

노인장기요양보험에 대한 지불의사금액 추정

— 조건부가치측정법을 이용하여 —

이수형*, 이태진**, 양봉민*
서울대학교 보건대학원*
한림대학교 보건대학원**

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 2019년에는 고령사회(Aged Society)인 14.4%에 도달할 것으로 추정되고 있다(통계청, 2001). 그 중에서도 80세 이상 후기고령자가 지속적으로 증가할 것으로 예상된다.

장병원(2003)의 연구에 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 한국보건사회연구원(2001)의 조사에 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.

그러나 장기요양보호를 필요로 하는 노인에 비해서 노인장기요양보호서비스의 공급은 매우 부족한 상황이다. 2002년 말 현재 요양시설 및 전문요양시설 입소정원수는 19,105명(유료시설제외)으로 이는 65세 이상 노인의 0.51%수준이며 재가복지서비스 이용 노인수 또한 2만명으로, 65세 이상 노인인구의 0.4%수준이다(장병원, 2003). 게다가 노인요양 및 전문요양시설은 대부분 무료대상노인(국민기초생활보장제도 수급권자)위주로 운영되고 있으므로 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 매우 미흡한 상태이다. 이러한 사회적 분위기 속에서 학계에서도 노인장기요양보호 및 체계에 대한 연구를 활발히 하고있으나 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)'연구에서 노인복지서비스의 적정비용을 조사했으나 이는 어디까지나 노인복지서비스가 유료라도 이용하겠다고 응답한 수발자에 한하여 조사된 비용이기 때문에 노인 및 잠재적인 수요자를 대표할 수 있는 부담비용이라고는 말할 수 없다.

따라서 본 연구는 노인 및 잠재 수요자들의 부담능력을 고려하여 노인장기요양서비스 제공에 필요한 재원조달방법의 하나인 노인장기요양보험을 사회보험으로 도입했을 때 이러한 보험에 대한 총 가치, 즉 지불의사금액(Willingness to Pay:WTP)을 조건부 가치측정법(Contingent Valuation Method)을 이용하여 추정하고 이와 동시에 지불의사에 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 가치를 측정하는 방법으로 개인이 모든 종류의 재화에 대해 걸로 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 넓다¹⁾.

1) 환경은 물론 관광위락, 교통, 위생, 보건, 의학, 예술 및 교육 등 다양한 주제에 대해서 조건부가치측정법을 적용한 연구결과가 최근 계속해서 발표되고 있다. 대표적인 해외 의학저널데이터베이스(database)인 OVID에서 'contingent valuation'이란 키워드(keyword)로 조건부가치측정법을 이용한 논문을 찾아본 결과 2003년 8월 현재 93편의 논문이 검색되었으며 국내(국회도서관)의 경우 약 670편의 논문이 검색되었다.

그러나 조건부가치측정법은 가상시나리오설계, 표본설계, 조사설계과정에서 많은 오류가 발생할 수 있으며 가치측정이 전적으로 설문예 의존하다 보니 상황에 따라 설문 결과가 달라질 수 있다는 특성이 있다. 또한 응답자가 친숙하지 않는 평가대상의 가치를 측정하는 경우에 있어 신뢰성(reliability)의 문제가 제기된다. 실제로 Dubourg(1995)는 비교적 일반 시민에게 친숙한 도로 교통 안전이라는 평가 대상을 조건부가치측정법을 이용하여 측정했음에도 불구하고 응답자의 선호에 일관성이 결여되어 있다고 보고했다.

그러나 이러한 우려와 문제제기에도 불구하고 조건부가치측정법의 단점을 보완하려는 움직임은 계속되어 왔으며 특히 1989년 Exxon Valdez호 좌초사건²⁾을 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 유형

가. 개방형질문법(open-ended question)

대상재화에 대한 최대지불의사금액을 직접 대답하도록 하는 방법으로써 이 방법은 상대적으로 오랫동안 사용되어 왔다. 그러나 개방형질문법은 경매법이나 지불카드법 혹은 양분선택형방법보다 신뢰성이 낮아 이 방법을 피하라는 것이 NOAA(National Oceanic and Atmospheric Administration, US Department of Commerce: 미국국립해양대기관리국) 패널의 공식적인 권고 사항이기도 하다. 왜냐하면 응답자들이 일반적으로 평가대상이 되는 재화의 가격을 책정하는 일에 익숙하지 않아 본인의 최대지불의사금액을 보다 높거나 낮게 응답하는 문제가 발생하며 해당재화에 대한 무응답(non-response)이 높게 나타나기 때문이다.

