

본인부담상한제 적용 요양병원 환자의 의료이용가수요 예측요인 분석

임승지^{1,2} · 신한나¹

¹국민건강보험공단 건강보험정책연구원, ²연세대학교 보건대학원

An Analysis of Predictive Factors of Medical Service Overuse for Inpatients Applied Out-of-Pocket Maximum in Long-Term Care Hospitals in South Korea

Seungji Lim^{1,2}, Hannah Shin¹

¹Health Insurance Policy Research Institute, National Health Insurance Service, Wonju; ²Yonsei University Graduate School of Public Health, Seoul, Korea

Background: The out-of-pocket maximum is one of the distinctive healthcare systems which sets a ceiling on co-payment in order to reduce the burden of households from the unpredictable medical expenditure. However, this leads to an increase in the demand for healthcare services especially in long-term care hospitals (LTCHs) in Korea.

Methods: This study analyzed the influence factor of medical service overuse of 165,592 inpatients in LTCHs which out-of-pocket maximum is applied, by utilizing data from the National Health Insurance Service (2016). Based on Anderson Model, the medical service overuse, as a dependent variable, was defined as long-stay admission more than 180 days at the LTCHs. Independent variable was comprised of predisposing factors (gender, age), enabling factors (income level, types of out-of-pocket maximum) and need factors (illness level, patient use of tertiary hospital).

Results: The most powerful factor of medical service overuse in LTCHs was availability of pre-payment for the out-of-maximum (odds ratio [OR], 191.66; $p < 0.001$). This tendency was found in high income level status ($p < 0.001$). Furthermore, mild inpatients (OR, 1.50; $p < 0.001$) which had no experience with the tertiary hospitals (OR, 2.06; $p < 0.001$) were more relevant to the medical service overuse in LTCHs, compared to the severe inpatients.

Conclusion: It is suggested that a separate standard of out-of-pocket maximum with regards to LTCHs is required to secure the beneficial functions of long-term hospitals and prevent unnecessary financial leakage to achieve sustainable and financially sound National Health Insurance.

Keywords: Out-of-pocket maximum; Long-term care hospitals; Medical service overuse; Long-stay admissions; Mild inpatients

서론

본인부담상한제는 예측 불가능한 과부담 의료비로부터 가계의 경제적 부담을 덜어주기 위해 연간 법정급여 본인부담금에 상한액을 설정하는 우리나라의 대표적 본인부담금 경감제도이다. 2004년에 시작

되어 모든 국민에게 적용되는 보편적 건강보험제도로 정부의 보장성 강화계획과 더불어 제도혜택이 소득수준에 비례하도록 형평성을 고려해 단일금액→3구간→7구간으로 세분화되었고, 저소득층의 상한액은 낮추고 고소득층의 상한액은 높이면서 지속적으로 보장성을 확대 왔다. 그러나 건강보험제도의 보장성 강화는 의료 소비자에게

Correspondence to: Hannah Shin
Health Insurance Policy Research Institute, National Health Insurance Service, 199 Hyeoksins-ro, Wonju 26464, Korea
Tel: +82-33-736-2851, Fax: +82-33-749-6351, E-mail: hxs563@alumni.bham.ac.uk
Received: March 29, 2019, Revised: May 2, 2019, Accepted after revision: November 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.

있어서는 가격의 하락을 의미하기 때문에 개별 소비자는 낮은 가격에서 더 많은 의료서비스를 이용할 수 있게 되어 의료수요를 증가시킬 수 있다[1-5]. 본인부담상한제 개선과 같이 형평성이 개선되면 외래 서비스보다는 입원일수가 증가하고 불필요한 의료이용가수요가 발생할 수 있음을 보고하고 있다[6-8]. 특히 의료이용에 대한 사회행태학적 모형으로서 의료이용 예측요인을 파악하는 앤더슨모형(Anderson Model or Behavior Model of Service Utilization)에 따르면, 건강보험제도의 보장성 강화는 의료서비스 이용에 대한 하나의 촉진요인(enabling factor)으로 기능하게 되어 의료수요를 증가시킨다고 보고하고 있다[9].

앤더슨모형은 보장성 강화 정책이 의료이용에 미치는 영향 분석에 많이 이용되어 왔다[5,10-12]. 국내뿐만 아니라 국외에서도 개인의 행동에 초점을 맞추어 의료서비스를 예측하는 모형으로 이용되고 있다[13,14]. 또한 치과이용서비스 예측뿐만 아니라 노인장기요양서비스 예측, 장애인들의 복지서비스에 미치는 요인을 예측하는 모델로 활용되었다[15-20]. 앤더슨모형은 개인이 가지고 있는 일련의 특성과 조건이 그가 이용하는 의료서비스의 양과 형태를 결정한다고 가정하고 이 요인들은 소인성 요인(predisposing factors), 촉진요인(enabling factors), 필요요인(need factors)으로 분류된다. 즉 이 요인들 간의 복잡한 상호작용을 거쳐 개인이 이용하는 보건의료서비스의 양과 형태를 결정한다는 것이다. 선행연구에 의하면 소인성 요인으로는 연령, 성별, 교육이, 촉진요인은 소득수준이 개인의 의료서비스 선택과 밀접한 관련성이 있는 변수로 보고되고 있으며[5,21-23], 필요요인으로서는 만성질환과 중증질환이 의료서비스 이용을 야기하는 직접적인 요인으로 보고되고 있다[5,21,23].

우리나라의 본인부담상한제는 보장성 강화에 따른 의료수요의 증가가 주로 요양병원의 의료이용가수요, 특히 장기입원의 증가로 연결되는 구조적 문제가 지적되어 왔다[24]. 즉 일당정액제를 시행하고 있는 요양병원에서 소득수준에 따라 3-5개월만 입원하면 본인부담금이 더 이상 발생하지 않기 때문에 불필요한 장기입원을 조장하기 때문이다. 이는 요양병원의 양적증대로 이어져 최근 10년(2005-2016년)동안 요양병원 수는 7배(203개→1,428개) 증가하였고 최근 3년(2010-2013년)동안 환자 수가 약 2배 증가하였다. 또한 2009-2013년까지 상급종합병원/종합병원/병원의 전체 수는 1,555개소(299,283병상)에서 1,755개소(328,070병상)로 약 12.9% 증가한 반면, 요양병원의 수는 777개소(89,922병상)에서 1,232개소(189,828병상)로 약 58.6% 증가했으며 같은 기간 상급종합병원/종합병원/병원 입원환자의 연간 입원일수가 약 17.1% 증가할 동안 요양병원 입원환자의 연간 입원일수는 약 104.9% 증가한 것으로 나타났다[24]. 이에 2017년 8월 9일 정부는 “건강보험 보장성 강화대책”을 통해 소득수준 대비 높은

저소득층의 상한액을 대폭 인하여 개선하면서 “상한액 인하여 따른 요양병원에서의 사회적 입원 증가 등 과도한 의료이용 방지를 위한 요양병원 장기입원자 별도기준 마련”을 촉구하였다. 그러나 실효성 있는 제도개선의 우선순위 마련을 위한 실증적·계량적 근거가 미흡한 실정이며, 이로 인해 2018년 1월부터 적용되고 있는 요양병원 본인부담상한제 별도기준(요양병원 120일 초과 입원 시 기존상한액 적용)은 기존 대비 제도개선의 효과를 기대하기 어려운 실정이다[25].

