

# 융합의 시대에(사물인터넷시대에)한국 노인의 장기요양 서비스 이용 상태 전환과 결정요인 분석

최장원\*

동명대학교 복지경영학과 조교수

## Analysis on the Transition and Determinants of Long-Term Care Service for the Elderly in the Internet of Things era

Jang-Won Choi\*

Assistant Professor, Department of Welfare Management at TongMyong University

**요약** 본 연구는 한국 노인장기요양 서비스 이용 상태의 결정요인과 상태 의존성을 파악하고자 하였다. 이를 위해 한국복지패널 자료를 이용하여 시간이 지남에 따른 서비스 이용 상태간 전환 패턴을 랜덤효과 다항로짓 모형을 이용하여 분석하였다. 그 결과 노인장기요양 서비스 이용 상태에 있어 강한 상태 의존성을 확인하였다. 특히 초기 상태에서 노인장기요양보험 이용자는 상태가 지속되는 경향이 강한 것으로 나타났다. 개인의 인구통계학적 특성 중 연령이 높을 수록 노인장기요양보험 이용 상태일 확률이 높아지는 반면 혼인상태에 있는 경우 유의하게 낮았다. 거주지역 경우 도농 복합군 거주자는 준거지역에 비해 노인장기요양보험 이용 상태일 확률이 유의하게 높아지는 것으로 나타났다. 본 연구의 결과 노인장기요양 서비스 이용자가 강한 상태 의존성을 가진다는 사실은 향후 수요예측에 있어 기존 이용자의 이용 기간 증가도 충분히 고려하는 것이 중요함을 시사한다.

**주제어** : 장기요양보험, 노인복지, 요양 서비스 이용 상태, 상태 의존성, 패널다항 로짓

**Abstract** This study intends to the estimate the determinants and state dependence of long-term care services in Korea. For this purpose, we analyzed the transition patterns among three states of long-term care service utilization over time by using the Korea Welfare Panel Study data with the random effect multinomial logit model. It is found that the result showed a strong state dependence in long-term care service utilization. Especially, long-term care insurance for the elderly showed a strong state dependence among others. Among the individual demographic characteristics, the higher the age, the higher the probability of using long-term care insurance for the elderly, while the lower the probability when married. The characteristics of the residential region showed that the residents of the urban-rural integrated region had a significantly higher probability of using long-term care insurance than the reference region. The results of this study suggest that the long-term care service users have a strong state dependence, which means that it is important to take into account the increase in the utilization period of existing users in future demand forecasting.

**Key Words** : Long Term Care Insurance, Elderly Welfare, Care Service Utilization Status, State Dependence, Panel Multinomial Logit

이 논문은 2020학년도 동명대학교 교내학술연구비 지원에 의하여 연구되었음(2020A20).

\*교신저자 : 최장원(jjaang20@hanmail.net)

접수일 2020년 9월 5일 수정일 2020년 10월 29일 심사완료일 2020년 11월 4일

## 1. 서론

노인인구의 증가와 평균수명의 연장에 따라 장기요양이 필요한 노인들이 증가하고 있다. 한국의 보편적 건강보험 혜택인 국민건강보험은 외래 진료 및 입원치료, 처방 의약품에 대해 적용되지만 장기요양보호에는 적용되지 않는다[15]. 고령이나 노인성 질병 등으로 인하여 일상생활을 혼자 수행하기 어려운 노인 등에게 신체활동 또는 가사지원 등의 장기요양보호 필요성이 증가함에 따라 2008년 7월부터 노인장기요양보험이 시행되었다. 따라서 이전의 노인장기요양서비스는 국가 차원의 노인 장기요양보험과 지방자치단체가 제공하는 노인돌봄종합서비스로 이분화 되었다[9].

노인장기요양보험은 노인복지 구현과 치매 및 노인성 질병을 가진 어르신과 가족들의 삶의 질을 높이기 위한 사회복지의 수단이다. 노인장기요양보험의 요양서비스는 재가 보호와 요양시설 보호로 구분되고, 노인성 질병으로 장기요양 필요성이 생겼을 때 급여수급자격은 등급판정위원회의 등급판정절차를 거쳐 대상자를 선정하여 운영하고 있다[14]. 이와 같이 노인장기요양보험은 노인복지와 의료복지 수단으로서의 성격을 동시에 가지고 있다. 따라서 노인장기요양보험 관련 선행연구들은 제도의 문제점과 개선방안, 제도의 성과, 노인과 가족 부양자의 삶의 질, 장기요양서비스 이용 영향요인 등 다양한 분야에서 이루어지고 있다[8].

선행연구 결과에 따르면, 이성진(2020)은 노인의료복지시설과 서비스의 공간적 형평성 융합연구를 진행하였는데 연구결과 노인의료복지시설의 공간적 배치(욕구 대 서비스)의 경우 노인의료복지시설은 시군지역 모두에 있었지만, 대체로 시지역에 많이 존재하는 것으로 나타났다. 박선희(2020)는 Colaizzi의 방법론을 중심으로 한 융합방법론을 활용하여 기관 이용 노인의 관계적 공격 경험에 관한 연구를 진행하여 노인의 공격성 예방을 위한 실천적 제언을 제시하였다. 한국의 노인장기요양보호 서비스는 제도적 측면에서 서비스 이용의 공평성, 취약계층에 대한 보장 확대 등 개선의 여지가 많은 것으로 분석되고 있다. 그 결과 노인장기요양서비스의 질과 관련된 많은 연구들에서도 서비스의 질이 기대에 미치지 못하고 있음을 지적하고 있는 경우가 많다[1]. 따라서 보편적 사회복지 수단으로서의 노인장기요양제도에 대한 연구는 제도, 의료 및 보건, 노인 및 가족의 삶의 질, 복지의 형평성, 복지 수요의 예측 및 재정 등 다양한 분야에서 이루어질 필요가 있다.

