

조건부가치측정법을 이용한 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액 추정

이 태 진[†], 이 수 형^{*}

한림대학교 의과대학 사회의학교실, 서울대학교 보건대학원^{*}

<Abstract>

Estimation of Willingness to Pay for Long-Term Care Insurance Using the Contingent Valuation Method

Tae-jin Lee[†], Sue hyung Lee^{*}

*Department of Social & Preventive Medicine, College of Medicine, Hallym University
Graduate School of Public Health, Seoul National University^{*}*

According to rapid increase of the population of senior citizens, there has been growing concern of Long-Term Care(LTC) services recently. Long-Term Care services, however, haven't been established systematically in Korea and the supply of LTC services is not sufficient despite the increase in the current social demand.

This study aims to estimate the 'Willingness to Pay(WTP)' for LTC insurance which the government plans to introduce by means of social insurance, using Contingent Valuation Method(CVM). In addition, this study analyzes the factors affecting WTP for LTC insurance.

An interview survey was carried out to derive WTP for LTC from 450 people who lived in Seoul aged 20 and above during the period from 16th to 21st of June 2003. Double-Bounded Dichotomous Choice Method was applied among several CVMs available to estimate both use value and no-use value of goods. There was pilot survey carried

* 이 논문은 2002년도 한국학술진흥재단의 지원에 의하여 연구되었음." (KRF-2002-003-E00050)

* 접수 : 2005년 10월 31일, 심사완료 : 2006년 2월 15일

† 교신저자 : 이태진, 한림대학교 의과대학 사회의학교실(033-248-2665, tjlee@hallym.ac.kr)

out prior to the main survey.

The results show that the average monthly WTP for LTC provided in home and residential setting is 18,192Won and 19,293Won, respectively. In the case of home care, WTP goes higher depending on reliability of LTC insurance policy and need for LTC insurance, as well as marital status, education and average monthly income. On the contrary, WTP is conversely affected by higher age and higher bids. In the case of institutional care, the factors affecting WTP are similar to those of home care, except age.

This study followed NOAA's suggestions generally and the value derived through survey could be reliable. However, there can be the least bias in the process of survey because the CVM should be used under the supposed circumstances. Despite those limitations, it can be concluded that the amount the citizens are willing to pay for LTC is high enough to meet the costs needed to provide LTC.

Key Words : Contingent Valuation Method(CVM), Willingness to Pay(WTP), Dichotomous Choice Method, Long-Term Care service, Long-Term Care insurance

I. 서 론

1990년대 이후 크게 증가한 노인인구로 인해 우리나라는 2003년 현재 65세 이상 노인인구가 전체 인구의 8.3%를 차지하여 본격적인 고령화사회(Ageing Society)로 진입했으며 2018년에는 고령사회(Aged Society)인 14.4%에 도달할 것으로 추정되고 있다(통계청, 2005). 그 중에서도 80세 이상 후기고령자가 지속적으로 증가할 것으로 예상된다.

장병원(2003)에 의하면 우리나라 전체 인구 중 만 65세 이상 노인의 86.7%가 관절염, 고혈압, 뇌혈관질환, 중풍 및 치매와 같은 만성질환을 1가지 이상 가지고 있는 것으로 나타났다. 특히 신체적, 정신적 기능의 상태와 수족수발정도를 감안하여 유형별 장기요양보호 필요노인을 추계한 연구에 따르면 허약노인은 전체노인의 약 5.85%(20만 9천명), 신체적, 정신적 기능의 장애노인은 전체 재가노인의 14.82%(53만명)로 대략 20.67%(74만명)의 노인이 공적 장기요양보호서비스를 필요로 하는 것으로 조사되었다(정경희 등, 2001).

그러나 장기요양보호를 필요로 하는 노인에 비해서 노인장기요양보호서비스의 공급은 매우 부족한 상황이다. 2002년 말 현재 요양시설 및 전문요양시설 입소정원수는 19,105명(유료

시설제외)으로 이는 65세 이상 노인의 0.51%수준이며, 재가복지서비스 이용 노인 수 또한 2만명으로 65세 이상 노인인구의 0.4%수준이다(장병원, 2003). 게다가 노인요양 및 전문요양 시설은 대부분 무료대상노인(국민기초생활보장제도 수급권자) 위주로 운영되고 있어 일반소득계층의 요양노인을 위한 시설 또한 절대적으로 부족하며 시설이 있다고 하더라도 비용부담이 과중한 것이 사실이다(선우덕 등, 2001).

이처럼 우리나라의 노인장기요양서비스 보급 수준은 매우 낮은 수준이며 요양서비스를 필요로 하는 노인을 위한 장기요양서비스체계 또한 미흡한 상태이다. 이러한 사회적 분위기 속에서 학계에서도 노인장기요양보호 및 체계에 대한 연구를 활발히 하고 있으나 노인장기요양보호 및 체계에 대한 연구와는 달리 재원조달방안부분에 있어서의 구체적인 재정규모 추계나 잠재 수요자의 부담능력에 대한 연구조사는 아직까지 미흡한 편이다.

물론 '장기요양보호대상 노인의 수발실태 및 복지욕구(정경희 등, 2001)'에 관한 연구에서 노인복지서비스의 적정비용을 조사했으나, 이는 노인복지서비스가 유료라도 이용하겠다고 응답한 수발자에 한하여 조사된 비용이기 때문에 노인 및 잠재적인 수요자를 대표할 수 있는 부담비용이라고는 말할 수 없다.

따라서 노인 및 잠재 수요자들의 부담능력을 고려하여 노인장기요양서비스 제공에 필요한 재원조달이 현실적으로 가능한지를 가늠해 볼 필요가 있다. 이에 본 연구는 노인장기요양서비스를 위한 재원조달방법의 하나인 노인장기요양보험을 사회보험 형태로 도입했을 때 이러한 보험에 대한 총 가치, 즉 지불의사금액(WTP: Willingness to Pay)을 조건부가치측정법(CVM: Contingent Valuation Method)을 이용하여 추정하고 이와 함께 지불의사금액에 영향을 미치는 변수를 분석하고자 한다.

II. 조건부가치측정법에 관한 이론적 고찰

1. 조건부가치측정법의 개념

조건부가치측정법은 가상적으로 설계된 시장에 기초하여 그 시장이 존재한다는 조건하에 설문에 대한 응답을 이용하여 해당 재화의 가치, 즉 최대 지불의사금액(WTP)을 추정하는 방법이다. 이는 개인이 모든 종류의 재화에 대해 걸으로 드러나 있지는 않지만 선호를 가지고 있다는 견해에 기초하며, 각 개인은 자신의 선호를 화폐단위의 가치로 감정할 수 있다고 가정한다(정근영, 1998). 이 방법은 재화의 경제적 가치를 Hicks(Hicks)의 소비자잉여(CS)의 개념으로 직접 도출할 수 있을 뿐만 아니라 재화의 가치 중 비현시적 선호, 즉 비사용가치 또한 측정할 수 있어서 그 적용범위가 매우 넓다.