따라서 이 연구는 우리나라 국민의 의료비부담을 줄여주는 대표적 본인부담감제도인 본인부담상한제의 합리적 발전과 안정적 제도 정착을 위해 본인부담상한제의 본인부담경감이 요양병원에서의 의료이용가수요에 영향을 미치는 결정요인을 앤더슨의 의료이용예측모형을 이용해 분석함으로써 요양병원 관련 본인부담상한제 제도개선의 우선순위 선정을 위한 근거자료를 제시하고자 하였다.

방 법

1. 연구대상 및 자료

이 연구는 2016년 수진기준 국민건강보험공단의 연도 말 전체 건강보험 가입자 자격 및 진료비 청구데이터를 개인별로 구축하여 요양병원 환자중증도 분류 데이터와 연계해 분석하였다. 2016년 전체 건강보험 가입자 50,763,283명 중 보험료 및 자격정보가 없거나 변수가 불충분한 5,572,875명(건강보험 가입자의 10.9%)을 제외한 건강보험 가입자는 45,190,408명(건강보험 가입자의 89.0%)이었다. 이 중 연도 말 기준 상한제대상자(보건복지부 고시 제2016-215호)는 652,358명으로 건강보험 가입자의 1.4%였으며, 요양병원 입원환자는 254,527명(건강보험 가입자의 0.6%)이었다. 이 연구에서는 요양병원 입원환자의 의료이용가수요 예측요인을 분석하기 위해 본인부담상한제 적용 요양병원 환자 165,592명을 최종분석 대상으로 추출하였으며 추출과정에 대한 모식도는 Figure 1과 같다.

2. 변수의 선정 및 정의

1) 종속변수

이 연구의 종속변수는 요양병원 장기입원 여부이며, 장기입원의 기준은 요양병원에서 시행하고 있는 본인부담률 체감제 시행 입원일수 인 연간 180일을 초과하는 경우로 정의하였다. 이는 우리나라에서 건강보험제도를 운영하고 있는 상황을 고려한 것으로, 현재 요양병원에서의 불필요한 입원을 방지하고자 본인부담률 체감제를 통해 180일 입원일수 이후에 본인부담률을 높이고 있다[26].

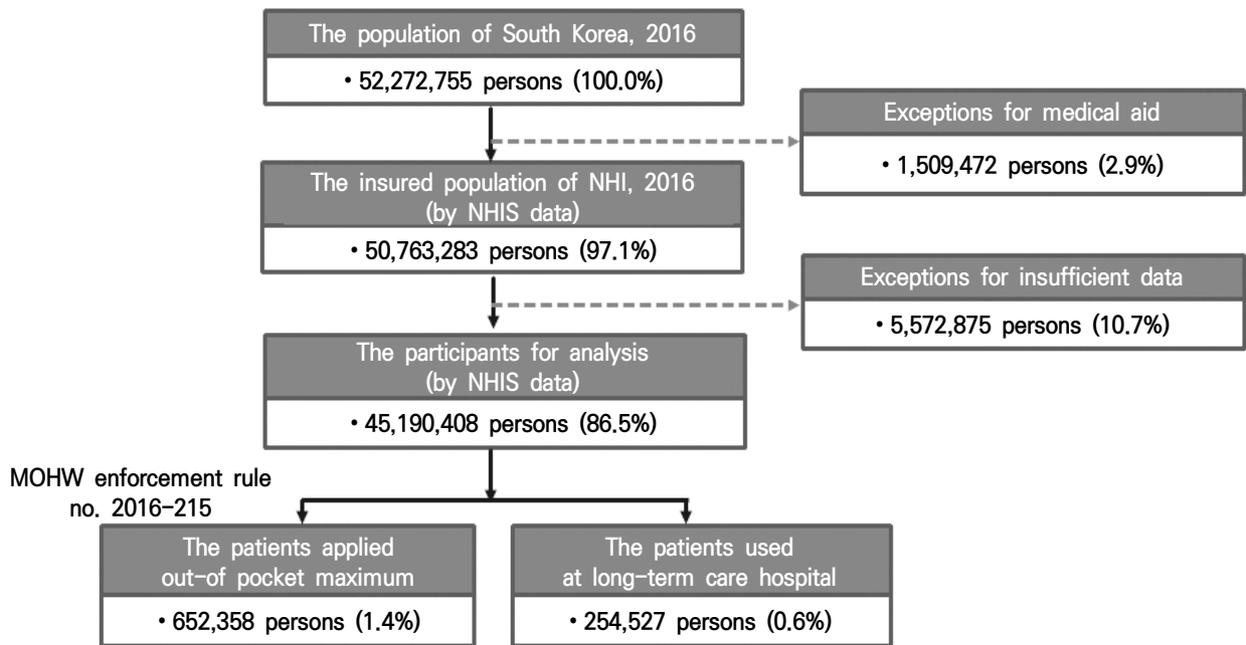


Figure 1. Flow chart of the study selection process. NHI, national health insurance; NHIS, National Health Insurance Service; MOHW, Ministry of Health and Welfare.

2) 독립변수

이 연구에서는 요양병원 의료이용가수요를 본인부담상한제와의 인과성과 관련된 이론적 연속성(theoretical sequence of causality)에서 예측하기 위해 앤더슨모형에 기초하여 요양병원을 이용하는 환자의 의료이용가수요에 영향을 미치는 요인으로서 국민건강보험공단 데이터베이스의 가용자료 내에서 소인성 요인, 촉진요인, 필요요인을 독립변수로 구성하였다[9,10].