노인장기요양보험이 도입된 이후 전국을 대상으로 하는 조사 자료인 한국복지패널 데이터를 이용하여 다양한 실증적 연구가 진행되어오고 있다. 특히 노후의 건강증진 및 생활안정 도모와 가족의 부양부담 경감을 통한 삶의 질 향상이라는 노인장기요양보험법의 목적과 관련하여 수혜자와 가족 돌봄자의 경제적 부담 및 삶의 질에 관한 연구가 주류를 이루고 있다. 김명엽[2]은 노인장기요양보험이 대상자와 부양가족의 삶의 질과 가족관계 만족도에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 삶의 질에는 유의한 영향이 없는 것으로 나타난 반면 가족관계 만족도는 제도시행 이후 높아진 것으로 나타났다. 임지영[3]은 노인장기요양보험 제도의 이용 영향요인 분석을 위해 의료·보건서비스 행동모형을 이용하였다. 그리고 제도 이용요인과 성과요인을 구조방정식 모형을 이용하여 분석하였다. 그 결과 노인장기요양보험 급여 이용은 이용 노인과 가족의 삶의 질에 유의한 영향이 있는 것으로 나타났다.

한편 한국 노인장기요양 서비스 이용 결정요인을 분석한 연구 등이 있다. 강옥모[4]는 의사결정분석을 통해 노인요양시설 서비스 이용 결정요인을 분석하였다. 그 결과가 가장 중요한 요인은 대상 노인의 서비스 이용의향이고, 그 다음은 자원요인으로 수발자 및 동거가족 여부로 나타났다. 그리고 노인장기요양보험 이용 영향요인을 분석한 김수영[5]의 연구에서는 성별, 소득수준, 거주지역, 간호처치욕구 등이 유의한 요인인 것으로 보고하고 있다. 차홍봉[6]은 장기요양 보호가 필요한 노인의 가족 부양자가 장기요양보호 서비스 유형을 선택하는 데 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 그 결과 장기요양 대상자의 연령이 높을수록 요양병원보다 노인요양시설을 선택하며, 배우자가 있는 경우 시설보다는 방문요양 서비스를 선택하는 것으로 나타났다. 그리고 가계소득이 높을수록 노인요양시설이나 요양병원을 선택하고, 중소도시에 거주하는 경우 광역시에 비해 시설보다는 방문요양서비스를 선택하는 것으로 보고하고 있다. 그럼에도 불구하고 노인장기요양보호 대상자의 장기요양서비스 이용 및 보험 선택에 관한 선행연구는 많지 않은 실정이다. 윤종률[7]은 장기요양보험 이용자의 등급유지에 영향을 미치는 요인을 2008~2014년 장기요양 급여 이용자의 인구사회학적 요인, 질병요인, 서비스 요인을 분석하였다.

본 연구에서는 노인장기요양보험 시행 이후 한국에서 노인장기요양보험과 노인돌봄종합서비스 이용 현황을 분석하고, 서비스 이용 상태변화 실태를 파악하고자 한다. 또한 서비스 이용 상태변화의 결정요인을 분석함으로써 노인장기요양 서비스 수요의 예측과 제도 정비에 활용할

수 있는 기초정보를 제공할 수 있을 것으로 기대한다. 구체적으로 본 연구에서는 시간이 지남에 따른 노인장기요양 서비스 이용자의 상태 전환과 그 과정에서의 상태 의존성에 대한 정보를 파악한다는 점에서 선행연구와 차별화된다.

## 2. 연구모형 및 분석방법

### 2.1 연구모형

노인성 질병으로 인한 장기요양의 필요성은 그 성격상 일회성으로 끝나는 것이 아니라 연령이 증가할수록 지속적인 증가할 가능성이 크다. 따라서 노인 개인특성과 노인장기요양서비스에 대한 이용 경험은 해당 서비스 상태의 유지와 서비스 유형 간 이동 확률에 영향을 미친다. 구체적으로 노인의 장기요양서비스 이용 상태는 개인별 연령, 성별, 가구소득, 혼인상태, 이전의 서비스 이용 상태뿐 아니라 질환 여부, 이전의 서비스 이용 상태, 거주지역 등에 의해서도 영향을 받을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 독립변수를 두 개의 그룹으로 구분한다. 첫 번째 그룹에는 대상 노인의 인구통계학적 특성과 이전의 장기요양서비스 이용 상태를 독립변수로 포함한다. 이는 이전의 서비스 이용 유형이 현재 및 미래의 서비스 이용 유형에 영향을 미치는 상태 의존성의 존재 여부를 확인하기 위함이다. 두 번째 그룹에는 노인의 건강상태와 거주지역에 대한 것으로 만성질환 여부, 일상생활에서 타인의 도움 필요 정도, 5대 광역권별 거주지역 터미변수를 포함한다.

장기간에 걸친 개인의 노인장기요양서비스 이용 상태와 같은 반복적인 관찰치를 가지는 범주형 종속변수를 분석하기 위한 방법은 일반화선형혼합모형(Generalized Linear Mixed Model: GLMM)에 속하며, 3가지 이상의 범주를 가지는 종속변수를 분석하기 위한 GLMM은 다항로짓 랜덤효과 모형(multinomial logit random effects model)이다.

본 연구에서는 노인장기요양서비스 이용자의 상태를 파악하고, 한국복지패널조사(KHPS) 12차 조사까지 이들의 상태 의존성을 분석하기 위해 랜덤효과(random effects)를 가지는 다항로짓(multinomial logit) 패널 데이터 모형을 이용한다. 이는 한국복지패널 조사가 동일한 개인에 대해 각기 다른 년도에 반복적으로 조사된 자료이기 때문에 반복적인 관측치들에 있어 일반적으로 발견되는 상관을 통제하기 위해 회귀모형에 랜덤효과를 포함한다. 즉, 패널 자료의 로짓 랜덤효과 모형은 초기 상태

터미를 독립변수로 포함하고, 개별 효과를 포함함으로써 관측되지 않은 이질성을 통제한다.