그러나 조건부가치측정법은 가상시나리오설계, 표본설계, 조사설계과정에서 많은 오류가 발생할 수 있으며 가치측정이 전적으로 설문에 의존하다 보니 상황에 따라 설문결과가 달라질 수 있다는 특성이 있다. 또한 응답자가 친숙하지 않은 평가대상의 가치를 측정하는 경우에 있어 신뢰성(reliability)의 문제가 제기된다. 실제로 Dubourg는 비교적 일반 시민에게 친숙한 도로 교통안전이라는 평가 대상을 조건부가치측정법을 이용하여 측정했음에도 불구하고 응답자의 선호에 일관성이 결여되어 있다고 보고했다(김태운, 1998에서 재인용).

이러한 우려와 문제제기에도 불구하고 조건부가치측정법의 단점을 보완하려는 움직임은 계속되어 왔으며 특히 1989년 Exxon Valdez호 좌초사건을 계기로 조건부가치측정법이 상당히 현실적인 결과를 도출 할 수 있음이 보편적으로 인정되었다. 따라서 가상시나리오가 합리적으로 설계되고 시행과정이 적절히 통제된다면 조건부가치측정법은 비사용가치까지 포함한 재화의 가치를 평가하는 적절한 수단으로 받아들일 수 있다.

2. 조건부가치측정법의 이론적 기초

본 연구의 대상인 노인장기요양보험을 예를 들어 조건부가치측정법의 이론적 기초를 살펴보면 다음과 같다.

노인장기요양보험 가입으로 발생하는 편익 측정을 위해서 조건부가치측정법을 이용한다고 할 때, 응답자에게 보험가입 이전의 효용수준을 유지하기 위한 지출액(Y_0)과 보험가입으로 변화된 상황에서 최초의 효용수준을 유지하기 위한 지출액(Y_1)의 차이인 Hicks(Hicks)의 보상잉여(CS)를 직접적으로 대답하도록 한다. 그러므로 간접적 가치측정방법과는 달리 효용함수에 대한 일반적 가정이나 수요함수 도출 등의 복잡한 중간과정을 거치지 않고 지출함수에서 직접 노인장기요양보험 가입으로 발생하는 편익에 대한 Hicks의 보상잉여인 최대 지불의사금액(WTP)을 이끌어 낼 수 있다.

Hicks의 보상잉여의 개념을 지불함수간의 관계로 표현하면 다음과 같다.

$$CS = e(p, q_0; U_0, Q, T) - e(p, q_1; U_0, Q, T) \quad (II-1)$$

여기서 P : 시장 재화들의 가격 벡터

q_0 : 노인장기요양보험 가입 이전의 보건의료 수준

q_1 : 노인장기요양보험 가입으로 변화된 보건의료 수준

U_0 : 최초의 효용수준

Q : 변화하지 않았다고 가정되는 다른 공공재의 벡터

T : 응답자의 선호를 반영하는 변수 벡터

위 식에서 첫 번째 지출함수의 값 Y_0 은 다른 조건들이 일정한 상태에서 노인장기요양보험 가입 이전의 보건의료수준 q_0 에서 U_0 의 효용을 얻기 위한 최소 지출 수준인 현재 소득이고, 두 번째 지출함수의 값 Y_1 은 다른 조건들이 일정하고 보험 가입으로 보건의료 수준만 q_1 으로 변화했을 때 최초의 효용수준인 U_0 을 유지하도록 할 수 있는 최소의 지출수준이다. 이 때 보건의료 수준의 변화에 따른 Hicks의 보상잉여인 지불의사금액은 Y_0 와 Y_1 의 차이로 정의된다. Willing(1976)은 위 식이 소득보상함수와 동등한 형태로 표현된다는 것을 보여주었다. 지불의사가 가치에 대한 추정치로 사용될 때 소득보상함수는 보통 다음과 같은 지불의사로 간주된다.

$$WTP(q_i) = f(p, q_1, q_0, Q, Y_0, T) \quad (II-2)$$

여기서 응답자의 지불의사금액은 사적재의 가격(P)과 노인장기요양보험가입 이전의 보건의료수준(q_0), 노인장기요양보험 가입으로 변화된 보건의료 수준(q_1), 변화되지 않는 공공재의 수준(Q), 응답자의 선호(T), 현재의 소득(Y_0) 등에 의해 영향을 받는다는 것을 알 수 있다.

이 방정식이 조건부가치측정법에서 노인장기요양보험 가입으로 발생하는 경제적 후생변화를 화폐가치로 나타내주는 가치측정함수(Valuation Function)로서 조건부가치측정법의 이론적 기초를 이룬다¹⁾.

3. 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액 추정방법으로서 조건부가치측정법

지금까지 연구되어 온 대부분의 보건의료사업의 가치는 인적자본접근법을 바탕으로 측정되었다. 그러나 인적자본접근법은 질병으로 야기되는 전체적인 삶의 질의 저하로 발생하는 사회·심리학적 비용과 같은 무형의 비용 및 편익을 계산할 수 없어 질병으로 비롯된 비용 및 편익을 과소평가하는 경향이 있다. 그럼에도 불구하고 기존의 대부분의 연구들이 인적자본접근법에 의해 대상재화의 비용과 편익을 측정한 이유는 인적자본접근법에 필요한 비용과 편익 자료를 쉽게 수집할 수 있고, 질병의 예방, 진단, 치료 및 재활에 직접 지출된 비용과 질병으로 인한 생산성 손실량의 가치 또는 기준 시점의 소득수준에 의거한 미래소득의 감소액 등을 명백히 수치화할 수 있어 측정된 값에 대한 신뢰성 문제의 소지를 줄일 수 있기 때문이다.

인적자본접근법을 이용한 기존의 가치측정 연구들은 대부분 무형의 편익 및 비용을 제한적으로 측정했거나 측정에서 제외하는 경향이 있었다. 가령, 신영전(1994)은 인적자본접근법

1) 신영철(1997)의 '조건부가치측정법에 의한 한강수질개선 편익 추정'에 관한 연구' (p15)를 참고.

을 이용한 '풍진 예방접종사업의 비용-편익분석'에서 편익 측정시 특히 선천성 풍진증후군을 가진 신생아의 출생시 부모들이 갖게 될 정신적인 피해와 같은 무형의 편익을 감안하지 않았고, 이태화 등(2002)의 '보건진료원 활동의 비용-편익' 연구에서는 무형의 편익을 배제하고 오직 유형의 편익만을 분석대상으로 삼아 측정했다. 그 외 서울시 일부지역 노인정 노인들을 대상으로 보건간호사업의 비용-편익을 측정한 강영수 등(1988)의 연구, 김정희(1998)의 '직장 의료보험에서 실시하는 B형감염 예방사업의 비용-편익분석' 연구와 그리고 오진경(2002)의 '우리나라 수두예방접종의 비용-편익분석' 등의 연구에서도 무형의 편익의 계량화 문제로 인해 이를 제외하거나 최소화 하였다.