소인성 요인은 의료서비스 이용에 관련되는 개인의 경향으로, 이 연구에서는 성(남, 여), 연령(65세 미만, 65-74세, 75세 이상)을 투입하였다. 촉진요인은 개인으로 하여금 의료이용을 할 수 있도록 하는 수단과 능력에 관한 요인으로서 소득수준(소득 10분위)과 본인부담상한제 사전급여 여부로 투입하였다. 소득수준은 세대단위 건강보험 부과보험료를 대리변수(proxy)로 이용하였으며 10분위로 분류하였다[26]. 본인부담상한제 사전급여 여부는 개인이 연간 요양병원에서 지출한 본인부담금 총액이 당해 연도 최고상한액(2016년 기준, 506만원)을 초과하면 요양병원 사전급여 대상자로 정의하고, 다른 모든 경우는 사후환급 대상자로 구분하였다. 우리나라의 본인부담상한제 적용방식은 사전급여와 사후환급의 두 가지 방식을 모두 이용하고 있다. 개인별로 지난해 연간 누적본인부담금이 본인부담상한액을 초과하면 소득기준별로 정산하여 초과금을 환자에게 환급해주는 사후환급방식이 원칙이지만, 갑자기 고액의 의료비가 한 요양기관에서 지

출되는 환자를 보호하기 위해 사전급여방식을 병행하고 있다. 필요요인은 개인의 의료서비스 이용에 가장 직접적인 원인을 제공하는 요인으로, 보통 질병상태나 진단변수를 투입하는데, 이 연구에서는 요양병원 환자분류 7등급을 중증·경증으로 구분한 변수와 상급종합병원 이용 여부를 투입하였다. 요양병원에서는 환자의 중증도를 7개 등급(의료최고도, 의료고도, 의료중도, 문제행동군, 인지장애군, 의료경도, 신체기능저하군)으로 분류하여 등급별 일당정책제를 시행하고 있다. 이 연구에서는 요양병원 환자를 2016년 수진기준으로 연중 한 번이라도 요양병원 환자분류 7등급의 등급판정을 받은 적이 있는 입원환자로 정의하였으며, 환자의 최종등급은 연중 다빈도 등급으로 정의하였다(단, 동일빈도일 경우에는 최초입원 등급으로 정의). 반면, 요양병원 등급판정을 연중 한 번도 받지 않고 입원한 경우와 요양병원 외래만 이용한 경우는 제외하였다. 또한 장기입원의 의학적 필요도에 따라 요양병원 환자를 중증환자, 경증환자, 미등급환자로 분류하였으며 ‘중증환자’는 의료최고도, 의료고도, 의료중도, 문제행동군 입원환자로 정의하고, ‘경증환자’는 인지장애군, 의료경도, 신체기능저하군 입원환자로 정의하였다. 한편, 급성기 질환 치료 후 의학적 필요에 의해 장기간 입원하는 요양병원 본연의 취지에 맞게 상급종합병원 이용의 의료적 필요가 있는 환자가 요양병원에서 장기입원하는지 파악하기 위한 변수로서 요양병원 환자의 상급종합병원 이용 여부를 투입하였다. 이 연구의 투입변수는 Table 1과 같다.

Table 1. Classification and definition of variables

| Variable | Definition |
|--|--|
| Long-stay admission in long-term care hospital | Yes (>180 days), no (≤180 days) |
| Predisposing factors | |
| Gender | Male, female |
| Age (yr) | <65, 65-74, ≥75 |
| Enabling factors | |
| Income level | 1st (lowest), 2nd, 3rd, 4th, 5th, 6th, 7th, 8th, 9th, 10th (highest) |
| Out-of-pocket maximum | Type 1 [*] , type 2 [†] |
| Need factors | |
| Illness level | Severe, mild |
| Patient use of tertiary hospital | Yes, no |

* If the yearly co-payment exceeds a certain ceiling which is set in accordance with income level of patients, the excess will be refunded upon request. † If the co-payment which is used by the same hospital exceeds the highest ceiling in out-of-pocket maximum, the rest co-payment of patients is paid by National Health Insurance Services.

3. 분석방법

이 연구는 자료분석을 위해 SAS Enterprise guide ver. 6.1 (SAS Institute Inc., Cary, NC, USA)을 이용하였다. 이 연구에서는 앤더슨 모형을 기준으로 설정된 각 독립변수에 대해 기술분석(descriptive analysis)을 통해 분포를 살펴본 다음, 각각의 독립변수와 장기입원 여부(중속변수)에 대한 차이를 카이제곱검정(chi-square test)을 이용하여 분석하였다. 중속변수에 대한 독립변수의 영향을 파악하기 위해 로지스틱회귀분석(logistic regression)을 시행하였으며, 이때 각 요인에 대한 상호통제가 가능하고 요인 간 상대적 영향력을 파악하기 위해 소인성 요인(model I), 촉진요인(model II), 필요요인(model III)의 순서대로 위계적 회귀분석(hierarchical logistic regression)을 실시하였다. 이때 촉진요인의 경우 경제적 요인인 소득수준과 건강보험제도의 보장성 요인인 사전급여대상 여부 각각의 영향을 파악하고(model II-1, II-2), 필요요인에서 환자의 중증도와 상급종합병원 이용여부의 영향을 각각 확인하기 위해(model III-1, III-2) 분석 시 변수를 분리하여 투입하였다. 5개의 모형에 대해 모형의 설명력(c-statistic)을 비교하고, 각 수준별 교차비(odds ratio, OR)와 95% 신뢰구간(confidence interval)을 산출하였다.

결 과

1. 연구대상자의 일반적인 특성

본인부담상한제 적용 요양병원 환자 165,592명 중에서 남자는 29.2%, 여자는 70.8%이었으며, 65세 미만 14.4%, 65-74세 15.7%, 75세

이상 59.9%이었다. 소득수준 10분위에 따른 분포를 보면, 소득상위 10% (10분위)가 16.6%로 가장 많았고, 다음으로 소득하위 10% (1분위)가 15.9%, 9분위가 12.7% 순으로 많았다. 본인부담상한제 사후환급 대상자는 46.9%이었으며 사전급여 대상자는 53.1%이었다. 한편, 요양병원 180일 이하 입원자 중에서 사전급여 대상자는 1.4%인데 반해 180일 초과 입원자 중에서는 사전급여 대상자는 77.4%이었다. 요양병원 환자중증도별로, 중증환자는 48.9%, 경증환자는 51.1%이었으며, 요양병원 환자 중 상급종합병원 이용자는 25.1%, 미이용자는 74.9%이었다(Table 2).

2. 연구대상자의 특성에 따른 요양병원 장기입원을 분석

연구대상자인 본인부담상한제 적용 요양병원 입원환자 165,592명 중에서 180일을 초과해 장기입원한 환자는 68.09%이었다(Table 2). 소인성 요인인 성별·연령별 장기입원 유무를 보면 남자가 63.7%, 여자가 69.9%로 여자가 남자보다 많았으며($p<0.001$), 연령이 높을수록 장기입원환자의 비율이 높았다. 즉 65세 미만의 환자들은 180일 이하 입원이 55%를 차지하나 65세 이상 노인들은 180일 초과 장기입원환자의 비율이 57.6%였으며, 특히 75세 이상은 75.3%가 요양병원에서 180일 초과 장기입원하였으며 이러한 차이는 통계적으로 유의하였다($p<0.001$).