상태 의존성을 고려하기 위한 로짓 모형에서 개인의 노인장기요양서비스 이용 상태( $Y_{i,t}$ )는 이전 조사년도( $Y_{i,t-1}$ )에 관찰된 개인의 해당 서비스 이용 상태의 함수이다. 그리고 최초 조사 당시 개인이 해당 서비스를 이용하고 있었는지 여부를 의미하는 초기 상태(initial condition)가 단순히 외생적으로 주어지는 것으로 가정하기보다는 모형에서 통제할 필요가 있다. 따라서 초기 관측치  $Y_{i,1}$ 을 고려하는 것이 필요한데, 초기 상태 문제는  $Y_{i,1}$ 이 관측되지 않은  $\alpha_i$ 와 상관관계가 있는 경우 발생한다. 초기 상태 문제는 Wooldridge의 방법을 따르며, 개인별 이질성과 초기 상태 문제를 포함하는 방정식은 다음 식(1)과 같다.

$$Y_{i,j,t} = X'_{i,t}\beta_j + Z_{i,j}\delta_j + Y_{i,1}\gamma_j + \alpha_{i,j} + \epsilon_{i,j,t}, \quad (i = 1, 2, \dots, N), (t = 1, 2, \dots, T) \quad (1)$$

여기서,  $Y_{i,j,t}$ 는  $t$ 시점에 개인  $i$ 가 노인장기요양서비스 이용 상태  $j$ 를 이용한다면 1의 값을 가지고, 그렇지 않으면 0의 값을 가지는 터미 변수이다.  $X$ 는 서비스 이용 상태에 있게 될 확률에 영향을 미치는 시간에 따라 변하는 관측 가능한 벡터이고,  $\beta$ 는  $X$ 의 추정계수이다.  $Z$ 는 시간에 따라 변하지 않는 변수들이며, 여기서 상수항  $\alpha_0$ 는  $\delta$ 에 포함되어 있다.  $\epsilon_{i,j,t}$ 는 정규분포를 가지는 오차항  $N(0, \sigma_c^2)$ 이다.

### 2.2 실증분석 자료

실증분석을 위한 기초자료는 전국적인 대표성을 지닌 한국복지패널 12차(2017년)까지의 자료이다. 한국복지패널 조사는 가구 단위 조사이며, 개인별 인구통계학적 특성, 가구소득, 일상생활, 65세 이상 어르신 관련 설문 등 광범위한 자료가 포함되어 있다. 여기서 노인장기요양서비스 관련 조사는 3, 6, 9, 12차 년도에만 이루어졌으며, 노인장기요양보험제도의 시행이 2008년이므로 6, 9, 12차 년도 조사자료를 이용할 수 있다. 여기서 12차년도 조사는 2017년 조사자료이므로 전년도인 2016년 현황을 포함하고 있다. 본 연구의 표본은 65세 이상 95세 미만으로 설정하였다. 그 이유는 노인장기요양서비스 적용 대상이 65세 이상 및 65세 미만이지만 치매 등 노인성 질병이 있는 경우이며, 사전분석결과 65세 미만 노인장

기요양서비스 이용자는 없고, 최고령은 94세인 것으로 나타났기 때문이다.

종속변수로는 노인돌봄종합서비스, 노인장기요양보험, 둘 다 이용하지 않음으로 구분된 노인장기요양서비스 이용 상태이다. 독립변수는 기본적인 인구통계학적 특성 들인 성별, 연령, 혼인상태, 가구소득을 포함한다. 그 외 만성질환 유무, 일상생활에서의 타인의 도움 필요 정도, 거주지역 특성을 포함한다.

[표 1]은 노인장기요양서비스 이용 상태와 독립변수들에 대한 개념 정의이다. 종속변수인 노인장기요양서비스 이용 여부에 대한 상태는 노인돌봄종합서비스, 노인장기요양보험, 둘 다 이용하지 않음의 3가지이며, 해당 여부에 따라 1 혹은 0의 값을 부여한다. 장기요양보호 서비스 이용 여부는 인구통계학적 요인과 건강상태, 그리고 거주 지역 특성과 밀접한 관련이 있는 것으로 가정한다. 따라서 독립변수는 성별, 연령, 혼인상태, 가구소득, 만성질환, 일상생활에 도움이 필요한 정도를 포함한다. 성별과 혼인상태는 각각 남자를 1, 혼인을 1로 하는 더미변수이며, 연령은 조사년도에서 태어난 연도를 뺀 값인 만 나이에 자연로그를 취한 값이다. 건강상태는 6개월 이상 투병·투약하는 만성질환이 있는 경우를 1로 하는 더미변수, 일상생활에 타인의 도움 필요 정도에 대한 5점 척도를 이용한다. 소득과 거주 관련 요인 역시 장기요양서비스 이용에 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 따라서 가구의 처분가능소득과 권역별 거주지역을 독립변수로 포함한다.

<Table 1> Definition of variables and basic statistics

variable definition	basic statistics
<b>Long-term care use status</b> General services for senior citizens: Use=1, and other=0, Long-term care insurance for the elderly: Use=1, and other=0, Not using: not using both=1, and other=0	
<b>demographic characteristics</b> Gender: male=1, female=0 Age: Log Manai, Marriage status: Marriage=1, and other=0	men 38.69% Women 61.31% Average encounter 74.59 Marriage at 58.31%, Other 41.69%
<b>Physical condition</b> Chronic disease: present=1, and other=0 Daily Help Needed: None=1-Almost=5	There is 86.68%, None 13.32% Average 1.83
<b>others</b> Household Income: Logarithmic Annual Disposable Income Residential Area: Area by 5 Regions (Seoul Territory)	an average of 21.48 million won

### 2.3 분석방법

다항로짓 모형의 이론적 구조를 살펴보면, 각 개인  $i$  ( $= 1, \dots, N$ )는  $T$ 개의 범주로 구분되고,  $Y_{i,t}$ 는 개인  $i$ 의  $t$  ( $= 1, \dots, T$ )번째 관측치이다. 만약 독립변수들의 횡벡터 (column vector)  $X_{i,t}$ 가 주어진 상태에서  $J$  개의 이용 가능한 서비스 형태가 있다면  $t$ 시점에 개인  $i$ 가  $j$ 상태일 확률은  $\Pr(Y_{i,t} = j | X_{i,t})$ 가 된다. 본 연구에서 노인장기요양서비스 이용 상태는 3가지 상태( $J=3$ )이다. 즉, 노인돌봄종합서비스( $j=1$ ), 노인장기요양보험( $j=2$ ), 둘 다 이용하지 않음( $j=3$ )이고, 관측된 상태는 효용(utility) 극대화 상태인 것으로 가정한다.  $t$ 시점에  $j$ 상태에 있는 개인  $i$ 의 효용은 다음 식(2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$V_{i,t,j} = X'_{i,t,j} \beta_j + \alpha_{i,j} + \epsilon_{i,t,j} \quad (2)$$

