

장기요양서비스 수요의 결정요인

정 완 교

(한국개발연구원 부연구위원)

Determinants of Demand for Long-Term Care

Chung, Wankyo

(Associate Research Fellow, Korea Development Institute)

* 본 논문은 기 발간된 『장기요양서비스의 수요 분석』(정책연구시리즈 2008-05, 한국개발연구원, 2008)을 수정·보완한 것임.

** 정완교: (e-mail) wankyo@kdi.re.kr, (address) Korea Development Institute, 49 Hoegiro, Dongdaemun-gu, Seoul 130-740, Korea

- Key Word: 장기요양서비스(Long-Term Care), 노인장기요양보험제도(Korean Long-Term Care Insurance Scheme)
- JEL code: I11, I18
- Received: 2009. 1. 30 • Referee Process Started: 2009. 2. 9
- Referee Reports Completed: 2009. 5. 21

ABSTRACT

A new public insurance for long-term care was introduced in July 2008 to provide for the rising demand for long-term care as the population is aging rapidly. The demand for long-term care is expected to rise further because more and more elderly are living alone or in households with only other elderly, such as his/her spouse, without informal care of their adult children. Even when the elderly are living together with their adult children, daughters and daughters in law, once the main informal care-givers, are not available because they choose to become economically active and work more over time.

Experiences of countries such as Japan and Germany with similar public long-term care insurance scheme highlight the importance of detailed analysis on the demand for long-term care for the financial stability of the insurance scheme. Countries which had underestimated the demand for long-term care at the time of adopting the scheme went through financial instability of insurance schemes.

This study analyzes the determinants of the demand for long-term care using data from the second demonstration project (April 2006~April 2007) of the long-term care insurance scheme for the elderly in Korea. Taking full advantage of detailed data on the long-term care, this paper analyzes the eligibility for the long-term care insurance scheme and its use.

According to study results, even when common diseases among the elderly such as cancer, diabetes, arthritis, dementia, hypertension, etc. are controlled together with other individual and socioeconomic factors, limitations the elderly are faced with in their twelve activities of daily living significantly affect the eligibility for the Korean Long-term Care Insurance Scheme. This means that limitations in daily living activities are more critical than common diseases among the elderly are to the eligibility for the Korean Long-term Care Insurance Scheme. Bathing and toileting problems have been found to be the most important factor affecting the eligibility for the insurance scheme, followed by eating, dressing and moving around inside the house.

Moreover, the choices of whether to use long-term care and which to use between home care and institutional care are found to be significantly influenced by health status and various socioeconomic factors of the elderly. In particular, those with more limitations in daily living activities and the female elderly are more likely to use long-term

ABSTRACT

care and institutional care rather than home care. As for home care users, those living alone or with adult children and those with monthly household income of more than 500,000 won are more likely to use home care. Most importantly, even when the monthly household income of the elderly is controlled, the elderly recipients of the National Basic Living Security, who are not charged for long-term care, are more likely to choose home care. This implies that price as well as income is a critical factor for the decision to use long-term care. Further study on the duration of long-term care use will surely enhance the long-term care policy, when panel data is available for simultaneous analysis of the likelihood of long-term care use and its use duration.

본 논문은 65세 이상 고령인구의 수와 노인들의 건강상태 등만을 중심으로 한 기존의 연구에 더하여, 노인장기요양보험제도 제2차 시범사업의 자료를 이용한 계량분석을 통해 장기요양서비스 수요의 결정요인을 분석하였다. 분석 결과에 따르면, 우선 노인장기요양보험제도상 장기요양서비스 이용에 대한 보험 적용 대상자를 정하는 등급판정에 일상생활활동에서의 장애가 노인들이 많이 앓고 있는 고혈압, 관절염, 치매 등의 질환을 통제하고서도 통계적으로 유의한 영향

을 미쳤다. 또한 노인들의 건강상태, 여성, 기초생활수급자 여부, 노인가구 형태, 노인가구의 월평균 소득 등이 장기요양서비스 이용 및 이용 양태에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 특히, 노인가구의 월평균 소득을 통제하고서도 장기요양서비스를 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급 대상 노인들의 재가서비스 이용확률이 높게 나타나는데, 이는 소득과 더불어 장기요양서비스의 가격도 장기요양서비스 이용을 결정하는 중요한 요인임을 의미한다.

1. 서론

현재 우리나라에서는 인구 고령화가 빠른 속도로 진행되고 있으며, 이에 따라 장기요양서비스를 필요로 하는 노인들의 수도 빠르게 증가하고 있다. 반면, 핵가족화가 상당히 진전되어 있고 여성의 사회참여도 빠르게 증가하고 있어 장기요양서비스를 필요로 하는 노인들에 대한 가정 내 요양보호는 한계에 도달하고 있다.

이에 따라 정부는 장기요양서비스에 대한 제도적 대책으로 노인장기요양보험 제도를 도입하여 2008년 7월부터 실시 중이다. 이 제도는 사회보험의 형태로 설계되어 있으며, 가입자는 주로 청·장년 근로기간 동안 보험료를 납부하고 노년기에 노인성 질병 등으로 인해 독자적인 일상생활이 어려워질 경우 장기요양서비스 지원을 받게 된다.

노인장기요양보험제도와 관련하여 가장 우선적으로 고려해야 할 부분 중의 하나는 장기요양서비스의 수요분석이다. 이는 제도의 장·단기적 재정 안정성과

지속 가능성을 높이는 데 중요하기 때문이다.

이미 노인장기요양보험과 유사한 제도를 실시하고 있는 외국의 경험을 보면, 제도 도입 시 나타날 수요 규모를 과소추정하여 이후 제도 운영에 어려움을 겪어왔음을 알 수 있다. 일본의 경우 2000년에 우리나라의 노인장기요양보험제도와 유사한 개호보험을 도입하였으나, 장기요양서비스에 대한 수요 규모는 제도 시행 전의 예측을 훨씬 초과하였다. 2000년에 149만명 수준이었던 요양서비스 수요자는 2005년에 329만명까지 증가하였고, 서비스 비용의 GDP 대비 비중도 같은 기간 동안 0.7%에서 1.3%까지 증가하였다(OECD[2007]).¹⁾ 1995년에 유사 제도를 도입한 독일에서도 요양서비스 이용자는 1995년의 106.1만명에서 2004년에는 192.5만명으로 81.4% 증가하였고, 같은 기간 동안 서비스 비용도 4.4억유로에서 16.8억유로로 279.4%나 증가하였다. 이에 따라 독일에서는 1999년 이후 제도의 재정적자가 지속되고 있다(임금자[2006]).²⁾

노인장기요양보험제도 도입과 관련하여 장기요양서비스 수요에 대한 기존의 논의는 주로 65세 이상 고령인구의 비율과 노인들의 건강상태 등을 중심으로 이

1) 2000년에 65세 이상 노인의 11.0%였던 개호보험 대상자는 2005년에 16.1%로 증가하였다(선우덕 외[2007]).

2) 1996년에 9.4%였던 제도의 대상자 비율이 1999년에는 10.5%로 증가하였으며, 특히 제도 시행 초기인 1996년과 1997년에 빠르게 증가하였다(선우덕 외[2007]).

루어져 왔다(선우덕 외[2007]). 그러나 장기요양서비스 수요는 이 변수들뿐 아니라 노인들의 성별, 소득, 가구 형태 등 다양한 사회적·경제적 요인들에 의해 영향을 받는다. 그러므로 본 연구는 노인들의 건강상태뿐만 아니라 다양한 사회적·경제적 요인들을 고려하여 우리나라의 장기요양서비스 수요의 결정요인을 분석하고자 한다.³⁾

본 연구는, 노인장기요양보험제도 제2차 시범사업의 자료를 이용하여, 장기요양서비스의 수요에 직접적으로 영향을 주는 노인들의 일상생활활동에서의 장애가 노인들의 잦은 질환을 통제하고서도 노인장기요양보험제도상 보험적용 대상자를 정하는 등급판정에 미치는 영향을 살펴본다. 또한 다양한 사회적·경제적 요인들이 장기요양서비스의 이용 및 이용 시 시설서비스와 재가서비스 간 선택에 미치는 영향을 분석한다.⁴⁾

II. 장기요양서비스 수요에 관한 선행 연구

장기요양서비스는 노령 또는 노인성 질병 등으로 인해 인지 및 신체활동에 장애가 발생하여 독자적인 일상생활이 어려운 노인들에게 신체활동 또는 가사활동 등을 지원하는 서비스이다. 장기요양서비스는 서비스를 받는 장소에 따라 크게 시설서비스와 재가서비스로 구분된다. 시설서비스는 노인들이 장기요양서비스를 제공하기 위해 설립된 시설에 입소생활을 하면서 받는 지원서비스이며, 재가서비스는 노인들이 자신의 가정에서 생활하면서 받는 서비스를 의미한다.⁵⁾

장기요양서비스의 수요에 대한 기존의 연구를 살펴보면, 인지 및 신체활동 장애를 보조하는 장기요양서비스의 특성상 장기요양서비스의 수요에 직접적으로 영향을 주는 변수는 노인들의 신체적·정신적 건강상태이다. 특히, 건강상태와 관련된 변수 중 시설서비스의 수요에 가장 큰 영향을 주는 변수는 일상생활활동

-
- 3) 정완교·진양수(2008b)는 장기요양서비스 수요에 영향을 미칠 주요 변수들의 시계열 추세를 살펴봄으로써 장기요양서비스 수요가 지속적으로 증가할 것으로 전망하였다. 그러나 그들은 단순히 노인인구의 증가를 고려할 때보다 노인인구 중 수명이 더 긴 여성배우자를 통해 비전문적 요양서비스를 받을 수 있는 남성노인 비율의 증가가 수요증가를 다소 제한할 수 있음을 또한 지적한다.
 - 4) 연구에 사용된 데이터를 제공해 준 한국보건사회연구원과 국민건강보험공단에 감사드린다.
 - 5) OECD(2005) 보고서에 의하면, 14개 국가들 중에서 뉴질랜드, 스위스, 미국을 제외한 대부분의 나라에서 시설서비스보다 재가서비스를 많이 사용하고 있다.