촉진요인인 소득수준과 장기입원 유무를 보면 소득수준이 높을수록 180일 초과 장기입원환자의 비율이 높았다. 즉 소득하위 10% 대상자의 장기입원비율은 60.82%인데, 소득상위 10% 대상자의 장기입원 비율은 86.98%이었으며 이러한 차이는 통계적으로 유의하였다($p<0.001$). 소득수준은 의료이용 증가의 관련 요인으로 흔히 투입되는 변수이지만 건강보험제도인 본인부담상한제 사전급여 유무는 의료이용 촉진요인과 관련해 선행연구에서는 시도된 적이 없는 변수이다. 이 연구에서는 이변량분석에 앞서 본인부담상한제 사전급여와 사후환급 대상자의 요양병원 평균 입원일수가 각각 351일과 146일로 큰 차이가 있음을 확인하였으며, 이를 근거로 요양병원의 장기입원이 본인부담상한제 제도적용 자체보다 사전급여제도의 적용과 관련이 있는지 파악하고자 하였다. 분석결과 사후환급 대상자들은 180일 이하 입원이 67.2%이고 180일 초과 장기입원이 32.8%였지만 사전급여 대상자는 99.18%가 180일을 초과하여 입원하였으며 통계적으로 유의하였다($p<0.001$).

필요요인으로 투입된 요양병원 환자중증도와 장기입원과의 관련성은 중증환자보다 경증환자의 장기입원비율이 통계적으로 유의하게 높았다($p<0.001$). 즉 요양병원 중증환자는 180일 초과 장기입원환자가 65.0%인데 경증환자는 71.0%이었다. 또한 상급종합병원 이용

Table 2. Distribution for inpatients applied out-of-pocket maximum of long-stay admission in long-term care hospitals in South Korea, 2016

| Variable | Category | Total | Long-stay admission | | χ^2 -test | p-value |
|----------------------------------|---------------------|-----------------|-----------------------|---------------------|----------------|---------|
| | | | No (≤ 180 days) | Yes (> 180 days) | | |
| Total | | 165,592 (100.0) | 52,841 (31.9) | 112,751 (68.1) | | |
| Predisposing factors | | | | | | |
| Gender | Male | 48,410 (100.0) | 17,573 (36.3) | 30,837 (63.7) | 606.776 | <0.0001 |
| | Female | 117,182 (100.0) | 35,268 (30.1) | 81,914 (69.9) | | |
| Age (yr) | <65 | 23,902 (100.0) | 13,156 (55.0) | 10,746 (45.0) | 9,922.470 | <0.0001 |
| | 65-74 | 25,982 (100.0) | 11,023 (42.4) | 14,959 (57.6) | | |
| | ≥ 75 | 115,708 (100.0) | 28,662 (24.8) | 87,046 (75.2) | | |
| Enabling factors | | | | | | |
| Income level | 1st (lowest) | 26,335 (100.0) | 10,319 (39.2) | 16,016 (60.8) | 9,463.038 | <0.0001 |
| | 2nd | 12,102 (100.0) | 5,384 (44.5) | 6,718 (55.5) | | |
| | 3rd | 10,839 (100.0) | 4,946 (45.6) | 5,893 (54.4) | | |
| | 4th | 11,476 (100.0) | 4,734 (41.3) | 6,742 (58.7) | | |
| | 5th | 12,984 (100.0) | 5,344 (41.2) | 7,640 (58.8) | | |
| | 6th | 12,534 (100.0) | 4,499 (35.9) | 8,035 (64.1) | | |
| | 7th | 14,374 (100.0) | 4,932 (34.3) | 9,442 (65.7) | | |
| | 8th | 16,519 (100.0) | 4,897 (29.6) | 11,622 (70.3) | | |
| | 9th | 20,974 (100.0) | 4,212 (20.1) | 16,762 (79.9) | | |
| | 10th (highest) | 27,455 (100.0) | 3,574 (13.0) | 23,881 (87.0) | | |
| Out-of-pocket maximum | Type 1 [*] | 77,582 (100.0) | 52,123 (67.2) | 25,459 (32.8) | 83,592.000 | <0.0001 |
| | Type 2 [†] | 88,010 (100.0) | 718 (0.8) | 87,292 (99.2) | | |
| Need factors | | | | | | |
| Illness level | Severe | 80,913 (100.0) | 28,297 (35.0) | 52,616 (65.0) | 682.678 | <0.0001 |
| | Mild | 84,679 (100.0) | 24,544 (29.0) | 60,135 (71.0) | | |
| Patient use of tertiary hospital | Yes | 41,616 (100.0) | 24,585 (59.1) | 17,031 (40.9) | 18,879.220 | <0.0001 |
| | No | 123,976 (100.0) | 28,256 (22.8) | 95,720 (77.2) | | |

Values are presented as number (%).

^{*}If the yearly co-payment exceeds a certain ceiling which is set in accordance with income level of patients, the excess will be refunded upon request. [†]If the co-payment which is used by the same hospital exceeds the highest ceiling in out-of-pocket maximum, the rest co-payment of patients is paid by National Health Insurance Services.

자보다 미이용 요양병원 환자의 장기입원비율이 높았으며, 상급종합 병원을 이용하고 요양병원을 이용한 경우 180일 초과 장기입원환자 비율은 40.9%인데 반해 상급종합병원을 미이용한 환자들이 180일 초과하여 요양병원에 입원하는 비율은 77.2%로 통계적으로 유의한 차이가 있었다($p < 0.001$).

3. 요양병원 의료이용가수요 영향요인 분석

요양병원 장기입원 예측요인을 파악하기 위해 위계적 로지스틱회귀분석(hierarchical logistic regression)을 시행하였으며, 독립변수의 범주에 따라 모델의 적합성을 파악하기 위해 1단계에서는 소인성 요인(model I)을, 2단계에서는 촉진요인(model II)을, 3단계에서는 필요요인(model III)을 순차적으로 회귀식에 포함시켰다(Table 3). 각 모델의 적합성은 c-statistic이 모두 0.5를 넘어 모두 통계적으로 유의하였고, 독립변수의 범주가 추가됨에 따라 모델예측력(c-statistic)이 더욱 높아짐을 확인할 수 있었다(model III-2: $c=0.919$). 특히 소인성

요인만 포함한 model I ($c=0.61$)에 비해 촉진요인을 추가하면서 모델 예측력이 높아졌으며, 특히 소득수준을 추가한 model II-1보다 본인 부담상한제 사전급여 여부를 추가한 model II-2의 모델예측력이 0.692에서 0.910으로 매우 높아지는 것을 확인할 수 있었다. Model II-2에 비해 model III-1, model III-2의 모델예측력이 각각 0.913, 0.919로 다소 높아지기는 했으나 큰 차이는 없었다. 이는 본인부담상한제의 사전급여 여부가 요양병원 장기입원에 대한 영향요인을 예측하는 데 매우 중요한 변수임을 의미하며, 촉진요인 중에서도 소득수준보다 큰 영향이 있다고 볼 수 있을 것이다. 같은 맥락에서 본인부담상한제의 사전급여 여부가 모델에 추가되면서(model II-2) 이전 모델(model II-1)에 비해 연령과 소득수준의 영향(OR)과 통계적 유의성(p-value)이 약해지는 것을 확인할 수 있었다. 즉 75세 이상의 OR이 3.007에서 1.960으로, 소득상위 10분위의 OR도 3.942에서 1.836으로 낮아졌으며 소득 6분위의 통계적 유의성이 없어졌다.

