0001 | -0.002 | <0.0001 |
| Quintile 4 | 1.03 | <0.0001 | -0.041 | 0.013 | 0.87 | <0.0001 | -0.003 | <0.0001 |
| Quintile 5 | 1.05 | <0.0001 | -0.047 | 0.005 | 0.84 | <0.0001 | -0.004 | <0.0001 |

ACSC, ambulatory care sensitive conditions; OR, odds ratio; Ref, reference.

Appendix 4. Results of generalized estimating equations analyses of rural group's medical utilization due to ACSC disease

| Variable | Model 4 | | | | Model 5 | | | |
|---------------------------|--|---------|---------------------------------------|---------|-------------------------------------|---------|--------------------------------------|---------|
| | First part model | | Second part model | | First part model | | Second part model | |
| | Outpatient utilization due to ACSC disease | | No. of ACSC disease outpatient visits | | Hospitalization due to ACSC disease | | No. of ACSC disease inpatient visits | |
| | OR | p-value | Estimate | p-value | OR | p-value | Estimate | p-value |
| Region (ref: rural) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Rural→metropolitan | 0.92 | <0.0001 | 0.359 | 0.004 | 0.88 | <0.0001 | -0.004 | <0.0001 |
| Time | 1.09 | <0.0001 | 0.518 | <0.0001 | 1.09 | <0.0001 | 0.002 | <0.0001 |
| Time × rural | - | - | -0.159 | <0.0001 | - | - | - | - |
| Time ² | 0.99 | <0.0001 | -0.031 | <0.0001 | - | - | - | - |
| Time ² × rural | - | - | 0.085 | 0.008 | - | - | - | - |
| Sex (ref: male) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Female | 1.41 | <0.0001 | 0.293 | <0.0001 | 0.86 | <0.0001 | -0.007 | <0.0001 |
| Age (ref: 30-34 yr) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| 35-39 | 0.94 | <0.0001 | 0.217 | <0.0001 | 1.09 | 0.082 | 0.001 | 0.065 |
| 40-44 | 1.04 | 0.004 | 0.786 | <0.0001 | 1.53 | <0.0001 | 0.005 | <0.0001 |
| 45-49 | 1.37 | <0.0001 | 1.536 | <0.0001 | 2.10 | <0.0001 | 0.008 | <0.0001 |
| 50-54 | 1.76 | <0.0001 | 2.310 | <0.0001 | 2.80 | <0.0001 | 0.014 | <0.0001 |
| 55-59 | 2.20 | <0.0001 | 3.104 | <0.0001 | 3.56 | <0.0001 | 0.018 | <0.0001 |
| 60-64 | 2.79 | <0.0001 | 3.862 | <0.0001 | 4.44 | <0.0001 | 0.023 | <0.0001 |
| 65-69 | 3.14 | <0.0001 | 4.561 | <0.0001 | 5.57 | <0.0001 | 0.030 | <0.0001 |
| 70-74 | 3.16 | <0.0001 | 4.688 | <0.0001 | 6.98 | <0.0001 | 0.040 | <0.0001 |
| ≥75 | 2.45 | <0.0001 | 4.523 | <0.0001 | 8.66 | <0.0001 | 0.054 | <0.0001 |
| Income (ref: quintile 1) | 1.00 | - | - | - | 1.00 | - | - | - |
| Quintile 2 | 0.99 | 0.036 | -0.118 | <0.0001 | 0.79 | <0.0001 | -0.007 | <0.0001 |
| Quintile 3 | 1.01 | 0.150 | -0.083 | 0.001 | 0.76 | <0.0001 | -0.009 | <0.0001 |
| Quintile 4 | 1.06 | <0.0001 | -0.029 | 0.245 | 0.75 | <0.0001 | -0.01 | <0.0001 |
| Quintile 5 | 1.04 | <0.0001 | -0.043 | 0.118 | 0.74 | <0.0001 | -0.01 | <0.0001 |

ACSC, ambulatory care sensitive conditions; OR, odds ratio; Ref, reference.