(activities of daily living)에서의 장애이다. 기존 연구에서는 일상생활활동에 장애가 많으면 많을수록 시설서비스를 더욱 필요로 하나 장애로 인한 높은 사망률 때문에 입소 후 시설에서 체류하는 기간이 짧아짐을 보였다(Garber and MaCurdy [1990]; Liu, McBride, and Coughlin[1994]; Morris, Norton, and Zhou[1994]; Hoerger, Picone, and Sloan[1996]; Reschovsky [1996]). 또한 노인들의 건강상태와 관련이 있는 나이, 성별 등의 변수도 시설서비스 이용에 영향을 미친다.

장기요양서비스의 또 다른 특성은 장기요양서비스가 전문 수발자(paid caregiver)가 아닌 가까운 배우자 혹은 자녀 등의 비전문 수발자(unpaid care-giver)에 의해서도 제공될 수 있다는 점이다.⁶⁾ 따라서 장기요양서비스 수요 분석에 있어서 가정 내 요양서비스를 주로 담당하는 배우자 혹은 자녀 등의 존재 여부와 그와 관련이 있는 결혼상태 등을 추가적으로 고려하여야 한다.⁷⁾ Murtaugh et al.(1997)은 결혼한 사람들이 시설서비스를 적게 사용하며, Morris, Norton, and Zhou(1994)

는 사용 시에도 그 기간이 짧음을 보였다.

장기요양서비스 수요에 영향을 미칠 수 있는 주요 사회경제적 변수는 소득, 부(wealth) 혹은 시설서비스의 가격 등이다. Headen(1992)은 소득이 많고 부유한 사람일수록 시설서비스를 적게 사용함을 보였다. Reschovsky(1998)는 수요의 소득(혹은 부)탄력성이 신체활동에 장애가 많거나 결혼을 하지 않은 사람들보다는 신체활동에 장애가 적거나 결혼한 사람들의 경우 더 큼을 보였다. 반면에 Garber and MaCurdy(1990)는 집을 소유하는 것이 시설서비스의 이용확률을 낮추지만 소득은 주요 변수가 아님을, Reschovsky (1996)는 소득, 부 그리고 시설서비스의 가격이 시설서비스의 수요와 상관이 없음을 보였다.

서로 다른 장기요양서비스 간 대체관계에 관한 논문을 살펴보면, 노인들이 자신의 가정에서 생활하면서 받는 전문적 재가서비스에 대한 지원이 시설서비스뿐만 아니라 가족이나 친구 등의 비전문수발자(unpaid care-giver)에 의한 장기요양서비스 이용을 감소시키지 못하였다는 결과

6) 비전문 수발자에 의한 장기요양서비스는 시장에서 거래되고 보상되지 않기 때문에 그 규모를 파악하기가 어려우나, Norton(2000)은 장기요양서비스의 약 3분의 2가 비전문적 장기요양서비스일 것으로 추산하고 있다.

7) OECD(2005) 보고서에 의하면, 남성보다는 여성이 가정 내 장기요양서비스를 제공하는 경향이 높다. 이는 성별 기대수명의 차이로 인해 장기요양서비스가 필요한 시기가 여성보다 남성에게 빨리 오기 때문에 남성은 여성배우자로부터 장기요양서비스를 받으며, 자녀들로부터 장기요양서비스를 받는 경우는 시간의 기회비용이 상대적으로 적은 며느리나 딸로부터 장기요양서비스를 받기 때문인 것으로 보인다. Stone, Cafferata, and Sangl(1987)에 의하면, 비전문적 수발인 중 약 11%의 딸들과 5%의 아들이 장기요양서비스를 제공하기 위해 직장을 그만둔다.

들이 보인다(Hughes et al.[1987]; Kemper and Pezzin[1996]; Pezzin, Kemper, and Reschovsky[1996]). 구체적으로 Hughes et al.(1987)은 일부 재가서비스에 대한 지원(home delivered meals)이 시설서비스 이용을 감소시키지 못하였음을 보였다. Kemper and Pezzin(1996)은 재가서비스에 대한 보조금 확대(channeling experiment, 1982~85년)가 배우자가 없는 노인들의 요양시설 입소를 억제하는 효과가 있었으나 배우자가 있는 노인들의 경우 그 효과가 없음을 보였다. 또한 재가서비스에 대한 보조금 확대는 전문수발자(paid caregiver)에 의한 재가서비스 이용을 증가시켰지만 비전문수발자(unpaid care-giver)에 의한 재가서비스 이용을 감소시키는 효과는 크지 않음을 보였다. 다시 말하면 전문·비전문 재가서비스 간의 대체관계가 크지 않음을 보였다.⁸⁾

Ⅲ. 장기요양서비스 수요의 결정요인 분석

1. 장기요양서비스 대상자 인정

노인들이 사망 전에 장기요양서비스를 이용하게 될 확률은 상당히 높을 뿐 아니라, 장기요양서비스는 주로 만성질환에 대한 서비스이기 때문에 이용자가 생존하는 동안 지속적으로 제공된다. 이러한 점들 때문에 노인들에게 장기요양서비스의 필요가 발생하는 경우 노인과 그 가정은 큰 재무위험(financial risk)에 직면하게 된다.⁹⁾ 일반적으로 이러한 재무위험에 대비하여 위험분산기능을 하는 보험에 대한 개인(가계)의 요구가 증대함에 따라 (민간)보험이 발달하게 되지만, 장기요양

8) Pezzin, Kemper, and Reschovsky(1996) 또한 channeling experiment를 이용하여 전문·비전문 재가서비스 간의 대체관계가 크지 않음을 보였다. 미국 외 국가들에서의 장기요양서비스에 관한 연구는 상대적으로 적다. Nocera and Zweifel(1996)은 1993년도 스위스 자료를 이용하여 남성과 여성 간에 가정 내 비전문(unpaid) 요양서비스 제공에 대한 유보임금(reservation wage) 결정인자가 다름을 보였다. 예를 들어, 여성의 유보임금은 노동시장에서의 임금과 양의 상관관계를 보임에 반해 남성의 유보임금은 노동시장에서의 임금과 상관관계를 보이지 않았다. Naon(1996)은 이스라엘에서 1988년에 시행된 장기요양보험의 확대가 요양서비스 이용자를 증대시켰으나 시설서비스 이용은 감소시켰으며, 전체 지출 중 시설서비스에 대한 지출비중도 감소하였음을 발견하였다. Klein(1996)은 독일의 German Socio-Economic Panel Survey를 이용하여 노인들의 요양시설 입소를 결정짓는 요인들을 연구하였는데, 노인들의 고령 정도, 결혼상태 등이 통계적으로 유의한 요인임을 발견하였다. 그러나 결혼상태, 연령 등을 통제하면 성별은 유의한 요인이 아닌 것으로 나타났다.

9) 미국의 경우 1996년 1,560만명의 사람들이 장기요양시설에 거주하고 있었으며, 민간 장기요양시설에 거주하는 경우 1인당 연 47,000달러 이상을 지출한 것으로 보고되고 있다(Rhoades, Potter, and Krauss [1998]; Levit et al.[1997]). Murtaugh et al.(1997)은 25세 이상의 사람들 중 27%가 사망 전에 장기요양서비스를 이용하며 평균 2.4년을 장기요양시설에서 보내는 것으로 보고하고 있으며(개인에 따라 여러 번 장기요양시설을 이용하게 되며 15~20%의 이용자들은 장기요양시설에서 5년 이상을 보낸다.), Kemper and Murtaugh(1991)는 65세 노인의 경우 사망 전에 장기요양시설을 이용할 확률이 43%에 이르는 것으로 추

서비스에 대한 민간보험은 잘 발달하지 못하고 있다. 예를 들어, 미국에서는 1993년의 경우 노인들의 5~6%만이 장기요양서비스와 관련된 민간보험을 구입하였으며, 이러한 민간보험을 통해 지불된 장기요양서비스 비용은 전체 장기요양서비스 비용의 약 2~3%에 불과하였다(Norton and Newhouse[1994]; Murtaugh, Kemper, and Spillman[1995]; Cohen and Kumar[1997]).¹⁰⁾

민간보험이 발달하지 않을 경우, 개인의 장기요양서비스 이용에 따른 재무위험을 줄이기 위해 정부가 공적보험(사회보험)을 제공할 수 있다. 2008년 7월에 도입된 우리나라의 노인장기요양보험제도 역시 사회보험의 형태로 설계되어 시

행되고 있다.¹¹⁾ 노인장기요양보험의 가입자는 주로 청·장년 근로기간 동안 보험료를 납부하고 65세 이후 노령으로 독립적인 일상생활이 어려워질 경우 장기요양서비스 지원을 받게 된다.¹²⁾ 또한 65세 미만인 가입자도 치매, 뇌혈관성 질환, 파킨슨병 및 관련 질환 등 노인성 질병으로 인해 독자적인 일상생활이 어려워질 경우에는 지원을 받게 된다. 따라서 노인장기요양보험제도는 65세 이상 노인 또는 65세 미만 인구 중 노인성 질병을 가진 자로서 거동이 현저히 불편하여 장기요양이 필요한 자를 대상으로 한다.¹³⁾ 이러한 대상자가 장기요양보험의 혜택을 받기 위해서는 시·군·구 단위로 설치된 등급판정위원회로부터 심신의 불편한

산하고 있다. 또한 Liu, Manton, and Liu(1985)는 1982년에 약 110만명이 재가서비스를 이용했던 것으로 추산하고 있으며, Levit et al.(1997)은 1996년 재가서비스 총지출액이 302억달러에 달하였던 것으로 보고하고 있다.