소인성 요인, 촉진요인, 필요요인의 모든 변수를 포함하는 최종모

Table 3. Logistic regression analysis for predictive factors of long-stay admission in long-term care hospitals, 2016

| Variable | Category | Model I | Model II-1 | Model II-2 | Model III-1 | Model III-2 |
|----------------------------------|----------------|------------------------|------------------------|------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| Gender | Male | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| | Female | 0.998 (0.974-1.022) | 1.029 (1.004-1.055)* | 1.071 (1.036-1.107)*** | 1.023 (0.990-1.058) | 1.000 (0.967-1.035) |
| Age (yr) | <65 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| | 65-74 | 1.662 (1.604-1.722)*** | 1.396 (1.346-1.448)*** | 1.031 (0.979-1.086)*** | 1.100 (1.044-1.160)*** | 1.022 (0.969-1.077)*** |
| | ≥75 | 3.721 (3.612-3.832)*** | 3.007 (2.917-3.100)*** | 1.960 (1.880-2.044)*** | 2.014 (1.931-2.099)*** | 1.723 (1.651-1.798)*** |
| Income level | 1st (lowest) | | 1.000 | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| | 2nd | | 0.914 (0.873-0.955)*** | 0.796 (0.748-0.847)*** | 0.802 (0.754-0.854)*** | 0.827 (0.777-0.881)*** |
| | 3rd | | 0.873 (0.833-0.914)*** | 0.689 (0.645-0.736)*** | 0.693 (0.649-0.741)*** | 0.723 (0.666-0.761)*** |
| | 4th | | 1.038 (0.992-1.087)*** | 0.815 (0.765-0.870)*** | 0.820 (0.768-0.875)*** | 0.856 (0.802-0.914)*** |
| | 5th | | 1.043 (0.998-1.090)*** | 0.815 (0.766-0.867)*** | 0.823 (0.773-0.875)*** | 0.863 (0.810-0.918)*** |
| | 6th | | 1.311 (1.253-1.372)* | 0.979 (0.919-1.042) | 0.995 (0.934-1.060) | 1.053 (0.988-1.123) |
| | 7th | | 1.360 (1.302-1.420) | 1.001 (0.943-1.063) | 1.013 (0.953-1.076) | 1.074 (1.010-1.142) |
| | 8th | | 1.646 (1.577-1.718)*** | 1.172 (1.106-1.242)*** | 1.193 (1.125-1.264)*** | 1.286 (1.212-1.365)*** |
| | 9th | | 2.532 (2.426-2.642)*** | 1.657 (1.566-1.753)*** | 1.713 (1.618-1.813)*** | 1.901 (1.794-2.014)*** |
| | 10th (highest) | | 3.942 (3.774-4.118)*** | 1.836 (1.733-1.945)*** | 1.919 (1.811-2.035)*** | 2.221 (2.093-2.358)*** |
| Out-of-pocket maximum | Type 1 | | | 1.000 | 1.000 | 1.000 |
| | Type 2 | | | 217.136 (201.411-234.090)*** | 223.765 (207.525-241.275)*** | 191.661 (177.718-206.699)*** |
| Illness level | Severe | | | | 1.000 | 1.000 |
| | Mild | | | | 1.543 (1.497-1.591)*** | 1.495 (1.449-1.542)*** |
| Patient use of tertiary hospital | Yes | | | | | 1.000 |
| | No | | | | | 2.064 (1.996-2.133)*** |
| Model chi-square | | 9,525.005*** | 17,014.418*** | 104,578.092*** | 105,355.064*** | 107,248.5*** |
| C-statistic | | 0.611 | 0.692 | 0.910 | 0.913 | 0.919 |
| -2 Log likelihood | | 197,859.740 | 190,370.330 | 102,806.650 | 102,029.680 | 100,136.290 |

Values are presented as odds ratio (95% confidence interval). Model I: adjusted for predisposing factors; model II-1: adjusted for predisposing factors and income level of enabling factors; model II-2: adjusted for predisposing factors and enabling factors; model III-1: adjusted for predisposing factors, enabling factors, and illness level of need factors; model III-2: adjusted for predisposing component, enabling, and need factors. Type 1: If the yearly co-payment exceeds a certain ceiling which is set in accordance with income level of patients, the excess will be refunded upon request. Type 2: If the co-payment which is used by the same hospital exceeds the highest ceiling in out-of-pocket maximum, the rest co-payment of patients is paid by National Health Insurance Services.

* $p < 0.05$. *** $p < 0.0001$.

델(model III-2)의 모델적합도가 가장 높기 때문에 이 연구에서는 이 모델을 최종모델로 확정하였다. 요양병원 장기입원에 대한 성별영향은 소득수준과 본인부담상한제 사전급여 여부인 촉진요인을 투입한 model II-1과 model II-2에서는 통계적 유의성이 있었으나 필요요인인 중증도와 상급종합병원 이용 여부 변수를 투입하면서 통계적 유의성이 사라졌다. 75세 이상의 노인은 65세 미만에 비하여 장기입원이 1.72배 높았다. 소득수준이 높을수록 장기입원을 더욱 많이 하는 것으로 나타났으나 통계적 유의성은 소득상위 7분위 이상부터 보였으며, 소득하위 10% (1분위)에 비해 소득상위 10% (10분위)의 장기입원율이 2.22배 높았다. 요양병원 장기입원의 가장 강력한 영향요인은 본인부담상한제 사전급여였으며, 사후환급자보다 약 192배 높았다. 한편, 실제로 장기입원을 요하는 중증환자보다 요양병원은 경증환자의 장기입원 OR이 1.5배로 경증환자의 불필요한 의료이용가수요를 확인할 수 있었다. 이러한 경증환자의 불필요한 장기입원행태는 상급종합병원 미이용 환자가 상급종합병원 이용환자에 비해 장기입원 OR

이 2배로 높은 점에서도 확인할 수 있었다.