그러나 보건의료서비스의 경우 일반 재화와는 달리 비사용가치, 즉 무형의 편익이 차지하는 비중이 상대적으로 클 수밖에 없기 때문에 이를 의도적으로 제외하거나 제한할 경우 정확한 비용 및 편익을 측정할 수 없다. 따라서 보건의료서비스의 경우 비사용가치, 즉 무형의 편익 및 비용까지 측정할 수 있는 측정방법이 필요하다.

조건부가치측정법은 재화의 편익에 대한 지불의사를 측정하는 일종의 도구로서 모든 재화에 대한 소비자의 선호를 가상의 설문을 통해 이끌어 낼 수 있어 인적자본접근법의 대안으로 이용된다. 무엇보다 조건부가치측정법은 대상 재화의 비사용가치도 측정할 수 있어 그 적용범위가 매우 넓다. 그러나 조건부가치측정법은 가상시나리오설계, 표본설계, 조사설계과정에서 많은 편이가 발생할 수 있고 상황에 따라 설문결과가 달라지는 특성이 있다. 따라서 조건부가치측정법의 블루리본(blue ribbon)이라 불리는 미국 국립해양·대기관리국(NOAA: National Oceanic and Atmospheric Administration) 보고서의 권고사항을 준수하여 가상시나리오를 합리적으로 설계하고 시행과정을 적절히 통제한다면 대상재화의 가치를 적절히 측정할 수 있는 방법이 될 것이다.

요컨대, 기존의 인적자본접근법을 이용하여 가치를 측정할 경우 노인장기요양보험 가입으로 발생하는 가치를 과소평가할 여지가 있기 때문에, 조건부가치측정법을 이용하여 노인장기요양보험 가입으로 인한 가치를 측정하는 것이 타당할 것이다. 게다가 사후적(ex post) 시점에서 경제적 후생을 표시하는 인적자본접근법과는 달리 조건부가치측정법은 사전적(ex ante) 시점에서 불확실성을 고려하여 대상재화의 가치를 가장 적절히 측정할 수 있는 방법이다. 따라서 가입 이전, 즉 사전적(ex ante) 시점에서의 노인장기요양보험의 가치를 측정하는 본 연구에서는 대상재화의 가치측정방법으로서 조건부가치측정법을 이용하는 것이 타당하다고 생각된다.

Ⅲ. 연구방법

1. 지불의사금액 추정을 위한 설문설계

조건부가치측정법은 가상적인 상황에 대한 설문을 통해 대상재화의 가치를 평가하는 방법이기에 때문에 설문방법에 따라서 결과가 달라질 수 있으며 여러 가지 편의(bias)의 영향을 받을 수 있다. 따라서 조건부가치측정법에서는 정교한 가상시나리오설계, 표본설계, 조사설계가 무엇보다 중요하다. 이를 위해 본 연구는 NOAA 패널의 권고사항을 최대한 수용하려고 노력했으며 조건부가치측정법을 이용한 가치측정에 일반적으로 적용되는 5가지 단계에 맞춰 사회보험으로서의 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액을 추정하였다.

조건부가치측정법을 이용하여 가치를 측정할 경우 일반적으로 적용되는 5가지 단계는 다음과 같다. 우선 1단계에서는 연구대상 재화를 선정한다. 2단계에서는 수집된 자료를 바탕으로 가상시나리오를 작성하며, 3단계에서는 여러 차례의 수정을 거쳐 응답자가 이해하기 쉽도록 가상시나리오를 수정·보완한다. 이 단계에서 시나리오 작성시 예상되는 편의를 최소화하

1. 연구대상재 선정	사회보험으로서 노인장기요양보험
2. 시나리오 작성	재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 시나리오 시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 시나리오
3. 설문조사 설계 및 설문지 보완	표본: 만 20세 이상 서울시민 450명 표본추출방법: 임의추출 설문방법: 일대일 개인면접 지불수단설정: 월 보험료 지불의사유도방법: 이중경계 양분선택형질문법
사전조사	만 20세 이상 서울시민 30명, 전화설문 (제시금액 추정 및 설문지 수정·보완)
4. 설문시행	조사방법: 자체 훈련받은 조사원에 의한 일대일 개인면접
5. 자료취합 및 분석	평균 지불의사금액 추정

그림 1. 실증연구에 있어서의 조건부가치측정법의 5가지 적용단계

기 위해 혹은 적절한 제시금액을 선정하기 위해 NOAA에서는 사전조사(pretest)를 권하고 있다. 4단계는 실제로 설문을 시행하는 단계인데 이 단계에서는 무엇보다 조사원들의 충분한 사전교육이 강조된다. 5단계에서는 설문조사로부터 얻어진 자료를 분석하여 필요한 정보를 도출한다. <그림 1>은 본 연구의 가치측정대상을 조건부가치측정법 5가지 단계에 적용한 것이다.

1) 가상시나리오 설계

(1) 대상재화 선정 및 시나리오 작성

본 연구에서 추정하고자 하는 것은 사회보험으로서 노인장기요양보험에 가입했을 때의 지불의사금액이므로 시나리오 대상재화는 노인장기요양보험 가입으로 제공되는 서비스이다.

구체적인 시나리오 설계는 다음과 같다. 먼저 조건부 시장의 일반적 상황을 이끌어내기 위해 노인인구 증가로 인해 발생하는 사회적 이슈와 문제점들을 언급했다. 그 후 응답자에게 가정내 수발이 필요한 노인이 있는지 여부, 보살핌이 필요한 노인들을 누가 돌봐야 하는지, 그리고 이 설문을 접하기 전에 노인장기요양보험에 대해 듣거나 생각해 본 적은 있는지를 물어으로써 응답자들이 설문에 적응할 수 있는 기회를 제공하였다.

그 다음 본격적인 지불의사금액 추정단계로 보험 서비스에 대한 가상시나리오를 언급하였다. 가상시나리오에 사용한 서비스는 크게 집에서 이루어지는 재가서비스와 시설에 입소하여 서비스를 받는 시설서비스²⁾로 구분하였고 재가서비스와 시설서비스는 별개의 서비스로 간주하였다.

첫 번째 가상시나리오(재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험)는 사회보험의 일환으로 정부가 치매 혹은 중풍과 같은 노인성 질환이나 부상 혹은 허약함으로 일상생활을 하기 어려워 가족이외 다른 사람의 도움, 즉 간병 혹은 간호가 필요한 만 65세 이상 노인에게 주로 집에서 이루어지는 노인장기요양서비스, 즉 가정봉사서비스, 주간보호서비스, 단기보호서비스, 식사배달서비스, 방문간호서비스를 제공하는 보험을 도입한 상황이다.