2) 1989년 Exxon Valdez호 좌초사건은 조건부가치측정법이 발전하는 계기가 되었다. 그 당시 미국은 1981년에 통과된 미국의 포괄적인 환경반응, 피해보상 및 책임에 관한 법(Comprehensive Environmental Response, Compensation Liability Act, CERCLA 혹은 Superfund Law라 불림)에 의해 미국 내무성은 발생한 자연환경 피해액을 계산하여 환경을 훼손한 사람을 기소할 수 있도록 되어 있었다. 그 동안 이 법을 적용할 수 있는 범위를 어디까지 하고, 어떤 방법으로 피해액을 계산할 지에 관한 논란이 있어 왔는데 Exxon Valdez호 좌초사건으로 조건부가치측정법의 타당성과 조건부가치측정법 이용시 주의해야 할 점이 전면 재검토되었다. 또한 조건부가치측정법의 한계와 이를 극복하기 위한 방법등에 관한 논의가 이루어졌다.

나. 경매법(bidding game)

특정한 제시금액에서부터 시작하여 '예'의 응답이 나올 때까지 계속해서 금액을 제시하여 최대지불의사금액을 유도하는 방법으로 Davis(1963)에 의해 처음 제안되었다. 이 방법은 별도의 복잡한 계량분석 없이 지불의사금액을 도출할 수 있기 때문에 가장 오랫동안 그리고 빈번히 사용되어온 방법이나 처음에 제시되는 특정 금액에 따라 응답자의 지불의사가 민감하게 영향을 받는 출발점 편향(starting point bias)가 발생하는 문제가 있다. 즉, 처음 제시금액이 높으면 높을수록 지불의사금액은 높아지는 경향을 보인다.

다. 지불카드법(payment card method)

경매법의 출발점 편향과 개방형질문법에서의 응답의 어려움을 피하고자 고안된 지불카드법은 응답자에게 자신의 소득수준에 따라 0부터 시작되는 금액의 배열이 담긴 카드를 제시하여 자신의 최대지불의사금액이나 그것을 포함하는 구간을 가격의 배열에서 잡아내게 하는 방법이다. 그러나 이 방법은 제시된 상한금액이 응답자의 지불의사금액에 영향을 주는 범위편향(range bias)가 발생할 가능성이 크고 개방형질문법처럼 응답자가 응답결과가 정책에 반영된다는 사실을 알고 있는 상태에서 정책이 자신에게 유리한 방향으로 시행되도록 의도적으로 높거나 낮은 지불의사금액을 응답하는 전략적 편향(strategic bias)가 발생할 수 있다.

라. 양분선택형질문법(dichotomous choice method)

take-it-or-leave-it, 혹은 투표질문법(referendum question)등으로 불리는 이중경계 양분선택형질문법(double-bounded dichotomous choice method)은 2개의 제시금액을 제시하여 첫번째 제시금액을 지불할 의사가 있는 응답자에게 첫번째 제시금액보다 높은 금액을, 첫번째 제시금액을 지불할 의사가 없는 응답자에게 첫번째 제시금액보다 낮은 금액을 제시하여 최대지불의사금액을 추정하는 방법이다.

이 방법은 단일경계 양분선택형질문법(전체 응답자를 몇 개의 집단으로 나눈 뒤, 각 집단별로 서로 다른 금액을 제시하여 응답자들에게 변화된 평가대상으로 발생하는 후생가치에 대해 지불할 의사가 있는지를 질문하는 방법이다.)보다 자료의 효율성을 높일 수 있고 제시금액 설계가 잘못될 경우 이를 정정할 수 있다는 장점이 있어 단일경계 양분선택형질문법보다 선호된다.

또한 이 방법에서 응답자의 역할은 주어진 가격에서 그 재화를 살 것인가, 말 것인가

가를 결정하는 일이므로 응답자는 사적재의 매매과정과 동일한 선택과정에 놓이게 된다. 따라서 이 양분선택질문법은 응답자로 하여금 상대적으로 친숙한 시장상황에 접하게 한다는 장점이 있다.(김병준, 1998). 그러나 다른 지불의사유도방법보다 상대적으로 많은 비용과 시간이 소요된다는 점과 정확한 지불의사금액을 추정하기 위한 제시금액 선정에 따른 어려움이 있다는 점이 여전히 단점으로 남는다.