여기서,  $V_{i,t}$ 는  $t$ 시점에 개인  $i$ 의 효용을 나타내는  $J \times 1$  벡터이고,  $X_{i,t}$ 는 외생변수들의 벡터이고, 노인장기요양서비스를 이용하지 않음( $j=3$ )을 기준으로 설정한다.  $\beta_j$ 는 추정되는 모수들의 벡터이고,  $\alpha_{i,j}$ 는 시간에 따라 변하지 않는 개인들의 관측되지 않은 이질성을 반영하는 랜덤효과이다. 그리고  $\epsilon_{i,t,j}$ 는 시간에 따라 변하는 i.i.d. 오차항이며,  $X_{i,t}$ 와  $\alpha_{i,j}$ 에 대해 독립적인 것으로 가정한다. 또한 종속변수의 시차변수가 모형에 포함되므로 초기조건 문제가 발생한다. 이 문제는 조사 시작 시점이 개인들의 서비스 이용 상태들을 만들어내는 확률적 과정의 시작과 일치하지 않기 때문이다. 따라서 관측된 특성  $X_{i,t}$ , 랜덤효과  $\alpha_{i,j}$ , 초기상태들을 조건으로 개인  $i$ 가 서비스 이용 상태  $j$ 가 될 확률은 다음 식(3)과 같은 다항로짓 형태를 가진다.

$$\pi_{i,t,j} = \Pr(Y_{i,t} = j | X_{i,t}, Y_{i,1}, \alpha_{i,1}, \dots, \alpha_{i,J}) \quad (3)$$

$$= \frac{\exp(X'_{i,t} \beta_j + Y_{i,1} \rho_j + \alpha_{i,j})}{\sum_{j=1}^J \exp(X'_{i,t} \beta_j + Y_{i,1} \rho_j + \alpha_{i,j})}$$

각 확률들은  $\alpha_i$ 를 조건으로 하기 때문에 관측되지 않은 이질성의 분포 랜덤 상수들을 포함하는 다항로짓 표본 우도(likelihood)는 다음 식(4)의 형태를 가진다.

$$L = \prod_{i=1}^N \int_{-\infty}^{\infty} \prod_{t=2}^T \left\{ \prod_{j=1}^J \frac{\exp(X_{i,t} \beta_j + \alpha_j)}{\sum_{k=1}^J \exp(X_{i,t} \beta_k + \alpha_k)} \right\}^{d_{i,t,j}} f(\alpha) d\alpha \quad (4)$$

여기서, 만약  $t$ 시점에 개인  $i$ 가  $j$ 라는 대안을 선택하면  $d_{i,t,j} = 1$ 이고 그렇지 않으면 0이다. 모형의 식별을 위해 한 범주의 계수 벡터와 관측되지 않은 이질성 항은 0으로 설정한다. 즉, 식별을 위해  $\alpha_{i,3}$ 와  $\beta_{i,3}$ 는 0으로 정규화되고, 서비스를 이용하지 않는 경우를 기준 범주로 설정한다. 또한 분석을 위해 관측되지 않은 이질성  $\alpha$ 은 개인들 간 독립적으로 분포되고, 평균이 0이고 분산-공분산 행렬  $W$ ,  $\alpha \sim f(0, W)$ 를 가지는 다항 정규분포를 따르는 것으로 가정한다.

식(5)에 제시된 표본 우도(sample likelihood)를 최대화하기 위해 관측 불가능한 이질성의 분포는 상수 1을 포함한다. 적분을 위한 해법은 없으므로 Adaptive quadrature 같은 대략적인 방법을 이용할 수 있다. Rabe-Hesketh et al.은 이 적응적 구적법은 계산적으로 보다 효과적임을 보여주고 있다.

다항로짓은 독립변수의 각 값의 확률에 각 독립변수의 충격을 설명한다. 그러나 다항로짓 계수들은 해석하기 어렵고  $j$ 번째 결과인  $\beta_j$ 는 임시적이고 오도될 수 있다. 확률들에 독립변수들의 영향을 해석하기 위하여 식(5)와 같은 한계효과가 주로 이용된다.

$$\delta_j = \frac{\partial \Pr_j}{\partial x_i} = \Pr_j \left[ \beta_j - \sum_{k=0}^J \Pr_k \beta_k \right] = \Pr_j [\beta_j - \bar{\beta}] \quad (5)$$

한계효과(marginal effect)는 설명변수 1단위 변화와 관련하여 특정 선택의 확률이 변화에 있어 기대된 변화를 측정한다. 한계효과들은 설명변수들의 평균에 의해 계산되어 진다.

### 3. 연구결과

#### 3.1 기초분석 결과

[표 2]는 조사 차수별 노인장기요양서비스 이용 상태의 분포를 나타낸 것이다. 전체 관측치 수는 13,225이며, 서베이 자료 가중치를 적용하므로 케이스가 아닌 비중을 기준으로 분석한다. 6차년도 조사결과 2010년에는 노인장기요양보험 이용자가 0.87%, 노인돌봄종합서비스 0.37%로 나타났다. 2016년에는 노인장기요양보험 이용

자가 2.84%, 노인돌봄종합서비스 이용자는 0.41%로 노인장기요양보험 이용자 수가 증가한 것으로 나타났다.

<Table 2> Usage status of long-term care services for the elderly

Sortation	Year	2010	2013	2016	total
Senior Care General Service		0.37	0.12	0.41	0.29
Long-term care insurance for the elderly		0.87	1.02	2.84	1.62
Not using both		98.76	98.87	96.74	98.09

[표 3]은 5개 권역별 노인장기요양서비스 이용 현황을 나타낸 것이다. 노인돌봄종합서비스는 시 단위 이용자가 각각 36.58%로 가장 많았고, 그 다음은 광역시 단위 22.41% 순으로 많았다. 노인장기요양보험 이용자는 시 단위 이용자가 40.31%로 가장 많았고, 다음으로 광역시가 22.53%로 많았다. 서울, 광역시, 시, 도농복합군 모두 노인장기요양보험 이용자 비중이 노인돌봄종합서비스에 비해 높게 나타났다. 반면 군 단위의 경우 노인장기요양보험 이용자는 9.51%로 노인돌봄종합서비스 18.70%에 비해 매우 낮은 수준이다. 이러한 현상은 군 단위의 경우 노인장기요양기관이 도시에 비해 부족하기 때문인 것으로 해석할 수 있을 것이다.