시나리오 설명시 위와 같은 서비스를 제공하는 노인장기요양보험은 국가가 운영하는 사회보험으로서 현재 본인의 나이와 상관없이 의무적으로 가입해야 하며 만 65세 이상 그리고 노인성질환이나 사고로 거동이 불편하여 일상생활을 하기 어려운 노인에 한해서만 제공되는 서비스임을 언급하였다. 또한 만 65세가 되었다 하더라도 건강상태가 양호하여 보험의 수혜

2) 가상시나리오에서 사용한 서비스항목은 재가서비스는 가정봉사서비스, 주간보호서비스, 단기보호서비스, 식사배달서비스, 방문간호서비스이고, 시설서비스는 요양병원, 전문요양시설, 요양시설 구분없이 전문적인 요양서비스 서비스이다. 이는 '노인장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안'(선우덕 등, 2001) 내 노인장기요양 재원추계항목을 참고한 것이다.

대상자가 되지 않을 경우 65세 이전까지 지불한 돈은 되돌려 받을 수 없다는 점도 언급하였다. 아울러 응답자에게 노인장기요양보험에 가입함으로써 본인 및 그 가족의 경제적 부담뿐만 아니라 신체적, 정신적 부담까지도 완화시킬 수 있다는 점, 전문적이고 체계적인 간병·보호서비스를 받을 수 있다는 점, 그리고 요양서비스가 필요할 때 그에 해당하는 서비스를 안심하고 받을 수 있다는 점을 언급하였다. 그리고 응답자에게 본인의 예산선(소득수준)에 비추어 지불의사를 판단할 수 있도록 응답자의 예산선을 상기시켰으며 본 노인장기요양보험은 건강보험과는 별개의 보험임을 다시 한번 인식시켰다.

시나리오를 설명한 후 본인의 예산선을 상기시킨 상황에서 응답자에게 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험을 위해 지불할 수 있는 금액에 대해 질문하였다. 그 후 응답자의 지불의사금액을 확인하는 차원에서 응답자가 말한 지불의사금액을 재차 언급하였다.

시설서비스를 제공하는 두 번째 시나리오는 치매, 중풍과 같은 노인성질병이나 사고로 요양시설의 입소가 필요한 만 65세 이상 노인이 노인요양시설에 입소하여 간호, 간병, 요양, 재활서비스와 기타 일상생활에 필요한 편의를 제공받는 상황이다. 본 서비스 또한 국가가 운영하는 사회보험으로서 현재 본인의 나이와 상관없이 의무적으로 가입해야 하며 그 외 상황은 첫 번째 시나리오와 동일하였다.

가상시나리오 작성시 노인장기요양서비스에 대한 구체적인 공급수준에 대한 언급은 제외했다. 물론 구체적인 공급량을 명시할 때 보다 정확한 지불의사금액을 추정할 수 있으나, 조사 당시 장기요양보험에 대한 구체적인 방안이 아직 마련되지 않은 상황이었기에 대략적인 공급량만을 언급했다.

시나리오는 응답자가 노인장기요양보험이란 개념을 보다 쉽게 인식할 수 있도록 가능한 쉽게 묘사했다.

(2) 지불수단

가상적인 시나리오설계에 있어서 중요한 역할을 하는 것은 응답자가 밝히고자 하는 지불의사를 쉽게 표현할 수 있도록 지불수단(payment vehicle)을 제시하는 것이다. 또한 현실성 있는 지불수단이 되도록 시장을 설정하는 것이 응답자가 진정한 가치를 밝힐 수 있다는 측면에서, 가상적 상황을 좀 더 현실화 시킨다는 점에서 그리고 의도와 행동간의 관계를 밀접하게 할 수 있다는 점에서 무엇보다 중요하다(표희동과 장학봉, 2001). 따라서 본 연구는 위의 사항을 감안하여 노인장기요양보험에 대한 지불수단을 ‘월 보험료(contribution per month)’로 선정했다³⁾.

3) 실제 노인장기요양보험 운영시에는 보험료 외에 본인부담금이 있을 수 있지만, 지불의사금액을 조사할 때는 본인부담을 고려하지 않은 채 지불용의가 있는 월 보험료가 얼마인지를 물었다.

(3) 지불의사 유도방법

조건부가치측정법의 실증연구에서 주로 사용되는 지불의사 유도방법은 개방형질문법, 경매법, 지불카드법 그리고 양분선택형질문법(dichotomous choice method)이 있다. 이 중 양분선택형질문법, 특히 양분선택형질문법 중에서도 첫번째 제시금액에 '예'라고 응답한 사람에게는 첫번째 제시금액의 2배의 금액을, '아니오'라고 응답한 사람에게는 첫번째 제시금액의 1/2배의 금액을 추가로 질문하는 이중경계 양분선택형질문법(double-bounded dichotomous choice method)을 본 연구의 지불의사 유도방법으로 선정했다. 이 방법은 NOAA에서 적극 권장하는 지불의사유도방법이기도 하다.

(4) 제시금액 선정

제시금액은 최종적으로 얻고자 하는 지불의사금액에도 민감한 영향을 미칠 수 있으므로 본 조사 못지않게 세심한 주의를 기울여 결정해야 한다(곽승준, 유승훈, 2001). 따라서 본 연구에서는 적절한 제시금액 선정을 위해서 사전조사를 실시하였다.

사전조사를 위한 제시금액은 '노인장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안'(선우덕 등, 2001)의 연구결과를 참고하여 선정했다. 선정된 제시금액을 이용하여 2003년 4월 18일부터 20일까지 총 3일에 걸쳐 만 20세 이상 서울시민 30명을 대상으로 전화설문을 했으며, 사전조사의 결과를 바탕으로 2,000원에서 30,000원까지 총 6개의 금액을 제시금액으로 결정했다. 여기서 최종 제시금액의 개수를 6개로 한 것은 이중경계 양분선택형질문법을 사용할 경우에 제시금액의 숫자가 지나치게 많아지면 모형의 적합도가 감소되므로 4개 혹은 6개 이하로 하는 것이 바람직하기 때문이다(Alberni, 1995). 최종 결정된 제시금액을 무작위로 분류된 6개 응답그룹에게 할당했다. 즉, 총 450명의 응답자를 75명씩 6개 그룹으로 분류한 후 각각의 그룹에 6개의 제시금액을 할당했다. <표 1>은 본 연구에서 사용된 제시금액의 분포를 나타낸 것이다.

2) 표본설계

조사대상은 서울시 만 20세 이상 성인 450명으로 하였다. 표본 추출방법은 임의추출방법으로 우선 서울시 25개 행정구역을 4개 구역으로 나눈 후 각 구역에서 3개 구씩 총 12개 구를 무작위로 추출하였다. 선정된 각 구의 총가구수는 구역별로 다르기 때문에 표본추출시 각 구의 인구, 성, 연령비율을 고려하여 표본 수를 할당하였다. 설문단위는 개인이 아닌 가구로 하였고, 그 결과 총 450가구의 설문결과를 얻을 수 있었다.