고찰

건강보험의 보장성 확대는 의료소비자에게 있어서 가격의 하락을 의미하기 때문에 의료수요를 증가시킨다고 보고되고 있으며[4], 본인부담상한제와 같은 본인부담경감제도는 의료서비스 이용증가에 대한 하나의 촉진요인(enabling factor)으로 기능하게 된다[9]. 일당정액제를 시행하고 있는 요양병원의 특성상 우리나라에서는 본인부담상한제의 본인부담경감이 불필요한 장기입원을 조장해온 구조적 문제가 지속적으로 지적되어 왔고, 실제로 2013-2019년 상급종합병원/종합병원/병원 입원환자의 연간 입원일수가 약 17.1% 증가할 동안 요양병원 입원환자의 연간 입원일수는 약 104.9% 증가하였다[24]. 이에 대해 정부는 “건강보험 보장성 강화대책(2017. 8. 9)”을 통해 “상

한액 인하에 따른 요양병원에서의 사회적 입원 증가 등 과도한 의료 이용 방지를 위한 요양병원 장기입원자 별도기준 마련”을 촉구하였다. 그러나 본인부담상한제의 본인부담감감 효과와 요양병원에서의 과도한 의료이용과의 상관관계를 뒷받침할만한 실증적 연구는 미흡한 실정이다. 따라서 이 연구에서는 본인부담상한제를 이용한 요양병원에서의 의료이용가수요 결정요인을 분석함으로써 제도개선 의 우선순위 선정을 위한 기초자료를 제시하고자 하였다.

이 연구는 국민건강보험공단의 2016년 수진기준 전국민 자격 및 청구자료를 이용해 본인부담상한제 적용 요양병원 환자 165,592명의 의료이용가수요 영향요인을 분석하였다. 이를 위해 종속변수로서의 의료이용가수요를 요양병원에서의 180일 초과 장기입원으로 정의하였다. 현행 우리나라의 요양병원에서는 불필요한 입원을 방지하고자 본인부담률 체감제를 통해 180일 입원일수 이후에 본인부담률을 높이고 있는데, 요양병원 장기입원환자에 대한 병원이용의 책임을 늘리기 위해서 환자가 한 요양병원에서 입원한 기간이 180-360일인 경우 수가를 5% 감산하고, 361일부터는 10%를 감산하는 정책을 시행 중이다. Jeon 등[26]의 연구에서도 장기입원을 연간 180일 이상 입원한 경우로 정의하였으며, 일본에서도 병원 간 전원을 포함해 180일 이상 입원하면 사회적 입원으로 간주하고 환자의 비용부담을 늘리고 있다[27].

이 연구에서는 앤더슨모형을 기준으로 국민건강보험공단 데이터 베이스의 가용자료 내에서 소인성 요인(성, 연령), 촉진요인(소득수준, 본인부담상한제 사전급여 여부), 필요요인(중증도, 상급종합병원 이용 여부)을 독립변수로 구성하였다[9,10,12]. 독립변수를 1단계 소인성 요인, 2단계 촉진요인, 3단계 필요요인을 순차적으로 회귀식에 포함시키는 위계적 로지스틱회귀분석 결과, 모든 변수를 포함하는 최종모델(model III-2)의 모델적합도가 가장 높았다. 그러나 소인성 요인에 촉진요인인 소득수준을 추가한 모델(model II-1)보다 본인부담상한제 사전급여 여부를 추가한 모델(model II-2)에서 모델예측력이 0.692에서 0.910으로 갑자기 매우 높아지고, 이후 필요요인을 추가할 때에는 큰 변화가 없었다. 이를 통해 본인부담상한제 사전급여 여부가 요양병원 장기입원의 강력한 예측변수임을 확인할 수 있었으며, 실제로 최종모델에서 본인부담상한제 사전급여 대상자는 사후환급 대상자에 비해 장기입원의 OR이 192배였다.

이 연구에서는 소득수준 및 중증도에 따른 의료이용 증가행태에 대해 보고된 선행연구결과와 다른 패턴의 연구결과를 보였다. 즉 국내 선행연구에서는 소득수준이 낮을수록 의료이용을 더 많이 한다고 보고하고 있으나[5,22,28], 이 연구에서는 요양병원의 경우 소득수준이 높을수록 입원일수가 증가하는 것으로 나타났으며, 특히 이러한 통계적 유의성은 소득상위 7분위 이상 고소득자에서 나타났다. 또한 선

행연구의 경우 중증질환이 의료이용 증가를 유발하는 요인으로 보고하고 있으나[5,21,23], 이 연구에서는 요양병원의 경우 중증환자보다 경증환자의 장기입원 OR이 1.5배로 요양병원은 중증보다 경증이 장기입원을 야기하는 필요요인을 확인할 수 있었다. 이러한 경증환자의 장기입원 이용행태는 상급종합병원 미이용 환자가 상급종합병원 이용환자에 비해 장기입원 OR이 2배인 점에서도 확인할 수 있었다.

결론적으로, 요양병원 장기입원 의료이용가수요의 가장 강력한 촉진요인은 본인부담상한제의 사전급여 유무이고, 소득 7분위 이상 고소득층에게서 유의하며, 상급종합병원을 이용한 적이 없는 경증환자가 중증환자보다 요양병원에서의 의료이용가수요와 관련성이 높음을 분석결과를 통해 확인할 수 있었다. 이러한 연구결과를 근거로 요양병원에 대한 별도기준 본인부담상한제를 개선한다면 본인부담상한제 사전급여와 경증환자의 과다의료이용에 우선적으로 적용될 수 있는 방안이 마련되어야 할 것이다. 즉 실증분석결과를 토대로 제도의 수용성을 고려할 때, 1단계로 요양병원에 대한 상한제 사전적용을 제외하고, 2단계로 요양병원에서의 장기입원이 불필요한 경증환자에게 요양병원 180일 초과 입원 시부터 본인부담금을 상한제 사후환급액에서 제외하는 방안을 고려해볼 수 있을 것으로 생각된다. 이같이 요양병원 별도기준 상한제 개선방안을 적용할 경우, 이는 2018년 1월부터 적용하고 있는 요양병원 본인부담상한제 별도기준(요양병원 120일 초과 입원 시 2017년 기준상한액 적용)을 대체해야 할 것이다. 이는 기존 대비 제도개선 효과의 거의 없기 때문에 요양병원 의료이용가수요 방지효과를 기대하기 어렵다. 하지만 이 연구에서 제안하는 요양병원 별도기준 상한제 개선방안을 경증환자에게 적용한다면 실효성을 기대할 수 있을 것으로 생각된다.