- 10) Norton(2000)은 장기요양서비스에 대한 민간보험이 발달하지 않는 이유를 역선택(adverse selection), 도덕적 해이(moral hazard) 문제와 더불어, 분산시킬 수 없는 시간적 위험(nondiversifiable intertemporal risk) 등을 들고 있다. 이와 관련된 자세한 논의는 정완교·진양수(2008b)를 참조한다. 한편, 우리나라 민간의료보험이 의료서비스 이용에 미치는 영향은 윤희숙(2008)을 참조한다.
- 11) 우리나라의 노인장기요양보험제도에 대한 자세한 논의는 정완교·진양수(2008a, 2008b)를 참조한다.
- 12) 노인장기요양보험제도 도입 당시의 고령층 등은 보험료 납부와 상관없이 수혜자가 된다. 또한 일본의 개호보험과 우리나라의 노인장기요양보험은 현금급여 대신에 현물급여를 원칙으로 하고 있다. 반면, 독일과 룩셈부르크에서는 재가서비스에 한해 현물과 현금 급여를 모두 지급하고 있으며, 네덜란드에서는 현금급여만 지급하고 있다. Miltenburg and Ramakers(1999)는 네덜란드의 경우 현금급여를 받는 노인들이 언제 그리고 누구로부터 장기요양서비스를 받을지를 선택함으로써 의존적이 아닌 스스로 독립적인 생활을 한다는 느낌을 갖는 것으로 보고하고 있다. 또한 Foster et al.(2003)은 미국의 Arkansas에서는 현금급여를 받는 경우 노인들의 만족 수준이 현물급여를 받는 것보다 높았으며 노인들의 안전과 건강에 해로운 영향이 없었다는 결과를 보여주었다.
- 13) 우리나라 총인구 중 65세 이상 고령인구 비율은 1987년 4.5%, 1997년 6.4%, 2007년 9.9%로 빠른 속도로 증가하고 있다. 또한 『환자조사』(보건복지가족부·보건사회연구원) 통계에 따르면, 일정 조사기간(외래 및 재원 환자는 2일, 퇴원환자는 1개월) 동안 65세 미만 인구 중 노인성 질병으로 입원한 환자 수는 1996년의 1,926명에서 2005년에는 3,238명으로 증가하였으며, 외래진료 환자 수는 1,931명에서 3,931명으로 증가하였다(정완교·진양수[2008b]).

수준과 서비스가 필요한 정도에 따라 1~3등급의 판정을 받아야 한다.

앞서 언급하였듯이 장기요양서비스 수요에 영향을 미치는 변수들 중 가장 중요한 변수는 개인의 육체적·정신적 건강 상태이다. 특히, 일상생활활동(activities of daily living: ADL)에서의 장애가 장기요양서비스의 수요를 정하는 중요한 변수로 알려져 있다(Garber and MaCurdy [1990]; Liu, McBride, and Coughlin[1994]; Hoerger, Picone, and Sloan[1996]; Reschovsky[1996]). 일상생활활동에서의 장애를 측정하는 변수는 나라에 따라 그리고 설문조사(survey)의 종류에 따라 다

양하지만 식사하기, 목욕하기, 화장실 사용하기, 잠자리에서 일어나기, 옷 갈아입기, 대소변 조절하기 등에서의 장애가 주요 변수이다.¹⁴⁾

우리나라의 노인장기요양보험제도는 12개 항목의 일상생활활동에서의 장애 등을 고려하여 장기요양보험 적용대상자를 정한다.¹⁵⁾ 우선 12개 항목의 일상생활활동 중 어떤 변수가 장기요양서비스 대상자 선정에 중요한 영향을 미치는지 살펴보기 위해 2차 시범사업 대상 8개 지역에서 실시된 『2006년도 노인기능상태조사』(한국보건사회연구원)를 이용하였다. 노인장기요양보험제도의 도입에 앞서

14) 장기요양서비스 수요와 관련된 일상생활활동에서의 장애를 측정하기 위한 우리나라의 기존 설문조사는 4개이다. 1994년 『노인생활실태조사』는 [목욕하기, 옷 갈아입기, 식사하기, 잠자리에서 일어나기/의자에서 일어나거나 의자에 앉기, 밖에 나가기, 화장실에 가서 용변 보기] 등 6개 항목에서의 장애를 조사하였으며, 1998년 『노인생활실태 및 복지욕구조사』의 경우는 위의 6개 항목 중 ‘잠자리에서 일어나기/의자에서 일어나거나 의자에 앉기’를 ‘의자에서 일어났다 앉기, 자리에서 일어났다 눕기’로, ‘밖에 나가기’를 ‘걷기’로 변경하여 장애를 조사하였다. 2001년의 조사에서는 [옷 입기, 세수하기, 목욕하기, 식사하기, 이동하기, 화장실 사용하기, 대소변 조절하기] 등 7개 항목에서의 장애를 조사하였으며, 2004년 조사에서는 [옷 벗고 입기, 세수하기, 양치질하기, 목욕하기, 식사하기, 체위 변경하기, 일어나 앉기, 옮겨 타기(앉기), 방 밖으로 나오기, 화장실 사용하기, 대변 조절하기, 소변 조절하기] 등 12개 항목에서의 장애를 측정하였다. 또한 각 일상생활활동에서의 장애에 대한 응답항목 또한 변화하였다. 1994년에는 [전혀 어렵지 않다, 약간 어렵다, 매우 어렵다, 전혀 할 수 없다] 등 4가지 응답이 1998년에는 [전혀 어렵지 않다, 약간 어렵다, 매우 어렵다, 전혀 할 수 없다, 지적인 문제로 수행할 수 없다, 무응답] 등 6가지 응답으로, 2001년과 2004년에는 [완전자립, 부분도움, 완전도움]으로 바뀌었다. 이러한 설문항목과 응답항목의 변화 때문에 일상생활활동 장애의 시간에 따른 변화를 비교하는 것은 어렵다. 그러나 Costa(2000)는 미국의 경우 1900년대 초부터 1990년대 초까지 60~74세 연령대 남성노인의 활동장애(functional disability)가 연평균 0.6% 감소하였음을 보여주었으며, 감소분의 24~41%는 향상된 의료서비스로, 37%는 만성질환의 감소로 설명한다.

15) 신체기능(일상생활활동)을 측정하는 12개 항목, 인지기능을 측정하는 7개 항목 등 모두 52개 항목을 통해 요양인정시간이 정해지고 그에 따라 1~3등급을 판정한다. 본 연구는 기존 연구 결과를 따라 요양인정시간을 정하는데, 가장 중요하게 여겨지는 12개 항목의 일상생활활동에서의 장애만을 분석대상으로 한다. 1등급은 일상생활에서 전적으로 다른 사람의 도움이 필요한 상태이며, 2등급과 3등급은 각각 상당 부분 혹은 부분적으로 다른 사람의 도움이 필요한 상태이다. 보다 자세한 등급판정 절차는 선우덕외[2006]를 참조하고, 최근의 노인장기요양보험서비스 이용절차는 국민건강보험공단의 장기요양 관련 웹 사이트(www.longtermcare.or.kr)를 참조하기 바란다.

〈Table 1〉 Limitation in Activities of Daily Living among Long-Term Care Users

	Long-Term Care Users		Home Care Users		Institutional Care Users	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
No. of Obs.	1,176		919		257	
Dressing	0.289	0.454	0.283	0.451	0.311	0.464
Face Washing	0.269	0.443	0.263	0.441	0.288	0.454
Brushing Teeth	0.236	0.425	0.227	0.419	0.265	0.442
Bathing	0.574	0.495	0.542	0.499	0.689	0.464
Eating	0.134	0.341	0.134	0.341	0.136	0.344
Changing Body Position	0.126	0.332	0.116	0.321	0.160	0.367
Sitting Up	0.163	0.370	0.153	0.361	0.198	0.400
Shifting Sitting Position	0.210	0.408	0.196	0.397	0.261	0.440
Transferring out of Room (Moving within the house)	0.241	0.428	0.232	0.422	0.272	0.446
Toileting	0.312	0.464	0.267	0.442	0.475	0.500
Bowel Continence	0.260	0.439	0.212	0.409	0.432	0.496
Urinary Continence	0.277	0.448	0.233	0.423	0.436	0.497

2005년 7월부터 2008년 6월까지 3차에 걸쳐 시범사업이 시행되었으며, 2차 시범사업(2006년 4월~2007년 4월)은 8개 시·군·구(광주 남구, 수원, 강릉, 안동, 부여, 북제주군, 부산 북구, 전남 완도)

내 65세 이상 노인을 대상으로 실시되었다.¹⁶⁾

<Table 1>에서는 장기요양서비스 이용자 중 각각의 일상생활활동에서 ‘완전도움’이 필요한 사람의 비율을 살펴보고 재

16) 1차 시범사업(2005년 7월~2006년 3월)은 6개 시·군·구 지역(광주 남구, 수원, 강릉, 안동, 부여, 북제주군) 내 65세 이상 국민기초생활수급자를 대상으로 실시되었으며, 3차 시범사업(2007년 5월~2008년 6월)은 65세 이상 노인을 대상으로 기존 8개 2차 시범사업지역과 대구 남구, 인천 부평구, 전북 익산시, 충북 청주시, 경남 하동군 등 총 11개 지역에서 실시되었다. 『노인기능상태조사』는 2차 시범사업지역에서 시범사업기관으로 지정된 시설을 대상으로 하였다. 또한 시범사업지역 내의 재가시설이 조사에 포함되도록 하였으며, 생활시설의 경우 신규 시설이 포함되도록 고려하였다. 시범사업기관으로 지정된 시설 내 노인의 전수조사를 원칙으로 하였다(선우덕 외[2007]). 2차 시범사업지역만을 대상으로 하는 『노인기능상태조사』 자료는 대표성에 제약이 있을 수 있다. 따라서 이를 이용한 분석 결과를 해석하는 데 주의를 요한다.

가서비스 이용자(919명)와 시설서비스 이용자(257명)로 나누어 비교하였다. 장기요양서비스 이용자(1,176명) 중 가장 많은 57.4%의 사람들이 목욕하기에 완전도움이 필요하다고 응답하였으며, 다음으로 화장실 사용하기(31.2%), 옷 벗고 입기(28.9%), 소변 조절하기(27.7%) 순으로 완전도움이 필요하다고 응답하였다. 재가서비스 이용자 중에는 가장 많은 54.2%가 목욕하기에 완전도움이 필요하다고 응답하였으며, 그 다음으로 옷 벗고 입기(28.3%), 화장실 사용하기(26.7%) 등의 순으로 완전도움이 필요하다고 응답하였다. 반면에 시설서비스 이용자 중 68.9%가 목욕하기에 완전도움이 필요하다고 응답하였으며, 그 다음으로 화장실 사용하기(47.5%), 소변 조절하기(43.6%), 대변 조절하기(43.2%) 순으로 완전도움이 필요하다고 응답하였다. 각각의 일상생활활동에서 완전도움이 필요하다고 응답한 사람들의 비율을 재가서비스 이용자와 시설서비스 이용자 간에 비교하면 모든 활동에 있어서 시설서비스 이용자의 비율이 높으며, 특히 화장실 사용하기에서 20.8%p(대변 조절하기 22%p, 소변 조절하기 20.3%p)나 차이가 난다.