일반적으로 적절한 표본의 크기는 선택된 표본의 모집단을 대표할 수 있는가와 관련된 문제로 그 결과는 설문의 신뢰성과 밀접한 관련을 가진다. NOAA의 패널 보고서에서는 양분

<표 1> 제시금액 분포

첫 번째 제시금액(원)	응답결과	두 번째 제시금액(원)
2,000	예	4,000
	아니오	1,000
5,000	예	10,000
	아니오	2,500
10,000	예	20,000
	아니오	5,000
15,000	예	30,000
	아니오	7,500
20,000	예	40,000
	아니오	10,000
30,000	예	60,000
	아니오	15,000

선택형질문법에 의한 설문조사 시 1,000명 이상의 표본을 대상으로 할 것을 권장하였으나, 본 연구에서는 예산상의 이유, 그리고 서울시만을 대상으로 한 연구라는 점 등을 감안하여 450가구를 대상으로 설문을 시행하였다. 또한, 일반적으로 전체 모집단이 50만 이상일 때 400명 정도의 표본만으로도 전체의 의견을 거의 정확하게 반영할 수 있다는 선행연구(곽승준, 2001)를 고려하여 본 연구에서 선정된 대상자라도 유효한 설문을 할 수 있을 것으로 판단하였다.

3) 조사설계

설문조사를 위해 이용할 수 있는 조사방법은 면접조사, 전화조사, 우편조사가 있다. 본 연구는 조건부가치측정법에 가장 바람직한 조사방법으로 알려진 일대일 면접조사 방법을 이용하여 설문조사를 하였다. 설문조사원은 보건의료분야 전공 학생들로 선발하였다. 선발된 조사원을 대상으로 본 연구의 핵심이 되는 내용과 지불의사금액에 대한 질문을 중심으로 여러 차례 교육을 실시했으며 이 과정에서 조사원에게 설문지와 보조자료 사용법을 숙지시켰다. 또한 면접조사 끝에 응답자의 전화번호를 물어 조사원들의 조사가 제대로 이루어졌는지 확인전화를 하였고, 조사된 자료 중 손실된 내용이 있거나 일관성이 없다고 판단되는 조사내용은 확인전화를 통해 보완하였다. 면접조사는 2003년 6월 16일부터 21일까지 총 6일에 걸쳐 실시하였다.

2. 지불의사금액 추정모형

본 연구는 Hanemann(1984, 1989)이 제안한 효용격차모형(utility difference model)을 이용하여, 양분선택형 조건부가치측정(dichotomous choice contingent valuation) 자료로부터 Hicks적 후생가치를 이끌어 내어 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액을 추정하였다.

Hanemann에 의하면 응답자가 자신의 효용함수를 정확하게 알고 있다는 상황에서 주어진 소득과 개인의 특성에 근거하여 노인장기요양보험 가입으로 발생하는 변화에 대해 느끼는 효용은 간접효용함수(j 는 종속변수로서 개인의 지불의사를, M 은 소득을, S 는 개인의 선호에 영향을 미칠 수 있는 개인의 특성벡터를 나타냄)로 표현되거나 연구자에게는 확률변수로 받아들여지게 되므로 효용함수는 식(III-1)과 같이 나타난다.

$$u(j, M; S) = v(j, M; S) + \varepsilon_j, \quad j = 0, 1 \quad (\text{III-1})$$

여기서 ε_j 는 독립적이고 평균이 0인 분포를 가정하고, $j = 0, 1$ 은 각각 노인장기요양보험 가입으로 발생하는 변화를 선택한 상태와 거부한 상태를 나타낸다. 만약 각 응답자가 “노인장기요양보험 가입으로 발생하는 변화에 대해 A금액을 지불할 의사가 있는가?”라는 질문을 받았다고 하자. 이 때 응답자가 노인장기요양보험 가입으로 발생하는 변화, 즉 간접효용의 증가분(Δv)이 (+)라서 ‘예’라고 응답하는 경우, 간접효용함수는 다음 식(III-2) 및 식(III-3)과 같다.

$$v(1, M - A; S) + \varepsilon_1 \geq v(0, M; S) + \varepsilon_0 \quad (\text{III-2})$$

$$\Delta v \equiv (1, M - A; S) - v(0, M; S) \geq \varepsilon_0 - \varepsilon_1 \quad (\text{III-3})$$

그리고 이를 ‘예’라고 응답할 확률을 P_1 로 표시하면 식(III-4)와 같다.

$$\begin{aligned} P_1 &= \Pr\{v(1, M - A; S) - v(0, M; S) \geq \varepsilon_0 - \varepsilon_1\} = \Pr\{\Delta v \geq \eta\} \\ &= F_\eta(\Delta v) \end{aligned} \quad (\text{III-4})$$

여기서 $\eta = \varepsilon_0 - \varepsilon_1$ 이며, $F_\eta(\cdot)$ 는 간접효용의 증가분(Δv)이 0과 같거나 클 경우($\Delta v \geq 0$) ‘예’란 반응이 관찰되고, 간접효용의 증가분(Δv)이 0보다 작은 경우($\Delta v < 0$) ‘아니오’란 반응이 관찰되는 η 의 누적분포함수(cumulative distribution function: cdf)이다.

이 때 식(III-4)를 추정하는 모형은 다양하며 확률모형의 추정된 결과로부터 후생을 측정하기 위한 기준으로는 지불의사금액의 평균, 중앙값, 절단된 평균을 이용할 수 있다.

구체적인 식으로는 Hanemann이 제시한 선형로지스틱 모형을 이용하였고 사용한 추정식(C^+ 는 평균을, C^{++} 는 절단된 평균을 의미함)은 식(III-5) 및 식(III-6)과 같다.⁴⁾

$$C^+ = C^* = \alpha / \beta \quad (III-5)$$

$$C^{++} = (1/\beta) \ln[1 + \exp(\alpha)] \quad (III-6)$$

3. 설문지의 적정성 검정

조건부가치측정법 연구에서는 일반적으로 추정된 결과의 신뢰성 검정의 방법으로서 추정 계수의 부호가 이론적으로 예상된 부호와 일치하는가를 본다. 따라서 본 연구에서도 추정된 측정값의 신뢰성을 검증하기 위해 공변량이 있는 모형을 분석했다. 이를 위해 노인장기요양보험 가입에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수로 노인장기요양보험의 필요성, 제안된 노인장기요양보험정책의 시행여부 인지도, 함께 살고 있는 가족 중 만 65세 이상 노인 수, 주관적 건강수준, 성별, 연령, 결혼여부, 교육수준, 월평균 가구소득 등을 선정했다. 통계적 검정은 개별 독립변수에 대하여는 t-검정을 하였고 전체에 대해서는 최우추정법(log likelihood function)을 적용하여 검정하였다.