한 번 시행된 제도는 제도개선을 할 때 보장성을 낮추거나 폐지하는 방향으로의 추진이 어렵기 때문에 장기적으로 볼 때 오히려 단계적 보장성 확대를 통해 긍정적 여론과 국민적 공감대를 형성하는 것이 바람직하다. 이러한 관점에서 볼 때 우리나라의 대표적인 본인부담금 경감제로서 모든 국민에게 선별적 조건 없이 과부담 의료비로부터 보호하는 본인부담상한제는 사회적 요구에 따라 형평적 세분화를 통해 계속 진화하면서 발전해나가고 있고, 앞으로도 보장성 확대 정책의 중요한 이슈로 지속적인 보장성 강화와 제도개선이 이루어질 것이다. 따라서 본인부담상한제를 이용한 요양병원에서의 의료이용가수요는 더 이상 방지할 수 없는 당면과제이며 요양병원의 순기능을 확보하고 불필요한 재정누수를 방지하여 지속 가능한 건강보험재정 건전화에 이르기 위한 별도의 제도적 장치가 필요하다. 대만의 경우 입원 시 본인부담금에 대해서만 본인부담상한제를 적용하는데, 과다한 의료이용을 막기 위해 급성기 병상에서는 30일을 초과해 입원하는 경우와 연간 180일을 초과해 입원하는 경우에는 본인부담상한제 적

용을 제외하고 있다는 점도 참고해볼 만할 것이다[25].

본 연구의 제한점은 다음과 같다. 첫째, 본인부담상한제가 적용되는 요양병원 환자의 의료이용가수요에 영향을 미치는 요인을 앤더슨 모형에 기초하여 소인성 요인, 촉진요인, 필요요인의 독립변수로 분류하였으나[9,10], 국민건강보험공단 데이터베이스의 가용자료 내에서 구성하였기 때문에 자료의 한계로 인해 환자의 교육수준이나 거주형태, 공급자 특성 등 다양한 변수를 분석에 포함하지 못하였다. 앤더슨모형 외에도 건강보험제도가 의료이용에 미치는 효과에 대한 설명하는 모델에는 보건경제학의 의료수요이론, Dutton의 의료이용 연구모형이 있다. 의료수요이론에 따르면 건강보험의 적용으로 소비자에게 낮은 가격의 많은 의료서비스를 제공하면 의료수요를 증가시키게 되며, 특히 값비싼 서비스의 수요를 상대적으로 증가시킨다고 보고한다[4]. Dutton의 이론은 2011년에 처음 적용되었고 수요자 특성에 주목한 앤더슨의 이론에 공급자 특성요인을 찾을 수 있는 이론이다[29]. 이 연구에서는 의료공급자의 특성을 파악하기에는 자료가 제한적이므로 앤더슨모형에 기초하여 요양병원을 이용하는 환자의 의료이용에 영향을 미치는 요인으로서 소인성 요인, 촉진요인, 필요요인을 분류하여 의료이용가수요, 즉 장기입원의 영향요인을 분석하고자 의료이용 증가와 관련된 변수 선정을 위해 선행연구를 고찰하였다. 둘째, 환자의 질환특성을 변수에 포함하지 못하였다. 하지만 요양병원에서 분류하는 7개의 중증도로 환자의 건강상태를 대신하였다. 추후 연구에서 주상병 및 부상병을 포함하여 분석한다면 장기입원을 많이 하는 주요 질환에 따라 본인부담상한제 관련 정책을 대상자를 선별하는 등 세부적인 계획수립 및 정책시행을 통해 건강보험 재정건전화에 기여할 것이다. 셋째, 환자의 의료적·사회적 요구도를 반영하지 못하였다. 1994년부터 의료법 개정에 의해 의료기관으로 규정된 우리나라의 요양병원은 장기입원 필요환자를 대상으로 의료행위를 위해 설치된 의료기관을 의미하지만[30], 실질적으로 상당수는 가족수발이 어려운 고령의 노인으로서 의료적 필요가 낮음에도 입원하는 경우가 많다[31]. 의료적 필요보다 장기요양서비스가 필요한 환자들도 요양병원을 더 선호함에 따라[32,33], 최근 3년 동안(2009-2013년) 요양병원 입원환자의 연간 입원일수는 104.9% 증가하였다[24]. 이 연구에서 요양병원 경증환자로 정의한 인지장애군, 의료경도, 신체기능저하군의 장기요양등급 판정자는 각각 52.4% (42,645명), 20.5% (1,358명), 12.4% (3,868명)였으며, 이들에게는 요양병원에서의 장기입원 시 본인부담상한제 별도기준 적용과 함께 장기요양서비스로의 전환을 유도해볼 수도 있을 것이다. 이때 중요한 점은 의료적·사회적 요구도를 함께 고려해서 적정배분이 되어야 한다는 것이다. 또한 장기요양등급 미판정자에게도 의료적·사회적 미충족 요구를 파악해 적정 사회보장서비스로의 이용을 유도할 수 있어야 할 것이

다. 따라서 추후 이를 위한 근거기반 전략개발 연구가 추가적으로 필요할 것으로 생각된다.

위와 같은 제한점에도 본 연구는 분석모델의 설명력이 높고 ($c=0.919$), 2016년 한 해 동안 본인부담상한제가 적용된 요양병원 환자 전체를 분석할 수 있는 국내 유일한 자료로 요양병원 장기입원의 결정요인을 탐색하고 정책제안의 우선순위를 제안하였다는 점에서 의의가 있다. 결론적으로 본인부담상한제를 통해 과부담의료비에 대한 보장성 강화와 합리적 제도이용 유도를 통한 재정건전화를 고심하는 정부의 정책결정을 위해 실증적 근거자료로서 이 연구의 활용을 기대한다.

ORCID

Seungji Lim: <https://orcid.org/0000-0001-5954-9629>;

Hannah Shin: <https://orcid.org/0000-0002-2086-4389>

REFERENCES

1. Phelps CE. Health economics. 3rd ed. New York (NY): Pearson Education; 2003.
2. Buchmueller TC, Grumbach K, Kronick R, Kahn JG. The effect of health insurance on medical care utilization and implications for insurance expansion: a review of the literature. *Med Care Res Rev* 2005;62(1):3-30. DOI: <https://doi.org/10.1177/1077558704271718>.
3. Wen CP, Tsai SP, Chung WS. A 10-year experience with universal health insurance in Taiwan: measuring changes in health and health disparity. *Ann Intern Med* 2008;148(4):258-267. DOI: <https://doi.org/10.7326/0003-4819-148-4-200802190-00004>.
4. Yang BM. Public health economics. Paju: Nanam Publishing House; 2002.
5. Bae JY. Impacts of health insurance coverage expansion on health care utilization and health status. *Korean J Soc Welf Stud* 2010;41(2): 35-65.
6. Sepehri A, Simpson W, Sarma S. The influence of health insurance on hospital admission and length of stay: the case of Vietnam. *Soc Sci Med* 2006;63(7):1757-1770. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2006.04.029>.
7. Card D, Dobkin C, Maestas N. The impact of nearly universal insurance coverage on health care utilization: evidence from Medicare.