그러나 12개 항목의 일상생활활동에서의 장애 중 하나의 항목에서 장애를 갖고 있을 경우 관련된 또 다른 항목에서도 장애를 갖고 있을 확률이 높을 것으로 예상된다. 예를 들어, 24시간 침상에 누워 지

내는 노인의 경우 여러 일상생활활동에 장애를 갖고 있을 수 있다. 실제로 장기요양서비스 이용자 중 가장 많은 사람들이 장애를 갖고 있는 목욕하기와 옷 벗고 입기의 상관관계(r)는 0.54이며, 화장실 이용하기와 세수하기도 상관관계가 각각 0.54 그리고 0.52로 나타났다. 특히, 옷 벗고 입기와 세수하기의 상관관계는 0.81, 세수하기와 양치질하기의 상관관계는 0.86, 화장실 사용하기와 대변 조절하기의 상관관계는 0.84(소변 조절하기와는 0.81), 그리고 대변 조절하기와 소변 조절하기의 상관관계는 0.91에 달했다. 그러므로 각각의 일상생활활동에서의 장애 중 어떠한 장애가 장기요양서비스 이용에 중요한지는 추가적인 회귀분석이 요구된다.

다음의 <Table 2-1>에서는 이러한 일상생활활동에서의 장애 중 어떠한 장애가 1, 2, 3등급 판정에 통계적으로 유의한 영향을 미치는지를 회귀분석을 통해 살펴 보았다. 등급판정 중 1등급이 2, 3등급보다 상대적 중증 그리고 2등급이 3등급보다 상대적 중증을 나타내므로 통계분석에서는 순서화 프로빗 모형(ordered probit model)을 사용하였다.

통계분석 결과를 살펴보면, 등급판정과 관련된 12개의 일상생활활동에서의 장애 중 요양소요시간이 긴 목욕하기(-0.618)와 화장실 사용하기(-0.487)에서의 장애가 상대적으로 중증 판정에 1% 수준에서 통계

적으로 유의한 영향을 미치며, 식사하기(-0.433), 방 밖으로 나오기(-0.375), 옷 벗고 입기(-0.302) 순으로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다.¹⁷⁾

그 밖의 변수들의 영향을 살펴보면, 여성노인(0.169)이 상대적으로 경증판정을 받는 것으로 나타났으나 나이와 국민기초생활수급자 대상 여부는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못했다. 지역적 편차를 살펴보면, 기준지역인 부여에 비해 강릉과 완도 지역에 사는 노인들이 각각 1% 그리고 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 상대적으로 중증 판정을 받는 것으로 보인다.¹⁸⁾

일상생활활동에서의 장애 외에 노인들의 질병 또한 등급판정과 그에 따른 영양서비스 이용에 영향을 미칠 수 있다. 특히, 치매가 시설서비스 이용의 가장 중요한 질병요인으로 지적되었다(Rowe [1985]). <Table A-1>에서는 위에서 사용한 동일한 자료를 이용하여 장기요양서비스 이용자의 질병분포를 살펴보았다. 치매를 포함하여 노인들이 많이 앓고 있

는 암, 당뇨병, 관절염, 고혈압, 중풍·뇌졸중·뇌혈관 질환 등 6개 질병의 분포를 살펴보았다.

장기요양서비스 이용자가 가장 많이 앓고 있는 질병은 고혈압(56.5%), 관절염(52.2%), 치매(42.1%), 중풍·뇌졸중·뇌혈관 질환(39.6%) 등의 순이었다. 이를 시설서비스 이용자와 재가서비스 이용자로 나누어 살펴보면, 재가서비스 이용자와는 달리 시설서비스 이용자 중 치매를 앓고 있는 노인이 68.5%로 무척 많다. 또한 재가서비스 이용자 중 치매를 앓고 있는 노인이 34.7%임을 고려할 때 그 차이가 매우 크며 통계적으로도 유의하다.

이러한 결과를 바탕으로 <Table 2-2>에서는 일상생활활동에서의 장애가 노인들이 많이 앓고 있는 질병을 통제하고서도 등급판정에 통계적으로 유의한 영향을 미치는지 살펴보았다.¹⁹⁾ 첫 번째 항에서는 비교를 위해 <Table 2-1>의 결과를 다시 보였다. 두 번째 항에서는 6개의 질병이 등급판정에 미치는 영향을 분석하였다.

17) Wooldridge(2002)에 의하면, 1~3등급 판정의 경우 측정된 계수가 음 혹은 양인가에 따라 해당 변수가 1등급 혹은 3등급 판정을 받을 확률에 미치는 음 혹은 양의 영향은 알 수 있으나, 2등급 판정을 받을 확률에 미치는 영향은 측정된 계수의 부호 외에 추가적인 정보가 필요하다. 따라서 측정된 계수가 음일 경우 보다 정확한 해석은 '측정된 계수에 해당하는 변수가 3등급 판정을 받을 확률을 낮추고 1등급 판정을 받을 확률을 높인다'이나 편의상 '상대적으로 중증 판정을 받을 확률을 높인다'로 해석하였다.

18) 현행 노인장기요양보험제도하에서 장기요양서비스 이용대상자(보험 수혜자)를 정하는 등급판정은 국민건강보험공단 추천 위원과 시장·군수·구청장 등이 추천·위촉한 위원으로 구성된 15인 이내의 등급판정위원회가 담당하게 되어 있다. 그러나 지방자치단체가 추천한 위원은 등급판정에 관대할 가능성이 높다. 일본의 경우, 시에서 임용된 케어 매니저(care managers)들이 영양서비스 내용을 결정하는데, 이들이 서비스 제공자들로부터 로비를 받고 서비스를 관대하게 허용하는 경향을 보였다(OECD[2007]).

19) 8개 지역에 대한 더미변수가 분석모델에 포함되었지만 표에서는 생략하였다.

<Table 2-1> Grade Assessment of Limitation in ADL(ordered probit model)

	Grade 1~3
Dressing	-0.302 ^b (0.139)
Face Wathing	0.148 (0.187)
Brushing Teeth	-0.168 (0.175)
Bathing	-0.618 ^a (0.092)
Eating	-0.433 ^b (0.171)
Changing Body Position	0.026 (0.200)
Siting Up	-0.370 ^c (0.206)
Shifting Sitting Position	0.069 (0.213)
Transferring out of Room (Moving within the house)	-0.375 ^b (0.179)
Toileting	-0.487 ^a (0.164)
Bowel Continence	0.024 (0.213)
Urinary Continence	-0.284 (0.192)
Age	-0.005 (0.005)
Female	0.169 ^b (0.084)
Poor	-0.073 (0.092)
Gwangju Nam-gu	0.101 (0.159)
Suwon	-0.171 (0.142)
Gangneung	-0.430 ^a (0.153)
Andong	-0.040 (0.163)
Bukjeju	0.005 (0.175)
Busan Buk-gu	0.037 (0.168)
Wando	-0.400 ^b (0.171)
No. of obs.	1176
Log-likelihood value	-922.26

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) a: p<0.01, b: p<0.05, c: p<0.1. 3) The omitted category is Buyeo.

〈Table 2-2〉 Grade Assessment of Limitation in ADL(ordered probit model)

	Grade 1~3		
Dressing	-0.302 ^b (0.139)		-0.319 ^b (0.141)
Face Washing	0.148 (0.187)		0.144 (0.188)
Brushing Teeth	-0.168 (0.175)		-0.154 (0.176)
Bathing	-0.618 ^a (0.092)		-0.634 ^a (0.095)
Eating	-0.433 ^b (0.171)		-0.443 ^b (0.172)
Changing Body Position	0.026 (0.200)		0.044 (0.201)
Sitting Up	-0.370 ^c (0.206)		-0.365 ^c (0.206)
Shifting Sitting Position	0.069 (0.213)		0.058 (0.213)
Transferring out of Room (Moving within the house)	-0.375 ^b (0.179)		-0.369 ^b (0.180)
Toileting	-0.487 ^a (0.164)		-0.484 ^a (0.165)
Bowel Continence	0.024 (0.213)		0.032 (0.216)
Urinary Continence	-0.284 (0.192)		-0.295 (0.194)
Cancer		0.519 ^b (0.235)	0.447 ^c (0.246)
Diabetes		-0.032 (0.088)	-0.048 (0.098)
Arthritis		0.053 (0.073)	-0.073 (0.080)
Dementia		-0.347 ^a (0.073)	0.010 (0.083)
Hypertension		0.150 ^c (0.077)	0.106 (0.084)
Paralysis · Stroke · Cerebrovascular Diseases		-0.473 ^a (0.082)	0.016 (0.094)
Age	-0.005 (0.005)	0.002 (0.005)	-0.004 (0.006)
Female	0.169 ^b (0.084)	0.142 ^c (0.079)	0.195 ^b (0.086)
Poor	-0.073 (0.092)	0.009 (0.086)	-0.070 (0.093)
No. of obs.			1176
Log-likelihood value	-922.26	-1,168.64	-919.29

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) 8 regional dummies are included. 3) a: p<0.01, b: p<0.05, c: p<0.1

통계분석 결과를 살펴보면, 6개의 질병 중 중풍·뇌졸중·뇌혈관 질환(-0.473)과 치매(-0.347)가 상대적으로 중증 판정에 1% 수준에서 통계적으로 유의한 영향을 미침을 보인다. 세 번째 항에서는 6개의 질병과 일상생활활동에서의 장애를 분석 모델에 함께 포함하였을 경우의 결과를 보인다. 분석 결과는 6개의 질병은 등급 판정에 더 이상 통계적으로 유의한 영향을 미치지 못하며, 일상생활활동에서의 장애는 6개의 질병을 통제된 경우에도 등급판정에 통계적으로 유의한 영향을 미침을 보인다. 또한 6개의 질병을 통제하지 않은 <Table 2-1>에서의 결과와 거의 유사한 결과를 보인다. 따라서 장기요양서비스 이용과 직접적으로 관련된 등급판정에는 노인들이 많이 앓고 있는 질병보다는 일상생활활동에서의 장애가 중요 변수임을 알 수 있다.