<표 2>는 이 식에서 사용된 변수들에 대한 정의와 평균 및 표준편차를 정리한 것이다.

<표 2> 변수의 정의 및 통계량

변수	정의	평균	표준편차
Need	노인장기요양보험의 필요성 정도 (1=전혀 필요없다, 2=별로 필요없다, 3=조금 필요하다, 4=매우 필요하다)	1.51	±0.70
BIV	제안된 노인장기요양보험정책의 시행여부 (0=잘 시행되지 않을 것이다, 1=잘 시행될 것이다)	0.36	±0.48
OIDER	함께 살고 있는 가족 중 만 65세 이상 노인수	0.20	±0.40
HLTH	주관적 건강수준 (1=매우 건강하지 않은 편이다, 2=건강하지 않은 편이다, 3=보통이다, 4=건강한 편이다, 5=매우 건강한 편이다)	2.27	±0.91
SEX	성별 (0=여, 1=남)	0.45	±0.50
AGE	연령	40.75	±13.98
MARRY	결혼여부 (미혼=0, 기혼=1)	0.76	±0.43
EDU	교육수준 (1=초졸이하, 2=중졸, 3=고졸, 4=전문대학/졸업, 5=대학원재학/졸업 이상)	3.24	±1.00
INC	월평균 가구소득 (단위: 만원)	267.78	±165.02

4) 보다 자세한 식의 도출 과정은 Hanemann(1984, 1989) 연구를 참고.

IV. 연구결과

1. 조사대상자의 일반적 특성

본 연구의 실증분석에 사용된 표본수는 총 450개였다. 분석결과 성별분포는 남자 45%, 여자 55%로 남/여 비율이 비슷하게 조사되었으며 연령분포는 20대와 30대가 각각 25%, 40대가 24%, 50대가 13%, 60대가 12%로 나타났다. 평균연령은 41세였다<표 3>. 이 결과는 서울 시민의 연령비 및 성비와 유사한 수치로 본 연구의 표본이 모집단을 잘 대표하고 있음을 보여준다.

2. 지불의사금액에 대한 응답분포

각 제시금액에 대한 응답자의 지불의사금액 분포는 <표 4> 및 <표 5>와 같이 제시금액이 클수록 지불의사가 대체적으로 낮아지는 경향을 보였다. 구체적으로 살펴보면, 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 첫번째 혹은 두번째 제시금액 중 어느 하나의 금액을 기꺼이 지불할 의사가 있다고 답한 응답자는 450명 중 346명으로 전체 응답자의 77%였고 어떠한 제시금액에도 지불할 의사가 없다고 답한 응답자는 104명으로 전체 응답자의 23%였다. 조사결과 대부분의 응답자가 노인장기요양보험에 대한 지불의사가 있는 것으로 나타났다.

시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우에도 전체 응답자 중 첫번째 혹은 두번째 제시금액에 지불할 의사가 있다고 답한 응답자는 346(77%)명이었고 어떠한 제시금액도 지불할 의사가 없다고 답한 응답자는 104명(23%)으로 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험과 비슷한 지불의사분포를 보였다.

3. 지불의사금액 분석결과

공변량이 없는 모형의 지불의사 추정결과 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 지불의사금액의 전체 평균값은 18,192원, 절단된 평균(truncated mean)은 19,944원으로 추정되었고, 시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 지불의사금액의 전체 평균은 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험보다 다소 높은 19,296원으로 추정되었으며, 절단된 평균 또한 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험보다 다소 높은 21,297원으로 추정되었다 <표 6>. 각각의 추정치는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다.

<표 3> 조사대상자의 일반적 특성

변수	구분	빈도(%)	평균(표준편차)
성별	남성	201 (44.76)	
	여성	249 (55.33)	
연령	20대	114 (25.33)	40.75 (±13.98)
	30대	112 (24.89)	
	40대	108 (24.00)	
	50대	61 (13.56)	
	60대 이상	55 (12.22)	
결혼여부	기혼	340 (75.56)	
	미혼	110 (24.44)	
월 평균 가구소득	100만원 미만	33 (7.33)	267.78 (±165.02)
	100만원 이상~200만원 미만	95 (21.11)	
	200만원 이상~300만원 미만	123 (27.33)	
	300만원 이상~400만원 미만	118 (26.22)	
	400만원 이상~500만원 미만	26 (5.78)	
	500만원 이상~600만원 미만	33 (7.33)	
600만원 이상	22 (4.89)		
교육수준	초졸이하	36 (8.00)	
	중 졸	54 (12.00)	
	고 졸	146 (32.44)	
	전문대졸/대졸/재학 대학원재학/졸업 이상	193 (42.89) 21 (4.67)	
주관적 건강수준	매우 건강하다	84 (18.67)	
	건강한 편이다	209 (46.44)	
	보통이다	117 (26.00)	
	건강하지 않은 편이다	32 (7.11)	
	매우 건강하지 않다	8 (1.78)	
가구 형태	독거	22 (4.89)	
	부부	46 (10.22)	
	2세대 가구	313 (69.56)	
	3세대 가구	56 (12.44)	
기타	13 (2.89)		
만 65세이상 노인	있다	90 (20.00)	
	없다	360 (80.00)	
합 계		450 (100.0)	

<표 4> 지불의사금액 응답분포(재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험)

첫번째 제시금액(원)	표본크기	응답유형별 응답자수			
		예-예	예-아니오	아니오-예	아니오-아니오
2,000	75	56	8	0	11
5,000	75	34	18	5	18
10,000	75	33	21	10	11
15,000	75	15	30	12	18
20,000	75	10	27	16	22
30,000	75	4	26	21	24
합계(%)	450(100)	152(33.78)	130(28.89)	64(14.22)	104(23.11)

주 : 두번째 제시금액은 첫번째 제시금액에 대한 응답이 “예”이면 첫번째 제시금액의 2배이며, “아니오”이면 첫번째 제시금액의 절반이다.

<표 5> 지불의사금액 응답분포(시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험)

첫번째 제시금액(원)	표본크기	응답유형별 응답자수			
		예-예	예-아니오	아니오-예	아니오-아니오
2,000	75	58	6	1	10
5,000	75	36	19	4	16
10,000	75	30	25	8	12
15,000	75	17	31	8	19
20,000	75	16	25	14	20
30,000	75	6	25	17	27
합계(%)	450(100)	163(36.22)	131(29.11)	52(11.56)	104(23.11)

주 : 두번째 제시금액은 첫번째 제시금액에 대한 응답이 “예”이면 첫번째 제시금액의 2배이며, “아니오”이면 첫번째 제시금액의 절반이다.