- Am Econ Rev 2008;98(5):2242-2258. DOI: <https://doi.org/10.1257/aer.98.5.2242>.
8. Choi JK, Jeong HS, Shin JW, Yeo J. Effects of the benefit extension policy on the burdening of health care expenditure for households with patients of chronic or serious case. *Health Policy Manag* 2011;21(2):159-178. DOI: <https://doi.org/10.4332/KJHPA.2011.21.2.159>.
 9. Andersen RM. Revisiting the behavioral model and access to medical care: does it matter? *J Health Soc Behav* 1995;36(1):1-10. DOI: <https://doi.org/10.2307/2137284>.
 10. Andersen R, Newman JF. Societal and individual determinants of medical care utilization in the United States. *Milbank Mem Fund Q Health Soc* 1973;51(1):95-124. DOI: <https://doi.org/10.2307/3349613>.
 11. Lee HY. Effect of four major severe diseases benefit expansion policies on the health care utilization and catastrophic health expenditure. *Korean J Soc Welf* 2018;70(1):89-116. DOI: <https://doi.org/10.20970/kasw.2018.70.1.004>.
 12. Choi SE. A study on the health service utilization and cost-sharing. *J Women Econ* 2018;15(1):25-47.
 13. Gong CH, Kendig H, He X. Factors predicting health services use among older people in China: an analysis of the China Health and Retirement Longitudinal Study 2013. *BMC Health Serv Res* 2016;16:63. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12913-016-1307-8>.
 14. Narcisse MR, Felix H, Long CR, Hudson T, Payakachat N, Bursac Z, et al. Frequency and predictors of health services use by Native Hawaiians and Pacific Islanders: evidence from the U.S. National Health Interview Survey. *BMC Health Serv Res* 2018;18(1):575. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12913-018-3368-3>.
 15. Choi E, Kim MN, Noh S, Park J. Factors affecting dental service utilization of adult: an application of the Andersen model. *J Dent Hyg Sci* 2015;15(1):67-76. DOI: <https://doi.org/10.17135/jdhs.2015.15.1.67.16>. Chertok IRA, Chertok N, Haile ZT, Chavan B. Association of youth characteristics and recent utilization of dental services in the United States. *Front Pediatr* 2018;6:104. DOI: <https://doi.org/10.3389/fped.2018.00104>.
 17. Heo SY, Yoon MS. Determinants of senior center utilization: using Anderson model. *Korean J Gerontol Soc Welf* 2014;64:165-186. DOI: <https://doi.org/10.21194/kjgsw..64.201406.165>.
 18. Steinbeisser K, Grill E, Holle R, Peters A, Seidl H. Determinants for utilization and transitions of long-term care in adults 65+ in Germany: results from the longitudinal KORA-Age study. *BMC Geriatr* 2018;18(1):172. DOI: <https://doi.org/10.1186/s12877-018-0860-x>.
 19. Sugisawa H, Shinoda T, Shimizu Y, Kumagai T, Sugisaki H, Ohira S. Unmet service needs evaluated by case managers among disabled patients on hemodialysis in Japan. *Int J Nephrol Renovasc Dis* 2018;11:113-123. DOI: <https://doi.org/10.2147/IJNRD.S152606>.
 20. Kim S, Kahng SK. The predictors of sheltered workshop program utilization of individuals with mental illness in the long-term care mental institutions: focusing on the mental illness stigma of mental health professionals. *Ment Health Soc Work* 2018;46(3):34-63. DOI: <https://doi.org/10.24301/mhsw.2018.09.46.3.34>.
 21. Nie JX, Wang L, Tracy CS, Moineddin R, Upshur RE. Health care service utilization among the elderly: findings from the Study to Understand the Chronic Condition Experience of the Elderly and the Disabled (SUCCEED project). *J Eval Clin Pract* 2008;14(6):1044-1049. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1365-2753.2008.00952.x>.
 22. Jeon HS, Kahng SK. Age differences in the predictors of medical service use between young-old and old-old: implications for medical service in aging society. *Health Soc Welf Rev* 2012;32(1):28-57. DOI: <https://doi.org/10.15709/hswr.2012.32.1.28>.
 23. Song TM. An Anderson model approach to the mediation effect of stress-vulnerability factors on the use of outpatient care by the elderly. *Health Soc Welf Rev* 2013;33(1):547-576. DOI: <https://doi.org/10.15709/hswr.2013.33.1.547>.
 24. Park S. 2014 Medical resource statistics handbook. Cheongju: Korea Health Industry Development Institute; 2014.
 25. Lim SJ, Shin HN, Son DK. A study on out-of-maximum according to the national health insurance reform and coverage expansion. Wonju: Health Insurance Policy Research Institute, National Health Insurance Service; 2018.
 26. Jeon B, Kim H, Kwon S. Patient and hospital characteristics of long-stay admissions in long-term care hospitals in Korea. *Health Policy Manag* 2016;26(1):39-50. DOI: <https://doi.org/10.4332/KJHPA.2016.26.1.39>.
 27. Jeong SH. Inpatient service policy in OECD countries. *Health Insur Rev Assess Serv* 2012;6(2):69-78.
 28. Kim HK, Lee M. Factors associated with health services utilization between the years 2010 and 2012 in Korea: using Andersen's behavioral model. *Osong Public Health Res Perspect* 2016;7(1):18-25. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.phrp.2015.11.007>.
 29. An BK. Factors affecting cost-sharing charges for inpatients. *Health Policy Manag* 2012;22(3):451-465. DOI: <https://doi.org/10.4332/KJHPA.2012.22.3.451>.

30. Medical Services Act Enforcement Regulations, Ministry of Health and Welfare No. 395 (partial amendment Feb 5, 2016, enforcement Aug 6, 2016).
31. Roh YK, Sunwoo D, Yoon JL, Won CW, Lee DW, Ki PS, et al. Defining the role of long-term care facilities and geriatric hospitals. Seoul: Korean Geriatrics Society, Ministry of Health and Welfare; 2010.
32. Park CY, Kang IO, Lee SY, Seo SR, Suh NK, Park HK. The correspondence of the demented patient's desired service with received service type and its affecting factors. Health Policy Manag 2007;17(2):52-67. DOI: <https://doi.org/10.4332/KJHPA.2007.17.2.052>.
33. Kim HC, Hong N, Yeon BK, Park TK, Chung WJ, Jeong JO. The want, its determinants and the willingness to pay of the long term care service. Health Policy Manag 2005;15(4):136-160. DOI: <https://doi.org/10.4332/KJHPA.2005.15.4.136>.