2. 장기요양서비스 이용

장기요양서비스 이용에 가장 큰 영향을 주는 변수는 노인들의 건강상태이다. 노인들의 건강상태 중 일상생활활동에서의 장애가 장기요양서비스 이용과 직접적으로 관련이 있다. 앞의 절에서 일상생

활활동에서의 장애가 노인장기요양보험 제도의 대상자를 정하는 1~3등급 판정에 통계적으로 유의한 영향을 준다는 결과를 살펴보았다. 그 밖에 장기요양서비스 수요는 나이, 성별 등의 개인 특성에도 영향을 받는다. 나이는 건강상태와 음의 상관관계가 있기 때문에, 여성은 건강상태 및 결혼상태와 관련이 있기 때문에 장기요양서비스 수요에 영향을 미친다. 일반적으로 여성이 남성보다 평균수명이 길기 때문에 요양서비스가 필요한 시기가 남성에게 빨리 찾아오지만, 남성은 여성배우자로부터 요양보호를 받을 수 있으므로 요양시설의 입소를 늦출 수 있기 때문이다.

<Table 3>에서는 노인장기요양보험제도 2차 시범사업 대상 8개 지역에서 실시된 『2006년도 노인기능상태조사』(한국보건사회연구원)와 『장기요양보험서비스 미이용자 실태조사』(국민건강보험공단)에서 수집된 데이터 중 이용 가능한 변수를 결합하여 장기요양서비스 미이용자와 이용자 간 특성을 비교하였다.²⁰⁾ 우선, 노인들 개개인의 건강상태에 따라 등급판정위원회에 의해 평가된 1~3등급의 등급판정이 서비스 이용과 높은 상관관계를 보인다. 요양서비스를 이용하지 않은

20) 『미이용자 실태조사』는 2차 시범사업 기간 동안 시범사업지역에 거주하는 서비스 미이용자를 전수조사하였다(선우덕 외[2007]). 2차 시범사업지역만을 대상으로 하는 『미이용자 실태조사』와 『노인기능상태조사』를 병합한 자료는 대표성에 제약이 있을 수 있다. 따라서 이를 이용한 분석 결과를 해석하는 데 주의를 요한다.

〈Table 3〉 Summary Statistics of Long-Term Care Users and Non-Users

	Non-Users		Home Care Users		Institutional Care Users	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
No. of Obs.	1,498		919		257	
Age	78.270	7.868	78.634	7.590	79.774	7.419
Female	0.643	0.479	0.694	0.461	0.790	0.408
Poor	0.077	0.267	0.229	0.420	0.350	0.478
Grade 1	0.222	0.416	0.263	0.441	0.377	0.486
Grade 2	0.238	0.426	0.217	0.412	0.218	0.414
Grade 3	0.540	0.499	0.520	0.500	0.405	0.492
Gwangju Nam-gu	0.097	0.297	0.170	0.376	0	0
Suwon	0.314	0.464	0.273	0.446	0.078	0.268
Gangneung	0.142	0.349	0.107	0.309	0.261	0.440
Andong	0.184	0.387	0.141	0.349	0	0
Buyeo	0.050	0.218	0.083	0.276	0.156	0.363
Bukjeju	0.098	0.298	0.073	0.260	0.132	0.339
Busan Buk-gu	0.086	0.281	0.094	0.291	0.136	0.344
Wando	0.028	0.165	0.060	0.237	0.237	0.426

사람들(1,498명) 중 1등급은 22.2%, 2등급은 23.8%, 그리고 3등급은 54%이다. 반면에 재가서비스 이용자(919명) 중 각각의 비율은 26.3%, 21.7% 그리고 52%이며, 시설서비스 이용자(257명) 중 각각의 비율은 37.7%, 21.8% 그리고 40.5%이다. 따라서 상대적으로 중증의 노인들이 장기 요양서비스를 이용하며, 그중 특히 시설서비스를 이용함을 알 수 있다.

개인적 특성을 살펴보면 미이용자보다 재가서비스 이용자, 재가서비스 이용자보다는 시설서비스 이용자가 나이가

조금 더 많다. 여성의 비율도 미이용자보다는 재가서비스 이용자가, 재가서비스 이용자보다는 시설서비스 이용자가 더 높다. 이는 평균수명이 높은 여성이 나이가 들수록 신체장애가 증가하여 요양시설에 입소하는 경향과 요양시설에 입소한 노인 중 남성노인이 여성노인보다 일찍 사망함으로써 입소 노인들 중 여성노인의 비중이 증가하는 것에 기인한 것으로 보인다. 요양시설을 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급권자의 비율도 장기요양서비스 이용자, 특히 시설서비스 이용

자 중에 높다.²¹⁾ 또한 장기요양서비스를 이용하지 않은 노인들의 지역별 거주분포를 살펴보면, 수원에 거주하는 노인들이 31.4%로 제일 많고, 다음이 안동(18.4%), 강릉(14.2%) 순이다. 재가서비스를 이용하는 노인들 중 제일 많은 27.3%가 수원에 살고 있고, 다음이 광주 남구(17%), 안동(14.1%) 순이며, 시설서비스 이용자 중 26.1%가 강릉에 살고 있으며, 23.7%가 완도에 살고 있다.²²⁾

<Table 4>에서는 위에서 고려한 변수들과 장기요양서비스 이용 간의 관계를 로짓 모형(logit model)을 사용하여 분석하였다. 추정 결과를 살펴보면, 요양인정 등급으로 측정된 노인들의 건강상태가 장기요양서비스 이용에 통계적으로 유의한 영향을 보였다. 노인들의 개인적 특성 중 나이는 장기요양서비스 이용확률에 통계적으로 유의한 영향을 보이지는 않으나 여성

노인들의 서비스 이용확률이 남성에 비해 높게 나타나는데, 앞서 지적한 성별에 따른 건강상태와 결혼상태의 차이에 기인한 것으로 보인다.²³⁾ 장기요양서비스를 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급 대상 노인들의 서비스 이용확률도 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 높다. 서비스 이용확률의 지역적 편차를 살펴보면, 기준 지역인 부여(초고령지역, 65세 이상 노인이 22.5%)에 비해 초고령지역인 완도(65세 이상 노인이 23.2%)를 제외한 모든 지역에서 서비스 이용확률이 낮게 나타난다. 이는 서비스 수요와 공급의 지역적 차이와 요양인정 등급 판정 등 서비스 시행의 지역적 차이 등에 기인한 것으로 보이나 차후 추가적인 분석이 요구된다.

21) 시설서비스 이용자 중 기초생활수급권자의 비율이 높은 것은 시설서비스의 이용에 대한 비용부담이 없기 때문이기도 하지만 기존 무료 노인요양시설 내의 기초생활수급권자가 분석대상에 포함되었기 때문일 수 있다. 그러나 2차 시범사업지역 내의 시범사업기관은 생활시설의 경우 신규시설이 포함되도록 고려되었고, 또한 시범사업 당시 생활시설을 이용하는 기초생활수급 노인은 시범사업 대상 노인에서 제외되었다(국민건강보험공단[2007]; 선우덕 외[2007]). 한편, 2차 시범사업의 경우 장기요양서비스 이용 시 서비스 비용의 본인부담비율이 20%였으나, 현행 노인장기요양보험제도하에서는 시설서비스의 경우에는 서비스 비용의 20%를, 재가서비스의 경우에는 15%를 이용자 본인이 부담하여야 한다. 그러나 의료급여수급권자를 포함한 저소득층의 본인부담비율은 시설 및 재가 서비스에 대해 각각 10%와 7.5%로 정해져 있으며, 국민기초생활수급 대상자는 별도의 본인부담을 지지 않도록 되어 있다.

22) 시설서비스 이용자 중 광주 남구와 안동에 사는 노인들이 없다. 이는 표본추출상의 문제로 보이며 장기요양서비스 이용의 지역적 차이에 대한 분석 결과를 해석할 때 주의를 요한다.

23) 결혼상태와 관련하여 배우자의 유무 상태와 노인가구 형태가 중요하나 아쉽게도 『2006년도 노인기능상태조사』(한국보건사회연구원)에서는 관련 질문에서 [노인독신가구, 노인부부가구, 자녀동거 노인가구, 기타 노인가구] 등 4개 항목으로 분류한 반면 『장기요양보험서비스 미이용자 실태조사』(국민건강보험공단)에서는 [없음, 배우자, (아들, 며느리), (딸, 사위), (손자, 손녀), 기타] 등 6개 항목으로 나누어 서로 간의 비교가 어렵다.

〈Table 4〉 Determinants of Long-Term Care Use(logit model)

	Use (=1)
Age	0.002 (0.005)
Female	0.278 ^a (0.090)
Poor	1.304 ^a (0.122)
Grade 1	0.417 ^a (0.101)
Grade 2	0.102 (0.104)
Gwangju Nam-gu	-0.414 ^b (0.193)
Suwon	-1.027 ^a (0.171)
Gangneung	-0.648 ^a (0.185)
Andong	-1.127 ^a (0.187)
Bukjeju	-0.879 ^a (0.204)
Busan Buk-gu	-0.619 ^a (0.202)
Wando	0.243 (0.243)
Intercept	-0.190 (0.445)
No. of obs.	2,674
Log-likelihood value	-1693.78

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) a: p<0.01, b: p<0.05, c: p<0.1. 3) The omitted category is Buyeo.