<표 6> 공변량이 없는 WTP방정식 추정결과

재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험		시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험	
Variable	Coefficient (t-value)	Variable	Coefficient (t-value)
Constant(α)	1.7162 (12.8834)**	Constant(α)	1.6675 (12.5323)**
BID	0.0943 (16.8189)**	BID	0.0864 (16.9043)**
Number of observations	450	Number of observations	450
Log-likelihood	-559.09	Log-likelihood	-558.51
Wald statistic ^a	283.43**	Wald statistic ^a	285.80**
Mean WTP	18,192	Mean WTP	19,296
Standard error	0.9566	Standard error	1.0484
t-value	19.0182**	t-value	18.4050**
Truncated Mean WTP	19,944	Truncated Mean WTP	21,297
Standard error	0.8654V	Standard error	0.9352
t-value	23.0455**	t-value	22.7727**

주 : a) Wald 통계량은 ‘모든 매개변수들은 결합적으로 ‘0’이다’ 는 가설임.
 b) **는 1%수준에서의 유의성을 의미함.

4. 지불의사에 영향을 미치는 요인

<표 7>과 <표 8>에서 볼 수 있듯이 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험과 시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 모형 적합도는 유의수준 1%수준에서 통계적으로 유의했으며 주요부호의 변수 또한 예상과 일치하였다. 즉, 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 모든 추정계수가 예상부호와 일치하여 이론적으로 측정된 추정값을 신뢰할 수 있었고, 시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우도 주관적 건강수준을 나타내는 변수의 추정계수를 제외한 모든 추정계수가 예상부호와 일치하여 이론적으로 측정된 추정값을 신뢰할 수 있었다.

5) 제시금액의 추정계수가 (+)임은 응답자에게 제시된 금액이 높아질수록 “예”라고 대답할 확률이 낮아진다는 것을 의미하며, 이는 CVM연구의 이론적 타당성과 일치한다. 왜냐하면, $\Delta v = \alpha - \beta A$ 에서 이미 제시금액의 계수부호를 (-)로 가정하였기 때문이다. 구체적인 도출식은 Hanemann(1984, 1989)의 연구를 참고.

<표 7> 공변량이 있는 WTP방정식 추정결과(재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험)

Variable	Coefficient	S.E.	t-value	Anticipated sign of coefficient
Constant(α)	-1.9047	0.9119	-2.0887**	•
Need	0.7350	0.1459	5.0386**	+
BIV	0.5708	0.2074	2.7524**	+
OIDER	0.2045	0.1975	1.0355	+
HLTH	0.0077	0.1105	0.0693	+
SEX	0.0854	0.1984	0.4302	+
AGE	-0.0244	0.0118	-2.0580**	-
MARRY	1.0019	0.2938	3.4098**	+
EDU	0.2237	0.1301	1.7197*	+
INC	0.0017	0.0006	2.8264**	+
BID	0.1077	0.0066	16.33416**	+
Number of observations			450	
Log-likelihood			-520.15	
Wald statistic (p-value)			284.78 (0.000)	

주 : *, **는 각각 5%, 1%수준에서의 유의성을 의미함.

각 변수들의 추정계수의 부호를 살펴보면 우선 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 노인장기요양보험의 필요성 정도를 나타내는 변수, 제안된 노인장기요양정책이 잘 시행될지 여부를 묻는 변수, 연령, 결혼여부, 월평균 가구소득, 제시금액을 나타내는 변수가 유의수준 1%에서, 교육수준을 나타내는 변수는 유의수준 5%에서 통계적으로 유의하게 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 지불의사에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 가족 내 만 65이상 노인의 수, 주관적 건강수준 및 성별 변수는 노인장기요양보험에 대한 지불의사에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 지불의사에 영향을 미치는 변수로는 연령만 제외하면 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 영향을 미치는 변수와 동일했다. 따라서 노인장기요양보험의 필요성 정도를 나타내는 변수, 제안된 노인장기요양정책이 잘 시행될지 여부를 묻는 변수, 결혼여부, 월평균 가구소득, 제시금액 및 교육수준을 나타내는 변수가 시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 지불의사에 영향을 미치는 것으로 나타났다.

<표 8> 공변량이 있는 WTP방정식 추정결과(시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험)

Variable	Coefficient	S.E.	t-value	Anticipated sign of coefficient
Constant(α)	-3.3572	0.9370	-3.5830**	•
Need	0.9909	0.1533	6.4645**	+
BIV	0.5308	0.2079	2.5532**	+
OIDER	0.2773	0.2982	3.3601	+
HLTH	-0.0043	0.1140	-0.0380	+
SEX	0.1482	0.2001	0.7406	+
AGE	-0.0168	0.0120	-1.3990	-
MARRY	1.0020	0.2982	3.3601**	+
EDU	0.3301	0.1323	2.4961*	+
INC	0.0013	0.0060	2.1626**	+
BID	0.1014	0.0063	16.0246**	+
Number of observations			450	
Log-likelihood			-509.42	
Wald statistic (p-value)			280.67 (0.000)	

주 : *, **는 각각 5%, 1%수준에서의 유의성을 의미함.

V. 고찰 및 결론

본 연구는 노인장기요양보험의 도입 가능성을 파악하기 위해 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액을 조사하였다. 조사대상은 만 20세 이상 서울시민 450명으로 선정했으며 지불의사유도방법은 이중경계 양분선택형질문법(double-bounded dichotomous choice method)을 이용했다. 자료수집은 일대일 개인면접조사를 이용했다.

분석 결과에 의하면, 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액은 가구당 월평균 18,192원, 시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액은 가구당 월평균 19,293원으로 나타났다. 이를 우리나라 모든 가구에 적용하여 연간 지불의사금액을 추정하면 대략 6조원을 초과하는 것으로 나타난다. 우리나라에서 장기요양을 필요로 하는 모든 노인들에게 서비스를 제공하는 데 소요되는 재정규모가 1999년 기준으로 약 4조원으로 추정된 연구결과를 감안하면(변재관·선우덕 등, 2000), 본 연구에서 추정된 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액은 이를 훨씬 상회하는 수준임을 알 수 있다.

그러나 본 연구에서 산출된 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액은 실제보다 다소 과대 추정되었을 가능성이 있어 해석에 주의를 요한다. 조건부가치측정의 대상 재화를 구체적으로 제시하지 않으면 응답자들이 연구자가 의도한 재화보다 더 크거나 작은 실체로 인식함으로써 부분-전체 편의(part-whole bias)가 발생할 수 있기 때문에, 본 연구에서는 재가서비스와 시설서비스로 구분하여 구체적인 서비스 종류를 열거한 후 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액을 측정하였다. 부분-전체 편의를 줄이기 위한 방법론적 선택이었지만, 그 결과 노인장기요양보험에 대한 실제 지불의사금액은 본 연구에서 각각 구한 두 종류의 지불의사금액의 합보다 낮은 수준일 가능성이 더 크다고 볼 수 있다.