<Table 3> Usage status of long-term care services for the elderly in each of the five regions

Sortation	Area	Seoul	Metropolitan City	City	County	Urban and Rural Complex
Senior Care General Service		20.22	22.41	36.58	18.70	2.08
Long-term care insurance for the elderly		25.30	22.53	40.31	9.51	2.35
Not using both		17.63	21.68	44.52	14.81	1.29

[표 4]의 연령대별 이용 현황을 살펴보면, 노인돌봄종합서비스 이용자는 65~74세가 63.39%로 가장 많으며, 노인장기요양보험 서비스 이용자는 75~84세가 48.50%로 가장 많은 비중을 차지하고 있다. 또한 둘 다 이용하지 않는 경우는 연령대가 높아질수록 감소하므로 인구의 고령화와 후기 고령인구의 증가로 인해 노인장기요양보험 수요는 증가할 것으로 예상할 수 있을 것이다. 한편 전체 표본의 성별 분포는 여자의 비중이 56.93%로 남자 43.07%에 비해 높았다. 노인돌봄종합서비스 이용자의 경우 남자 67.73%, 여자 32.27%로 남자 비중이 훨씬 높고, 노인장기요양보험은 남자 51.19%, 여자 48.81%로

남자 비중이 약간 높다. 둘 다 이용하지 않는 경우는 남자 42.86%, 여자 57.14%로 여자 비중이 높은 것으로 나타났다.

<Table 4> Usage status of long-term care services for the elderly by age group

Sortation	Age			SEX	
	65~74	75~84	85 OVER	MEN	WOM EN
Senior Care General Service	63.39	34.21	0.24	67.73	32.27
Long-term care insurance for the elderly	37.22	48.50	14.28	51.19	48.81
Not using both	60.68	32.89	6.43	42.86	57.14

[표 5]는 노인장기요양서비스 유형 간 이동 확률을 나타낸 것이다. 표에서 종축은  $t-1$  시점의 상태이고 횡축은  $t$  관측시점의 상태를 나타낸다. 이전 조사시점에 노인돌봄종합서비스 이용자가 그 다음에 둘 다 이용하지 않는 상태로 전환될 확률은 60.00%, 노인장기요양보험 상태로 전환하는 확률은 평균 33.33%로 나타났다. 그리고 노인장기요양보험 서비스 이용자의 71.79%는 그 상태를 유지하고, 20.51%는 둘 다 이용하지 않는 상태로 전환하는 것으로 나타났다.

<Table 5> Probability of state transitions in a sample

Status of 2016 Initial state \	Senior Care General Service	Long-term care insurance for the elderly	Not using both
Senior Care General Service	6.67	33.33	60.00
Long-term care insurance for the elderly	7.69	71.79	20.51
Not using both	0.32	1.11	98.56

\*Note: Vertical column indicates initial state, sideways indicate last state.

한편 둘 다 이용하지 않던 노인의 경우 노인장기요양보험과 노인돌봄종합서비스 상태로 전환할 가능성은 각각 0.32%와 1.11%로 나타났다. 이는 신규로 장기요양서비스를 이용하게 되는 경우 노인장기요양보험 서비스를 이용할 가능성이 노인돌봄종합서비스를 이용할 가능성보다 높다는 것을 의미한다. 또한 마지막 행에서 알 수 있는 바와 같이 두 가지 서비스 모두 이용하지 않던 개인들이 그 상태를 유지할 확률은 98.56%로 매우 높음을 알 수 있다. 노인장기요양보험 이용자가 서비스 상태를 유지

할 확률은 71.79%로 노인돌봄종합서비스 이용자의 6.67%에 비해 훨씬 높음을 알 수 있다. 이와 같이 노인장기요양보험 이용자의 상태 지속 확률이 높은 것은 상태 의존성이 존재함을 보여주는 결과이다.

### 3.2 랜덤효과를 갖는 이항로짓 모형

식(1)의 랜덤효과 로짓모형 회귀분석의 계수 추정결과를 요약하면 [표 6]과 같다. 추정결과 초기 서비스 이용 상태 변수들의 추정계수는 매우 유의하게 나타나므로 정(+ )의 상태 의존성을 가지는 것을 알 수 있다. 다른 조건이 일정할 때 이전 시점에 노인장기요양보험 이용자는 현재에도 이용할 확률이 이전에 다른 상태였던 경우보다 유의하게 높은 것을 알 수 있다. 구체적으로 노인장기요양보호 서비스 이용 초기 상태 변수의 추정계수는 이용하는 서비스 상태에 따라 각각 4.502와 5.775로 나타나므로 초기상태에 강하게 의존한다는 것을 보여주고 있다. 이것은 노인장기요양 서비스 유형이 한번 결정되면 거의 변동 없이 지속적으로 이용한다는 것을 의미한다.

개인의 인구통계학적 특성 중에서는 연령과 혼인상태 변수가 노인장기요양보호 서비스 이용 확률에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 연령의 추정계수 부호는 노인장기요양보험에는 정(+), 둘 다 이용 않음에는 부(-)이므로 연령이 높아질수록 노인장기요양보험 이용 확률을 높이는 반면 이용하지 않음 확률을 낮추는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 고령인구의 증가는 노인장기요양보험 수요의 증가로 이어질 수 있음을 확인시켜주는 결과이다. 그리고 혼인상태는 노인장기요양 서비스 이용 확률에 유의한 부(-)의 영향을 미치며, 이용하지 않음 확률에 정(+ )의 영향이 있는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 이혼이나 사별 등 배우자가 없는 노인일수록 노인장기요양보호 서비스 필요성이 증가한다는 사실을 보여주는 것이다. 따라서 노인장기요양보호 서비스는 보편적 복지를 넘어 보호에 취약한 노인들에 대한 차별적 복지제공의 필요성도 함께 고려할 필요가 있음을 시사한다.