3. 장기요양서비스 이용 양태

본 절에서는 장기요양서비스 이용을 시설서비스 이용과 재가서비스 이용으로 나누어 위에서 고려한 변수들이 각각의 서비스 이용에 미치는 영향을 분석한다. 장기요양서비스의 종류 중 재가서비스는

시설서비스보다 재정부담 측면뿐 아니라 사생활 보호, 가족과의 유대감 유지 등 노인들의 삶의 질 측면에서 유리하다(OECD [2005]). 그러나 Norton(2000)은 재가서비스가 일상 가사활동의 지원을 포함하기 때문에 도덕적 해이(moral hazard)의 문제가 더욱 심각할 수 있다고 지적한다. 또한

Hughes et al.(1987)은 일부 재가서비스의 지원이 시설서비스 이용을 줄일 것이라는 기대와는 달리 영향을 주지 않는다는 결과를 보여주었다.²⁴⁾ 우리나라의 노인장기요양보험제도 2차 시범사업에서 제공된 장기요양서비스의 비용과 이용 양태를 살펴보면, 서비스 이용자 1인당 월평균 급여비용이 시설서비스의 경우 74만원이었으며, 재가서비스의 경우 24만원이었다(국민건강보험공단[2007]). 또한 동일 시범사업에서 전체 장기요양서비스 이용자 4,594명 중 시설서비스 이용자는 44.9%인 반면에 재가서비스 이용자는 35.4%로 시설서비스 이용자 비중이 더 크게 나타났다.²⁵⁾ 이는 위에서 지적하였듯이 외국과는 반대의 모습이다. 예를 들어, 일본의 경우 2000년에 65세 이상 노인인구 중 시설서비스 이용자는 3.2%, 재가서비스 이용자는 5.5%로 재가서비스 이용자 비중이 높았다. 마찬가지로 독일의 경우에도

2003년에 각각 3.9%, 7.1%로 재가서비스 이용자 비중이 더 크게 나타났다(OECD [2005]).

<Table 5>의 통계분석에서는 노인들의 장기요양서비스 이용 양태를 장기요양서비스 미이용(가정 내 비전문(unpaid) 장기요양서비스 포함), 재가서비스 이용, 시설서비스 이용 등 3개의 항목으로 나누어 다중선택 로짓 모형(multinomial logit model)을 사용하였다.

결과를 살펴보면, 요양인정 등급으로 측정된 노인들의 건강상태가 미이용에 비해 재가서비스와 시설서비스 이용을 증가시키며 시설서비스 이용에 더 큰 영향을 보인다.²⁶⁾ 구체적으로 log-odds(재가서비스/미이용)가 1등급 판정을 받은 노인의 경우 0.303 높으며 log-odds(시설서비스/미이용)는 0.908 높다. 노인들의 나이는 통계적으로 유의한 영향을 보이지 않은 반면에, 여성노인과 기초생활수급

24) 그 밖에 다른 장기요양서비스 중 Continuing Care Retirement Community(CCRC)는 주목할 만하다. 이는 상대적으로 젊고 건강할 때 요양시설을 갖추고 있는 일정한 거주지역(communitiy) 내 아파트 등을 빌려 생활하다가 건강이 악화되어 장기요양서비스가 필요할 경우 생활하던 지역 내의 요양시설에 입소하여 장기요양서비스를 받는 것이다. 이것의 장점은 장기요양서비스를 필요로 할 경우 다른 지역으로 이주할 필요가 없으므로 이주 시 동반되는 심리적 비용 등을 줄일 수 있고, 지역 내에서 함께 생활하던 배우자나 친구들과 가까이 지낼 수 있다는 것이다. 반면에 초기에 입회비(entry fee)와 매달 내는 비용(monthly rent fee)이 커서 소득이 일정 수준 이상인 사람들만 이용할 수 있다는 한계가 있다(Feinstein and Keating[1992]; Norton[2000]).

25) 이는 2차 시범사업의 결과이며 현재 시행 중인 노인장기요양보험제도하에서는 재가서비스 이용자가 시설서비스 이용자보다 많다(2008. 12. 22일자 『내일신문』의 ‘노인요양 대상자 40% 서비스 기피’ 기사에 대한 보건복지가족부 보도해명자료(2008. 12. 22)를 참조).

26) Wooldridge(2002)에 의하면, 측정된 계수의 음 혹은 양의 부호만으로 해당 변수가 재가서비스 혹은 시설서비스 이용확률에 미치는 음 혹은 양의 영향은 알 수 없다. 그러나 log-odds(재가서비스/미이용) 혹은 log-odds(시설서비스/미이용)에 미치는 해당 변수의 음 혹은 양의 영향은 측정된 계수의 부호에 의해(음일 경우 음의 영향으로, 양일 경우는 양의 영향으로) 결정된다.

〈Table 5〉 Determinants of Alternative Long-Term Care Use
(multinomial logit model)

	Home Care Use (=1)	Institutional Care Use (=2)
Age	0.001 (0.006)	0.005 (0.010)
Female	0.200 ^b (0.945)	0.665 ^a (0.179)
Poor	1.206 ^a (0.128)	1.678 ^a (0.187)
Grade 1	0.303 ^a (0.106)	0.908 ^a (0.175)
Grade 2	0.044 (0.109)	0.390 ^b (0.195)
Gwangju Nam-gu	-0.021 (0.204)	-34.077 (2.7e+6)
Suwon	-0.695 ^a (0.184)	-2.623 ^a (0.308)
Gangneung	-0.752 ^a (0.206)	-0.470 ^c (0.249)
Andong	-0.738 ^a (0.197)	-34.222 (2.3e+6)
Bukjeju	-0.866 ^a (0.224)	-0.914 ^a (0.287)
Busan Buk-gu	-0.536 ^b (0.219)	-0.822 ^a (0.287)
Wando	-0.008 (0.269)	0.584 ^c (0.301)
Intercept	-0.421 (0.471)	-2.086 ^a (0.780)
No. of obs.	2,674	
Log-likelihood value	-2,155.63	

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) a: $p < 0.01$, b: $p < 0.05$, c: $p < 0.1$. 3) The omitted category is Buyeo.

대상 노인들의 재가서비스와 시설서비스 이용확률이, 특히 시설서비스의 이용확률이 1% 혹은 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 높다. 구체적으로 log-odds(재가

서비스/미이용)가 여성의 경우 0.200 그리고 기초생활수급권자의 경우 1.206 높으며, log-odds(시설서비스/미이용)은 여성의 경우 0.665 그리고 기초생활수급권

자의 경우 1.678 높다. 서비스 이용 양태의 지역별 차이를 살펴보면, 기준 지역인 부여와 비교하여 북제주, 강릉, 안동, 수원, 부산 북구 등에서 1% 혹은 5% 수준에서 통계적으로 유의하게 재가서비스를 적게 이용하며, 동일 기준 지역과 비교하여 수원, 북제주, 부산 북구 등에서 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 시설서비스를 적게 이용한다.

그러나 <Table 4>와 <Table 5>의 분석에서는 의료서비스 이용과는 달리 장기요양서비스 이용에 중요한 배우자의 유무 상태와 노인가구 형태에 대한 변수가 생략되었다. 또한 노인가구의 소득이 장기요양서비스 이용에 미치는 영향도 분석되지 못했다. 따라서 <Table 6>에서는 노인가구 형태와 노인가구의 소득이 장기요양서비스 이용에 미치는 영향을 추가적으로 살펴보았다. 그러나 시설서비스 이용자는 모두 시설에서 거주하며 그들 가구의 소득 또한 무응답이거나 해당 없음이 많으므로 분석에서 생략하였다.

따라서 <Table 6>에서는 분석대상을 요양서비스 미이용자와 재가서비스 이용자로 한정하였다.²⁷⁾

<Table A-2>에서는 재가서비스 이용자와 미이용자 간 노인가구 형태와 노인가구의 월평균 소득의 차이를 비교하였다. 노인가구 형태의 차이를 살펴보면, 미이용자의 대부분은 노인부부가구(58.7%)이거나 자녀동거 노인가구(26.9%)인 반면에 재가서비스 이용자의 경우는 노인부부가구(34.6%)와 자녀동거 노인가구(43%) 외에 노인독신가구(17.3%)도 상당히 많음을 알 수 있다. 이는 배우자나 자녀로부터 비전문 요양서비스를 받을 수 없는 노인독신가가 재가서비스를 많이 이용하기 때문이라고 생각된다. 또한 미이용자와 비교하여 재가서비스 이용자 중 노인부부가구 비율이 적고 자녀동거 노인가구 비율이 상당히 높다. 따라서 배우자보다는 자녀와 동거할 경우 재가서비스를 이용하는 경향이 높음을 알 수 있다. 더불어 노인가구의 월평균 소득에

27) 앞서 언급하였듯이 분석에 사용된 2개의 설문조사, 즉 『2006년도 노인기능상태조사』에서는 노인가구 형태를 [노인독신가구, 노인부부가구, 자녀동거 노인가구, 기타 노인가구] 등 4개 항목으로 분류한 반면 『장기요양보협서비스 미이용자 실태조사』에서는 [없음, 배우자, (아들, 며느리), (딸, 사위), (손자, 손녀), 기타] 등 6개 항목으로 분류하였다. 따라서 미이용자 실태조사의 (아들, 며느리), (딸, 사위)와 함께 사는 노인은 『노인기능상태조사』의 자녀동거 노인가구로 분류하였고, (손자, 손녀)와 함께 사는 노인 혹은 기타에 해당하는 노인은 기타 노인가구로 분류하였다. 또한 『노인기능상태조사』에서는 노인가구의 월평균 소득을 직접 묻은 데 반하여 『장기요양보협서비스 미이용자 실태조사』에서는 노인가구의 월평균 소득을 [무소득, 50만원 미만, 50만~100만원 미만, 100만~200만원 미만, 200만원 이상, 잘 모르겠다] 등의 6개 항목으로 나누어 질문하였다. 따라서 『노인기능상태조사』에서의 노인가구의 월평균 소득에 대한 응답을 『장기요양보협서비스 미이용자 실태조사』의 [잘 모르겠다]를 제외한 5개 항목으로 분류하여 분석에 이용하였다. 한편, 『노인기능상태조사』에서의 노인가구의 월평균 소득을 살펴보면 평균이 110.6만원이며, 최고소득은 900만원이다.