지불의사에 영향을 미치는 변수로는 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 노인장기요양보험의 필요성을 나타내는 변수와 제안된 노인장기요양보험정책이 잘 시행될 수 있을지 여부를 묻는 변수, 응답자 연령 및 결혼 여부를 나타내는 변수와 월평균 가구소득 그리고 제시금액을 나타내는 변수가 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하게 지불의사에 영향을 미치는 것으로 나타났고, 교육수준을 나타내는 변수의 경우 유의수준 5%에서 유의하게 지불의사에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 노인장기요양보험의 필요성이 높을수록, 제안된 노인장기요양보험정책이 잘 시행될 것이라고 생각할수록, 기혼자일수록, 교육수준이 높을수록, 월평균 가구소득이 높을수록 지불의사는 높았다. 반면 연령이 높을수록, 제시금액이 높을수록 지불의사는 낮았다.

시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우도 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 영향을 미치는 변수와 유사했는데, 노인장기요양보험의 필요성이 높을수록, 제안된 노인장기요양보험정책이 잘 시행될 것이라고 생각할수록, 결혼을 할수록, 교육수준이 높을수록, 월평균 소득이 높을수록 지불의사는 높았고, 반면 제시금액이 높을수록 지불의사는 낮았다. 단, 연령의 경우 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험처럼 연령이 높을수록 지불의사가 낮게 나타났으나 통계적 유의성은 없었다.

여기서 연령이 높을수록 지불의사가 낮게 나타난 것은 현재 연령이 높은 노인의 경우 젊은 30,40대에 비해 노후대책에 대한 인식이 낮기 때문에 연령이 높을수록 지불의사가 낮게 나타나는 것으로 생각된다. 이는 노인 스스로 장기요양이라는 위험에 대처할 준비가 미비함을 의미하고 있다.

본 연구는 NOAA의 권고사항을 전반적으로 준수했을 뿐만 아니라 신뢰성 검증을 통해 측정된 추정값에 대하여 신뢰할 수 있다. 그러나 조건부가치측정법은 가상적인 상황에 대해 설문문을 함으로써 재화의 가치를 측정하는 방법이기 때문에 설문과정에서 최소한의 편이가 존재할 수밖에 없다. 따라서 보다 정확한 연구를 위해서는 가상시나리오설계, 표본설계, 조사설계와 더불어 사전조사를 강화해서 설문과정에서 발생하는 편의를 제거하거나 최소화하려는

노력이 필요하다.

아울러, 조건부가치측정법의 이론 및 연구가 미국 등 서구 선진국 중심으로 진행되고 있는 현 시점에서 우리 현실에 적합한 조건부가치측정법에 대한 논의가 활발히 전개되어야 할 것이다. 즉, 외국에서 개발된 가치측정방법이 아닌 우리나라에 적합한 가치측정방법에 대한 심도있고 지속적인 연구가 요구된다.

참 고 문 헌

- 강영수, 이선자, 양봉민, 허정. 보건간호사업의 비용-편익분석: 서울시 일부지역노인정 노인들을 대상으로. 한국노년학 1988;8:120-144.
- 곽승준, 유승훈. 동강 자연환경 보존의 경제적 편익 추정: 조건부가치측정법의 적용을 중심으로. 경제학연구 한국경제학회 2001;49(2):163-184.
- 곽승준, 조승국, 유승훈. 한려해상국립공원 보존의 경제적 가치: 조건부가치측정법을 이용하여. 2002;50(2):85-104.
- 김병준. 조건부가치측정을 이용한 편익의 측정: 북한산 국립공원의 경우[석사학위 논문]. 서울: 서울대학교 대학원;1998.
- 김정희. 직장의료보험에서 실시하는 B형간염예방사업의 비용편익분석[석사학위 논문]. 서울: 서울대학교 대학원;2002.
- 김태윤. 조건부 가치 측정법의 이론과 성공적 시행 지침. 정책분석평가학회집 1998;8(1):47-64.
- 변재관, 선우덕, 최병호, 석재은, 최성재, 이가옥 등. 노인 장기요양보호의 종합대책 수립방안 연구. 서울:보건복지부·보건사회연구원;2000.
- 보건복지부. 2001 국민건강·영양조사총괄편. 서울:보건복지부;2002.
- 보건복지부. 2003년도 노인보건복지사업 안내. 서울:보건복지부;2003.
- 선우덕, 정경희, 오영희, 조애저, 석재은. 노인장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안. 서울:보건복지부·한국보건사회연구원;2001.
- 신영전, 최보율, 박향배, 문옥륜, 윤배중. 풍진예방접종사업의 비용-편익분석. 예방의학회지 1994;27(2):337-365.
- 신영철. 조건부가치측정법에 의한 한강수질개선 편익 추정에 관한 연구[박사학위 논문]. 서울: 서울대학교 대학원;1997.
- 오진경. 우리나라 수도예방접종의 비용-편익분석[석사학위 논문]. 서울:서울대학교 대학원;2002.
- 이태화, 고일선. 보건진료원 활동의 비용-편익분석. 대한간호학회지 2002;32(4):435-446.

- 장병원. 노인장기요양보장 정책방향. 보건복지부 · 한국보건산업진흥원. 노인간병 등 전문인력
제도화를 위한 공청회자료. 2003.2.17.
- 정경희, 오영희, 조애저, 선우덕. 장기요양보호대상 노인의 수발실태 및 복지욕구: 2001년도 전
국 노인장기요양보호서비스 욕구조사. 서울:한국보건사회연구원;2001.
- 정근영. 서울시 수돗물 수질개선의 가치측정과 심리적 계정 편익: 이중 양분선택 조건부 가치
측정법[석사학위 논문]. 서울:서울대학교 대학원;1998.
- 표희동, 유승훈, 곽승준. 이중경계 양분선택형의 조건부 가치측정법을 이용한 영산강유역 갯벌
의 보존가치추정. 지역연구 한국지역학회. 2001;17(1):37-54.
- 표희동, 장학봉. 갯벌의 보존과 개발에 대한 경제분석의 표준화 및 해양환경회계설계방안에 관
한 연구. 서울: 한국해양수산개발원;2001.
- 통계청. 장애인구 특별추계 보도자료. 2005.
- Alberni A. Testing Willingness-to-Pay Models of Discrete Choice Contingent Valuation
Survey Data, Land Economics 1995;7(1):83-95.
- Hanemann W. Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete
Response Data, American Agricultural Economics Association 1984;66:332-341.
- Hanemann W. "Welfare Evaluations in Contingent Valuation experiments with Discrete
Responses: Reply", American Journal of Agricultural Economics 1989;71:1057-1061.
- NOAA, Natural Resource Damage Assessments under the Oil Spill Act of 1990, The Federal
Register:15 CFR Chapter 9, 1993, pp.4601-4614.
- Willing, Robert Do., "Consumer's Surplus Without Apology", American Economic Review,
1976;66(4):587-97.