두 번째 독립변수 그룹에서는 일상생활에서 타인의 도움 필요정도가 높을수록 노인장기요양 서비스 이용 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 특히 활동제약이 심할수록 노인장기요양보험 이용 확률을 높인다. 거주지역 특성과 관련하여 도농복합군에 거주하는 경우는 준거지역에 거주하는 경우에 비해 노인장기요양보험 이용 확률이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 하지만 다른 지역의 경우에는 지역적 특성에 따른 노인장기요양보호 이용 확률에는 유의한 영향이 없는 것으로 나타났다. 이와 같이 도농복

합군이 노인장기요양보험 이용 확률에 정(+)의 유의한 영향이 있는 것으로 나타난 것은 도농복합군에서는 이용할 수 있는 장기요양기관이 군 단위 지역과 차이가 있을 수 있기 때문일 것이다. 즉, 도시와 비교되는 군 단위 지역에서 노인장기요양보험 수요가 있더라도 도농복합군의 경우 이용할 수 있는 장기요양기관이 군 단위 지역에 비해 잘 갖추어졌을 가능성이 있다는 것이다. 그리고 만성 질환의 경우 노인장기요양 서비스 이용 확률에 유의한 영향은 없는 것으로 나타났다. 이는 앞의 [표 6]에서 확인한 바와 같이 대상자가 65세 이상 노인이므로 그 중 약 87%가 6개월 이상 치료·투약이 필요한 만성질환을 가지고 있기 때문이다.

<Table 6> Results of Logit estimates on the status of care services

I.V	D.V.	$Y_t = \text{Senior Care General Service}$	$Y_t = \text{Long-term care}$	$Y_t = \text{Not using both}$
Initial state( $Y_1$ )		4.502*** (0.489)	5.775*** (0.830)	4.658*** (0.602)
Gender		0.331 (0.412)	-0.415 (0.331)	0.193 (0.268)
Age		-2.142 (2.475)	10.945*** (2.232)	-7.243*** (1.676)
household income		0.002 (0.257)	0.119 (0.194)	-0.152 (0.163)
marital status		-0.936** (0.445)	-0.869** (0.333)	1.026 (0.282)
chronic disease		-0.448 (0.581)	0.384 (0.589)	-0.045 (0.452)
activity constraint		1.116** (0.421)	3.183*** (0.388)	-2.955*** (0.329)
Metropolitan City		0.152 (0.741)	0.485 (0.503)	-0.427 (0.438)
Poetry		0.056 (0.667)	-0.189 (0.477)	0.101 (0.417)
Military		1.037 (0.678)	-0.382 (0.492)	-0.141 (0.418)
Urban & Rural Combine		0.660 (1.010)	1.390* (0.731)	-1.209** (0.608)
constant		5.346 (10.840)	-51.823*** (10.100)	30.536*** (7.285)
Log likelihood		-138.15	-251.66	-311.57
Wild $\chi^2$		102.11	77.94	95.05
(prob. > $\chi^2$ )		(0.000)	(0.000)	(0.000)

Note: 1) The number of observations is 1,377, and the estimated coefficient is log ods according to a unit change of when the other is constant.

2) ( ) means the standard deviation, \*\*\*, \*\*, and \* are significant at the levels of 1%, 5%, and 10%, respectively.

### 3.3 다항로짓 분석결과

개인들의 인구통계학적 특성, 건강상태, 가구소득과 거주지역 특성, 그리고 이전의 노인장기요양 서비스 이용 상태의 영향을 파악하기 위해 임의효과를 가지는 다항로짓 분석을 실시하였다. 이를 위해 노인장기요양 서비스

이용 상태를 나타내는 새로운 3개의 변수를 생성하였다.

첫 번째 이항변수(binary variable)는 노인돌봄종합서비스 이용자와 두 가지 서비스 모두 이용하지 않는 집단으로 구분되고, 두 번째 변수는 노인장기요양보험 이용자와 두 가지 서비스 모두 이용하지 않는 집단으로 구분된다. 다항로짓 모형에서 반응변수들은 2가지 예측변수들과 같다. 모두 이용하지 않는 경우에 비해 노인돌봄 종합서비스 이용의 반응, 모두 이용하지 않는 경우에 비해 노인장기요양보험 이용의 반응에 대한 결과는 다음 [표 8]에 제시된 바와 같다. 따라서 다항로짓 모형은 다음 식(6)과 같은 형태를 가진다.

$$\log\left(\frac{\pi_{i,t,j}}{\pi_{i,t,3}}\right) = \log(\nu_{i,t,j}) = X'_{i,t}\beta_j + Z_{i,j}\alpha_{i,j} \quad (6)$$

여기서 먼저 기준 범주를 선택하고 이에 비해 다른 가능한 결과가 나타날 오즈(odds)를 계산한다. 그러므로 다항로짓의 결과는 상대위험비율(relative risk ratios: RRR)로 볼 수 있다. 상대위험비율은  $\exp(\log odds)$ 로 그 값이 1보다 클 경우 독립변수에 따른 종속변수의 오즈비가 증가함을 의미한다.

[표 7]에서 왼쪽 열은 다항 로그 오즈(multinomial log odds)를 의미한다. 그 다음 둘 다 이용하지 않는 경우에 비해 노인돌봄종합서비스, 노인장기요양보험 이용 상태가 될 확률을 추정한다. 모수 추정계수는 기준 범주에 대한 상대적인 것이므로 다항로짓의 기본적인 의미는 예측변수의 한 단위 변화에 따라 기준 범주에 비해  $j$  상태의 로짓은 모수 추정치에 의해 변화가 기대된다. [표 7]에서 모수들  $\beta_j$  ( $j=1,2$ )의 부호가 정(+)인 것은 해당 변수가 기준 상태가 될 확률에 비해  $j$ 상태가 될 확률에 정(+)의 영향을 가진다는 의미로 해석할 수 있다. 그리고 [표 8]의 두 번째 열은 다항로짓 추정결과를 이용한 GLMM 추정결과이며, 추정계수의 크기와 부호에 있어 거의 차이가 없는 것으로 나타났다.