〈Table 6〉 Determinants of Home Care Use(Logit Model)

	Use (=1)	
Living alone	0.752 ^a (0.238)	0.988 ^a (0.253)
Living with Spouse	-0.425 ^c (0.221)	-0.385 ^c (0.230)
Living with Children	0.799 ^a (0.218)	0.669 ^a (0.228)
Household Monthly Income (10,000 won)		
1 ~ 49		0.305 (0.229)
50 ~ 99		1.046 ^a (0.235)
100 ~ 199		0.531 ^b (0.242)
>= 200		0.992 ^a (0.246)
Age	-0.013 ^b (0.006)	-0.012 ^c (0.006)
Female	-0.226 ^b (0.106)	-0.252 ^b (0.111)
Poor	1.234 ^a (0.136)	1.408 ^a (0.148)
Grade 1	0.331 ^a (0.112)	0.280 ^b (0.117)
Grade 2	0.111 (0.115)	0.072 (0.119)
Intercept	0.854 (0.564)	0.152 (0.619)
No. of obs.	2,390	2,282
Log-likelihood value	-1,429.41	-1,337.49

Notes: 1) Standard errors are reported in parentheses. 2) 8 regional dummies are included. 3) a: p<0.01, b: p<0.05, c: p<0.1

대해 살펴보면, 미이용자의 34.2%가 50만원 미만의 월소득을 가지며 7.9%가 무소득임에 반해 재가서비스 이용자의 31.1%가 50만원 미만의 소득을 가지며

3.9%가 무소득이므로 재가서비스 이용자의 소득이 더 높아 보인다.

이러한 노인가구 형태와 노인가구의 월평균 소득이 재가서비스 이용 여부에

미치는 영향은 <Table 6>에 제시되어 있다. 첫 번째 항은 노인가구형태가 재가서비스 이용에 미치는 영향을 보여주며, 두 번째 항은 노인가구의 월평균 소득이 재가서비스 이용에 미치는 영향을 추가적으로 살펴본 것이다. 추정 결과를 살펴보면, 자녀와 함께 살고 있거나 혼자 사는 노인이 재가서비스를 이용할 확률이 통계적으로 유의하게 높음을 알 수 있다. 또한 소득이 없는 가계의 노인에 비하여 소득이 50만원 이상 되는 가계의 노인이 재가서비스를 이용할 확률이 높다. 또한 노인가구 형태와 노인가구의 월평균 소득을 고려하였을 때 노인들의 개인적 특성 중 나이와 여성이 앞의 결과와는 달리 재가서비스의 이용확률을 5% 혹은 10% 수준에서 통계적으로 유의하게 낮춘다. 이는 자녀와 함께 살고 있거나 혼자 사는 노인이 배우자와 함께 사는 노인과 비교하여 연령이 높고 여성일 가능성이 높기 때문이다. 실제로 배우자와 함께 살고 있는 노인의 평균 나이는 76.1세임에 반하여 혼자 살고 있는 노인과 자녀와 함께 살고 있는 노인의 나이는 각각 79.7세와 81.0세이다. 또한 배우자와 함께 살고 있는 노인들 중 여성노인의 비율은 47.6% (이론적으로는 50%여야 함)이며, 혼자 사

는 노인들 중 여성노인의 비율은 86.2%, 자녀와 함께 사는 노인들 중 여성노인의 비율은 83.8%이다. 반면에 노인가구 형태와 노인가구의 월평균 소득을 통제하고서도 요양서비스를 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급 대상 노인들의 재가서비스 이용확률은 여전히 1% 수준에서 통계적으로 유의하게 높다. 기초생활수급자 대상 여부가 재가서비스 이용에 대한 소득효과와 가격효과를 동시에 가짐을 고려할 때, 기초생활수급자 대상 여부가 소득을 추가적으로 통제하고서도 여전히 통계적으로 유의한 영향을 보이는 것은 소득과 더불어 가격 또한 재가서비스 이용에 미치는 영향이 큼을 시사한다.

데이터의 제약으로 인해 아쉽게도 위에서 직접적으로 분석하지 못한 장기요양서비스 수요 관련 변수 중에 가격변수는 특히 중요하다. Nyman(1989)은 장기요양서비스의 가격탄력성을 -1.7로 추정했다.²⁸⁾ 또한 Garber and MaCurdy(1993)는 병원에서 퇴원한 후의 요양시설 이용이 매우 가격탄력적임을 보였다. 미국의 경우, 병원에서 퇴원한 후의 요양시설 이용은 일정 기간 동안 Medicare의 지원을 받는데 1~20일까지는 요양시설 이용비에 대한 본인일부부담액(copayment)이

28) 노인의 건강상태에 따라 장기요양서비스 수요의 가격탄력성이 다를 수 있다. 예를 들어, 건강상태가 더 나쁜 경우 여러 장기요양서비스 가운데 하나인 시설서비스 수요의 가격탄력성은 작아질 수 있다. 반면에, 시설서비스 수요의 시설 간 가격 차이에 대한 탄력성은 커질 수 있다. 건강상태가 나빠 생활 시설에서 더 장기간 생활하여야 하는 경우 예산제약으로 인하여 시설의 가격에 수요가 더 민감하게 반응하기 때문이다(Nyman[1989]).

없고, 21~100일까지는 개인이 요양비용의 일부만 부담하고, 100일 이후에는 전체 비용을 부담해야 한다. 이러한 보험혜택의 변화를 통해 요양시설의 퇴소 경향을 살펴본 결과 20일과 100일에 퇴소 경향이 크게 증가하였다.²⁹⁾ 이러한 결과들은 장기요양서비스의 가격 또한 장기요양서비스 수요에 영향을 미치는 주요 요인임을 보여준다.

IV. 결 론

장기요양서비스는 노령 또는 노인성 질병 등으로 인해 인지 및 신체활동에 장애가 발생하여 독자적인 일상생활이 어려운 노인들에게 신체활동 또는 가사활동 등을 지원하는 서비스이다. 따라서 급성질환에 대한 의료서비스와는 달리 만성질환에 대한 서비스이므로 노년층이 증가할수록 또는 가정 내 요양서비스를 주로 담당하는 배우자 혹은 자녀 등이 감

소할수록 요양서비스에 대한 수요가 증가할 수 있다. 외국에서의 요양서비스 이용 경향을 살펴보면, 대부분의 나라에서 시설서비스보다 재가서비스를 많이 사용하며, 비전문적 서비스의 경우 여성배우자, 며느리 혹은 딸로부터 주로 요양서비스를 받고 있다. 또한 요양서비스 이용에 따른 비용과 그에 따른 재무위험은 상당히 크지만, 역선택, 도덕적 해이, 분산시킬 수 없는 시간적 위험(nondiversifiable intertemporal risk) 등의 이유로 민간보험이 발달하지 못하고 있다. 우리나라는 장기요양보호에 대한 제도적 대책으로 사회보험인 노인장기요양보험제도를 2008년 7월에 도입하였다.

장기요양서비스 수요의 결정요인에 대한 분석 결과를 살펴보면, 노인장기요양보험제도상 장기요양서비스 대상자를 정하는 등급판정에 일상생활활동에서의 장애가 노인들이 많이 앓고 있는 고혈압, 관절염, 치매 등의 질환을 통제하고서도 통계적으로 유의한 영향을 미쳤다. 또한 요양 등급으로 측정된 노인들의 건강상

29) 반면에 Grabowski and Gruber(2005)는 장기요양시설에 지불할 수가를 높이며, 요양시설의 공급을 확대하는 등의 Medicaid 정책 변화가 장기요양서비스 이용에 영향을 주지 않았다는 결과를 보여주었다. 한편, 가격은 장기요양서비스 수요의 양(quantity)뿐만 아니라 질(quality)에도 영향을 미친다. 미국의 Medicaid의 경우 장기요양시설에 지불하는 요양서비스에 대한 수가를 높였을 때 장기요양서비스의 질이 높아진다는 결과를 보였다(Grabowski[2001, 2004]). 이는 장기요양서비스 수가를 높였을 경우 장기요양서비스의 질이 낮아질 것이라는 기존의 주장과 정반대의 결과이다. 기존의 주장은 장기요양시설 내(일반이용자보다 여전히 낮은 가격을 지불하는) Medicaid 이용자 비중이 Medicaid 수가의 인상으로 증대되면 장기요양서비스 공급자는 일반이용자와 Medicaid 이용자가 함께 소비하는 장기요양서비스의 질을 높일 유인이 약화된다는 것이다. 즉, 장기요양서비스의 질을 높일 경우 더욱 높은 가격을 지불할 일반 이용자의 비중이 낮아지기 때문에 장기요양서비스의 질을 높일 유인이 약화된다는 것이다(Norton[2000]).

태, 여성, 기초생활수급 대상자 여부 등이 요양서비스의 이용, 특히 재가서비스 보다는 시설서비스 이용에 통계적으로 유의한 영향을 보였다. 분석대상을 요양서비스 미이용자와 재가서비스 이용자로 한정하여 노인가구 형태와 노인가구 소득의 영향을 추가적으로 살펴보면, 자녀와 함께 살고 있거나 혼자 사는 노인이 재가서비스를 이용할 확률이 높았으며, 소득이 없는 가계의 노인에 비하여 소득이 50만원 이상 되는 가계의 노인이 재가서비스를 이용할 확률이 높았다. 더불어 노인가구의 월평균 소득을 통제하고서도 요양서비스를 무료로 이용할 수 있는 기초생활수급 대상 노인들의 서비스 이용확률이 통계적으로 유의하게 높음은 소득과 더불어 가격 또한 재가서비스 이용에 영향을 미치는 주요 요인임을 보여 준다.

2차 시범사업 자료에 기초한 이러한

연구의 결과가 한계는 있지만 65세 이상 고령인구의 수와 노인들의 건강상태 등만을 중심으로 한 기존의 연구에 더하여 향후 관련 정책방향의 수립에 유용한 시사점을 줄 것으로 기대한다. 끝으로 요양서비스 수요 분석에서 중요한 요양서비스 이용기간에 대한 분석이 차후 요구된다. 요양서비스 수요를 추정하기 위해 요양서비스를 이용할 확률과 요양서비스 평균 이용기간을 곱하기도 한다. 그러나 Garber(1987)는 두 변수가 독립적이지 않기 때문에, 예를 들어 건강이 심각한 상태인 노인이 요양서비스를 이용할 확률은 높으나 그의 높은 사망확률 때문에 이용기간이 짧을 수 있으므로, 두 변수의 곱으로 계산된 결과는 오류가 있음을 지적한다. 따라서 차후 패널데이터를 이용하여 요양서비스의 이용확률과 이용기간을 동시에 분석하는 것이 보다 나은 수요 분석을 위해 필요하다.