초기의 노인장기요양 서비스 이용 상태는 현재의 상태를 결정하는 가장 중요한 변수임을 알 수 있다. 다른 상태에 비해 초기에 노인돌봄종합서비스 이용 상태인 경우의 다항로짓은 노인요양보호 서비스를 이용하지 않는 상태에 비해 노인돌봄종합서비스와 노인장기요양보험 이용 상태가 될 확률이 각각 4.999와 2.260 단위 높다. 또한, 예상한 바와 같이 초기에 노인장기요양보험 상태인 경우 현재 장기요양보험 이용 상태일 로그 오즈가 5.445로 높게 나타났다. 개인의 인구통계학적 특성 중에서는 다른

조건이 일정할 때 연령의 다항로짓은 노인장기요양 서비스를 이용하지 않는 경우에 비해 노인장기요양보험 이용 상태일 경우 9.713 단위 유의하게 높다. 혼인상태의 경우 노인장기요양 서비스를 이용하지 않는 경우에 비해 노인돌봄종합서비스와 노인장기요양보험 이용 상태가 될 다항로짓은 각각 1.210과 0.939 단위 낮은 것으로 나타났다.

보험 이용 상태일 확률이 3.56배 높음을 의미한다.

#### 4. 결론

본 연구에서는 한국 노인장기요양 서비스 이용 상태의 결정요인과 상태 의존성을 분석하고자 하였다.

주요 실증분석 결과는 다음과 같이 요약할 수 있다. 첫째, 모든 분석결과에서 노인장기요양 서비스 이용 상태에 있어 강한 상태 의존성을 보이는 것으로 나타났다. 초기 상태에서 노인돌봄종합서비스와 노인장기요양보험 이용 상태인 경우 모두 현재에 노인장기요양보험을 이용할 확률이 가장 높은 것을 확인하였다. 이러한 결과는 초기 상태에서 노인돌봄종합서비스를 이용하던 개인이 시간이 지남에 따라 노인장기요양보험으로 전환하는 경우가 많으며, 노인장기요양보험 이용자는 상태가 지속되는 경향이 강함을 보여주는 결과이다.

둘째, 개인의 인구통계학적 특성 중 노인장기요양 서비스 이용 상태에 영향을 미치는 중요한 요인은 연령과 혼인상태인 것으로 나타났다. 연령이 높을수록 노인장기요양보험 이용 상태일 확률이 높아지는 반면 노인장기요양 서비스를 이용하지 않을 확률은 낮아지는 것으로 나타났다. 혼인상태에 있는 노인의 경우 노인장기요양 서비스 이용 상태에 있을 확률이 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다.

셋째, 거주지역과 신체활동의 제한 역시 노인장기요양 서비스 이용 상태에 유의한 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 일상생활에서 활동계약으로 인하여 타인의 도움이 필요할수록 노인장기요양 서비스 이용 상태일 확률이 높아지는 것으로 나타났다. 또한, 거주지역 특성의 경우 도농복합군 거주자는 준거지역에 비해 노인장기요양보험 이용 상태일 확률이 유의하게 높아지는 것으로 나타난 반면, 해당 서비스를 이용하지 않을 확률은 유의하게 낮아지는 것으로 나타났다.

본 연구의 결과는 노인장기요양 서비스 이용 상태 결정요인으로써 초기 상태, 연령, 혼인상태, 신체활동 제약, 거주지역 특성 등이 중요한 요인임을 확인하였다[10]. 이러한 결과는 보편적 복지를 추구하는 노인장기요양제도의 발전과 관련하여 시사하는 바가 크다고 할 수 있다. 먼저 노인장기요양 서비스 이용자가 고령자와 노인성 질병으로 장기요양 필요성을 가진다는 특성으로 인해 강한 상태 의존성을 가진다는 사실이다[12]. 이는 향후 수요에 있어 한국의 인구 고령화와 함께 신규 노인장기요

<Table 7> Estimation results of polynomial models

Reaction Parameters	Senior Care General Service		Long-term care insurance	
	log odds	gllamm	log odds	gllamm
Initial State (Y <sub>1</sub> ) General Care Service for the Elderly Long-term care insurance for the elderly	4.999*** (0.552)	4.837*** (0.609)	2.260*** (0.659)	2.295 (0.703)
	2.849*** (0.865)	2.790*** (0.887)	5.445*** (0.521)	5.443 (0.546)
Gender	0.273 (0.425)	0.278 (0.413)	-0.334 (0.294)	-0.384 (0.294)
Age	0.012 (2.519)	-0.113 (0.570)	9.713*** (1.704)	9.524*** (0.331)
household income	0.115 (0.272)	0.058 (0.299)	0.112 (0.174)	0.057 (0.177)
marital status	-1.210* (0.467)	-1.075* (0.452)	-0.939** (0.304)	-0.837* (0.305)
chronic disease activity constraint Metropolitan City Poetry	-0.462 (0.600)	-0.485 (0.590)	0.275 (0.525)	0.202 (0.527)
	2.060*** (0.436)	1.835*** (0.457)	3.098*** (0.279)	2.535 (0.317)
Military Urban & Rural Combine constant	0.198 (0.759)	0.059 (0.785)	0.450 (0.449)	0.392 (0.448)
	0.931 (0.698)	0.840 (0.740)	-0.269 (0.443)	-0.409 (0.451)
constant	0.762 (1.045)	0.594 (1.066)	1.270* (0.624)	1.145 (0.637)
	-4.613 (11.114)	-4.627 (-)	-45.969*** (7.512)	-46.007 (-)
LR $\chi^2$ (24)	578.74***			
Pseudo R <sup>2</sup>	0.437			
Log likelihood	-373.10			

Note: 1) The number of observations is 1,377, and the estimated coefficient is log ods according to a unit change of when the other is constant.  
 2) ( ) means the standard deviation, \*\*\*, \*\*, and \* are significant at the levels of 1%, 5%, and 10%, respectively.

활동제약의 정도가 높을수록 노인장기요양 서비스를 이용하지 않는 상태에 비해 노인돌봄종합서비스와 노인장기요양보험 이용 상태일 다항로짓은 각각 2.06과 3.10 단위 높은 것으로 나타났다. 그리고 거주지역 특성이 도농복합군인 경우 노인장기요양 서비스를 이용하지 않는 상태에 비해 노인장기요양보험 이용 상태일 다항로짓은 1.27 단위 높은 것으로 나타났다. 이는 도농복합군 지역 거주자가 기준지역인 서울 거주자에 비해 노인장기요양

양 서비스 수요의 증가에 더하여 기존 이용자의 이용 기간 증가도 충분히 고려하는 것이 중요하다는 것을 시사한다. 그리고 연령의 증가가 노인장기요양보험 이용율 증가에 매우 중요한 역할을 하므로 노인장기요양 관련 재정 확충에 있어 후기 고령자의 증가에 따른 노인장기요양 수요 증가를 충분히 고려하여야 할 것이다.

한편 혼인상태에 있는 경우 노인장기요양 서비스 이용 확률은 낮아지는 현상도 매우 중요한 의미를 가진다. 왜냐하면 혼인상태에 있는 노인장기요양 필요자에 대한 요양 부담을 배우자가 감당하게 될 것이므로 부양가족의 삶의 질에도 부정적 영향을 미칠 수 있기 때문이다. 다른 한편으로는 독거노인 등 배우자가 없는 노인들에 대한 노인 복지를 강화할 필요가 있음을 시사한다. 마찬가지로 신체 활동의 제한이 있는 노인의 경우 노인장기요양 서비스 이용할 확률이 높지만, 활동이 극히 제한적일 경우 오히려 노인장기요양 서비스 이용이 어려울 수도 있다[13]. 따라서 보편적 복지를 목적으로 하는 노인장기요양제도는 제도에 대한 접근 문제가 발생하지 않도록 사각지대 없이 공평한 서비스 제공을 위한 관리가 필요할 것이다. 이를 위한 방안으로써 장기요양기관과 다양한 장기요양 서비스를 연계할 수 있는 통합 인프라 구축이 필요하다[11]. 이상에서 본 연구는 시간의 변화를 고려하여 한국 노인장기요양 서비스 이용 상태의 결정요인을 분석하고 서비스 이용 상태간 전환 확률을 분석하였다. 이를 근거로 노인장기요양 서비스 수요의 예측과 재정 확충 관련 시사점을 제시하였다는 점에서 의의를 가진다. 그럼에도 불구하고 본 연구에서 사용한 한국복지패널 자료에서는 노인장기요양 서비스 관련 조사가 매년 연속적으로 이루어지지 않은 관계로 상태 간 전환 확률에 대한 분석의 정확도는 떨어질 수 있다는 한계가 있다. 또한, 노인장기요양 서비스 이용에 따른 이용자 부담금, 장기요양기관, 의료 보조와 같은 제도적 측면을 고려하지 못한 한계를 가진다.

## REFERENCES

- [1] Y.G.Lee, "Discussions on Public Long-Term Care Insurance Reform in Germany and Reform 2008: Implications for the Stable Establishment of Long-Term Care Insurance for the Elderly in Korea," *Social Welfare Policy*, Vol. 36, pp.291-317, 2009.
- [2] M.Y.Kim, "The Problems and Improvement Plan of Long-Term Care Insurance System for the Elderly," *Legislative Policy*, Vol.5, pp.33-67, 2011.
- [3] J.Y.Lim, "The Obstacles and Activation of Nursing Care in Long-Term Care Insurance for the Elderly," *Journal of the Korea Creative Content Association*, Vol 12, pp.283-299, 2012..
- [4] W.M.Kang, "Planning a Partnership System between Long-Term Care Insurance Services for the Elderly and Care Services for the Elderly," Vol 26, pp.49-74, 2010.
- [5] S.Y.Kim Soo-young, "The Problems and Development of the Long-Term Care Insurance System for the Elderly-Social Welfare Perspective," Vol 1, PP.64-97, 2013.
- [6] H.B.Cha, "Discussions on the Development Process of Long-Term Care Insurance for the Elderly and the Future Direction for Improvement," *Long-Term Care Research*, Vol 1, pp.8-30, 2013.
- [7] J.R.Yoon, "The need to reexamine and expand the scope of geriatric diseases for those under 65 years of age in Korea's long-term care insurance policy," *long-term care research*, Vol 2, pp.78-107, 2014.
- [8] T.Kim. "A Study on Smart Warning Triangle," *Journal of The Korea Internet of Things Society*, Vol. 4, No.1, pp.37-41, 2018.
- [9] T.H.Woo, "Dynamical Nuclear Waste Assessment Using the Information Feedback Oriented Algorithm Applicable to the Internet of Things(IoT)," Vol. 6, No.1, pp.3-4, 2020.
- [10] H.Kim, "Utilization of long-term care services under the public long-term care insurance program in Korea: implications of a subsidy policy," *Health Policy*, Vol.1 , No.2, pp.166-174, 2013.
- [11] C.W.KIM, "A Study on the Social Performance of the Long-Term Care Insurance System for the Elderly", *Korea Social Welfare Survey*, V34, pp.273-296, 2013.
- [12] H.S.Cheon, "An Investigative Analysis on the Effects of Long-Term Care Insurance for the Elderly: Using the Primary to 10th Data of the Korean Welfare Panel," *Health and Social Studies*, Vol 37, No1, pp.307-331, 2017.
- [13] D.B.Kim, "The Effect of Long-Term Care Service on the Depression and Life Satisfaction of Family Recipients -Comparison Study Between Groups According to Participation in Leisure Activities," the *Journal of the Korean Society for Family Relations*, Vol. 15, No.3, pp.117-135, 2010.
- [14] J.S.Lee, "Quality Evaluation of Long-Term Care Service: Current System and Improvement Direction," *Long-Term Care Research*, Vol. 2, No.1, pp.88-112, 2014.
- [15] Y.K.Lee, "Research on the Determinants of the Long-Term Care Service for the Elderly," *Korean Aging Studies*, Vol. 29, No.3, pp.917-933, 2009.

최 장 원(Jang-Won Choi)

[종신회원]



- 2005년 2월: Georgia College & State University MBA 졸업
- 2008년 2월: 연세대학교 대학원 사회복지학 석사
- 2010년 4월: 덕인복지재단 대표 이사
- 2010년 9월: 동서대학교 사회복지학과 겸임 교수

- 2016년 2월 : 연세대학교 대학원 사회복지학 박사
- 2016년 4월: 부산외국어대학교 사회복지학과 조교수
- 2017년 3월: 여의도연구소 정책자문위원
- 2020년 현재: 동명대학교 복지경영학과 조교수

〈관심분야〉

사회복지실천, 장애인복지, 노인복지