참 고 문 헌

- 국민건강보험공단, 『노인장기요양보험제도 2차 시범사업 운영결과』, 2007.
- 선우덕 외, 『노인수발보험제도 시범사업 평가연구(1차)』, 정책보고서 2006-17, 보건복지부 · 한국보건사회연구원 2006.
- 선우덕 외, 『노인장기요양보험제도 시범사업 평가연구(2차)』, 정책보고서 2007-22, 보건복지부 · 한국보건사회연구원, 2007.
- 윤희숙, 『민간의료보험 가입이 의료이용에 미치는 영향』, 『한국개발연구』, 제30권 제2호, 한국개발연구원, 2008.
- 임금자, 『독일의 수발보험제도』, 의료정책포럼, 제4권 제2호, 2006.
- 정완교 · 진양수, 『노인장기요양보험제도의 문제점과 개선방향』, 정책포럼 제202호(2008-14), 한국개발연구원, 2008a.
- 정완교 · 진양수, 『장기요양서비스의 수요 분석』, 정책연구시리즈 2008-05, 한국개발연구원, 2008b.
- Cohen, M. A. and A. K. N. Kumar, “The Changing Face of Long-Term Care Insurance in 1994: Profiles and Innovations in a Dynamic Market,” *Inquiry* 34, 1997, pp.50~61.
- Costa, D. L., “Long-Term Decline in Disability among Older Men: Medical Care, Public Health, and Occupational Change,” NBER Working Paper 7605, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2000.
- Feinstein, J. S. and E. G. Keating, “An Economic Analysis of Life Care,” NBER Working Paper 4155, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1992.
- Foster, L., R. Brown, B. Phillips, J. Schore, and B. L. Carlson, “Improving the Quality of Medicaid Personal Assistance through Consumer Direction,” *Health Affairs*, Web exclusive, March 2003, pp.162~175.
- Garber, A. M., “Long-Term Care, Wealth, and Health of the Disabled Elderly Living in the Community,” NBER Working Paper 2328, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 1987.
- Garber, A. M. and T. E. MaCurdy, “Predicting Nursing Home Utilization among the High-Risk Elderly,” in D. A. Wise (ed.), *Issues in the Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press, 1990, pp.173~200.
- Garber, A. M. and T. E. MaCurdy, “Nursing Home Discharges and Exhaustion of Medicare Benefits,” *Journal of the American Statistical Association* 88(423), 1993, pp.727~736.
- Grabowski, D. C., “Medicaid Reimbursement and the Quality of Nursing Home Care,” *Journal of*

- Health Economics* 20(4), 2001, pp.549~569.
- Grabowski, D. C., "A Longitudinal Study of Medicaid Payment, Private-Pay Price and Nursing Home Quality," *Journal of Health Care Finance and Economics* 4(1), 2004, pp.5~26.
- Grabowski, D. C. and J. Gruber, "Moral Hazard in Nursing Home Use," NBER Working Paper 11723, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA., 2005.
- Headen Jr., A. E., "Time Costs and Informal Social Support as Determinants of Differences between Black and White Families in the Provision of Long-Term Care," *Inquiry* 29, 1992, pp.440~450.
- Hoerger, T. J., G. Picone, and F. A. Sloan, "Public Subsidies, Private Provision of Care and Living Arrangements," *Review of Economics and Statistics* 78(3), 1996, pp.428~440.
- Hughes, S. L., L. M. Manheim, P. L. Edelman, and K. L. Conrad, "Impact of Long-Term Home Care on Hospital and Nursing Home Use and Cost," *Health Services Research* 22(1), 1987, pp.19~47.
- Kemper, P. and C. M. Murtaugh, "Lifetime Use of Nursing Home Care," *New England Journal of Medicine* 324, 1991, pp.595~600.
- Kemper, P. and L. E. Pezzin, "The Effect of Public Provision of Home Care on Living and Care Arrangements: Evidence from the Channeling Experiment," in R. Eisen and F. A. Sloan (eds.), *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996, pp.125~146.
- Klein, T., "Determinants of Institutionalization in Old Age," in R. Eisen and F. A. Sloan (eds.), *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996, pp.103~113.
- Levit, K. R., H. C. Lazenby, B. R. Braden, C. A. Cowan, A. L. Sensenig, P. A. McDonnell, J. M. Stiller, D. K. Won, A. B. Martin, L. Sivarajan, C. S. Donham, A. M. Long, and M. W. Stewart, "National Health Expenditures," *Health Care Financing Review* 19(1), 1997, pp.161~200.
- Liu, K., K. G. Manton, and B. M. Liu, "Home Care Expenses for the Disabled Elderly," *Health Care Financing Review* 7(2), 1985, pp.51~58.
- Liu, K., T. McBride, and T. Coughlin, "Risk of Entering Nursing Homes for Long versus Short Stays," *Medical Care* 32(4), 1994, pp.315~327.
- Miltenburg, Th. E. M. and C. C. Ramakers, "Evaluatie-onderzoek Persoonsgebonden Budget in Nederland (Evaluation Research on Personal Care Budgets in the Netherlands)," *Tijdschrift voor Gezondheidswetenschappen* 77(7), 1999, pp.422~429.
- Morris, C. N., E. C. Norton, and X. H. Zhou, "Parametric Duration Analysis of Nursing Home Usage," in N. Lange, L. Ryan, L. Billard, D. Brillinger, L. Conquest, and J. Greenhouse (eds.), *Case Studies in Biometry*, New York: John Wiley and Sons, 1994, pp.231~248.
- Murtaugh, C. M., P. Kemper, and B. C. Spillman, "Risky Business: Long-Term Care Insurance

- Underwriting,” *Inquiry* 32, 1995, pp.271~284.
- Murtaugh, C. M., P. Kemper, B. C. Spillman, and B. L. Carlson, “The Amount, Distribution, and Timing of Lifetime Nursing Home Use,” *Medical Care* 35(3), 1997, pp.204~218.
- Naon, D., “The Impact of the Community Long-term Care Insurance Law on Services for the Elderly in Israel,” in R. Eisen and F. A. Sloan (eds.), *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996, pp.115~123.
- Nocera, S. and P. Zweifel, “Women’s Role in the Provision of Long-term Care, Financial Incentives, and the Future Financing of Long-term Care,” in R. Eisen and F. A. Sloan (eds.), *Long-Term Care: Economic Issues and Policy Solutions*, Boston: Kluwer Academic Publishers, 1996, pp.79~102.
- Norton, Edward C., “Long-Term Care,” in A. J. Culyer and J. P. Newhouse (eds.), *Handbook of Health Economics*, Chapter 17, North Holland, 2000, pp.955~994.
- Norton, E. C. and J. P. Newhouse, “Policy Options for Public Long-Term Care Insurance,” *Journal of the American Medical Association* 271(19), 1994, pp.1520~1524.
- Nyman, J. A., “The Private Demand for Nursing Home Care,” *Journal of Health Economics* 8(2), 1989, pp.209~231.
- OECD, *Long-term Care for Older People*, OECD Health Project, Paris: OECD, 2005.
- OECD, *OECD Economic Surveys: Korea*, Paris: OECD, 2007.
- Pezzin, L. E., P. Kemper, and J. Reschovsky, “Does Publicly Provided Home Care Substitute for Family Care? Experimental Evidence with Endogenous Living Arrangements,” *The Journal of Human Resources* 31(3), 1996, pp.650~676.
- Reschovsky, J. D., “Demand for and Access to Institutional Long-Term Care: The Role of Medicaid in Nursing Home Markets,” *Inquiry* 33, 1996, pp.15~29.
- Reschovsky, J. D., “The Roles of Medicaid and Economic Factors in the Demand for Nursing Home Care,” *Health Services Research* 33(4), 1998, pp.787~813.
- Rhoades, J., D. E. B. Potter, and N. Krauss, “Nursing Homes - Structure and Selected Characteristics, 1996,” MEPS Research Finding No. 4, AHCPR Publication No. 98-0006, Agency for Health Care Policy and Research, Rockville, MD, 1998.
- Rowe, J. W., “Health Care of the Elderly,” *New England Journal of Medicine* 312, 1985, pp.827~835.
- Stone, R., G. L. Cafferata, and J. Sangl, “Caregivers of the Frail Elderly: A National Profile,” *The Gerontologist* 27(5), 1987, pp.616~626.
- Wooldridge, J. M., “Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data,” Cambridge, Massachusetts: The MIT Press, 2002.

<Table A-1> Diseases Incidence among Long-Term Care Users

	Long-Term Care Users		Home Care Users		Institutional Care Users	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
No. of Obs.	1,176		919		257	
Cancer	0.026	0.160	0.026	0.160	0.027	0.163
Diabetes	0.220	0.415	0.235	0.424	0.167	0.374
Arthritis	0.522	0.500	0.539	0.499	0.463	0.500
Dementia	0.421	0.494	0.347	0.476	0.685	0.465
Hypertension	0.565	0.496	0.597	0.491	0.447	0.498
Paralysis · Stroke · Cerebrovascular Diseases	0.396	0.489	0.419	0.494	0.315	0.465

<Table A-2> Summary Statistics of Home Care Users and Non-Users

	Non-Users		Users	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.
Living Arrangement				
No. of Obs.	1,471		919	
Living alone	0.095	0.294	0.173	0.378
Living with Spouse	0.587	0.493	0.346	0.476
Living with Children	0.269	0.444	0.430	0.495
Others	0.049	0.216	0.051	0.220
Household Monthly Income(10,000 won)				
No. of Obs.	1,412		870	
No Income	0.079	0.270	0.039	0.194
1 ~ 49	0.342	0.475	0.311	0.463
50 ~ 99	0.194	0.396	0.270	0.444
100 ~ 199	0.222	0.416	0.182	0.386
>= 200	0.162	0.369	0.198	0.398