3. 조건부가치측정법의 주요편의

Michell과 Carson(1989)의 분류법을 이용하여 조건부가치측정법의 주요편의를 3가지 유형으로 분류하여 살펴보면 이는 다음과 같다.

첫번째, 응답을 허위표시하는 동기로 인해 발생하는 편의로 전략적 편의와 순응편의가 있으며, 순응편의는 다시 후원자 편의와 조사원 편의로 구분된다. 전략적 편의(strategic bias)는 응답자가 응답결과가 정책에 반영된다는 사실을 알고 있는 상태에서 정책이 자신에게 유리한 방향으로 시행되도록 의도적으로 높거나 낮은 지불의사금액을 응답할 때 발생한다. 가령, 공공재의 가치를 물어보는 설문에 응답할 경우, 응답자가 무임승차하기 위해 의도적으로 높은 지불의사금액을 제시하는 경우가 대표적인 예이다. 그러나 전략적 편의는 양분선택형질문법처럼 가상의 지불방법을 상정할 경우 응답자가 전략적으로 행동할 수 있는 유인을 최소화 할 수 있다.

순응편의(compliance bias)는 응답자가 설문과정에서 설문 제공자의 기대에 순응하여 본인의 진정한 지불의사금액과 다른 지불의사금액을 표시하는 경우에 발생하는 후원자 편의(sponsor bias)와 특정 조사원의 관점이나 태도에 선입견을 갖게 되어, 본인의 진정한 지불의사금액과 다른 지불의사금액을 표시하는 경우 발생하는 조사원 편의(interviewer bias)로 구분된다. 이러한 순응편의는 적절한 가상시나리오설계와 조사원에 대한 철저한 사전교육으로 충분히 통제할 수 있다.

두 번째, 암시된 가치단서로 발생하는 편의인 출발점 편의(starting point bias)는 지불의사유도방법이나 지불수단이 응답자의 지불의사금액에 민감한 영향을 미치는 경우 발생한다. 특히 지불의사유도방법 중 경매법(bidding game)의 경우 첫번째 제시금액에 따라 응답자의 지불의사금액이 매우 민감하게 반응한다. 그러나 양분선택형질문법에서 사전조사(pre-test)를 통하여 적절한 제시금액을 조사한 후 이를 근거로 제시금액을 제시할 경우 출발점 편의는 최소화 될 수 있다.

범위편의(range bias)는 응답자의 지불의사금액의 범위에 영향을 주어 응답자의 진

정한 지불의사금액을 왜곡시키는 편의로써 주로 지불카드법(payment card method)에서 발생한다. 즉, 카드에 적힌 제시금액이 응답자의 지불의사금액을 적절하게 포함하지 않는 경우에 발생한다. 그러나 범위편의는 충분히 많은 제시금액을 제시하고 표본의 수를 크게 할 경우 최소화 할 수 있으며 지불의사유도방법으로써 지불카드법을 사용하지 않을 경우 범위편의로 인한 문제는 발생하지 않는다.

세번째, 시나리오 오 설정에 의한 편의는 가상시나리오의 특정 부분을 잘못 묘사하거나, 올바르게 묘사했지만 응답자가 이를 잘못 이해하는 경우에 발생하는 편의로써 크게 이론적 오 설정 편의, 쾌적성 오 설정 편의, 상황 오 설정 편의로 구분할 수 있다. 우선 이론적 오 설정 편의(theoretical misspecification bias)는 연구자에 의해 설정된 가상시나리오가 경제이론에 부합하지 않을 경우에 발생하는 편의이며 쾌적성 오 설정 편의(amenity misspecification bias)는 응답자가 연구자의 의도와 다르게 대상재화를 인식하는 과정에서 발생하는 편의이다. 쾌적성 오 설정 편의는 다시 응답자가 연구자가 의도한 재화가 아닌 상징적 실체를 가치측정함으로써 발생하는 상징편의(symbolic bias)와 응답자가 연구자가 의도한 재화보다 더 크거나 작은 실체로 대상재화를 인식함으로써 발생하는 부분-전체편의(part-whole bias), 그리고 응답자가 연구자가 의도한 것과 다른 공급 가능성을 지닌 재화로 대상재화를 인식하여 가치를 측정하는 경우 발생하는 제공가능성편의(probability of provision bias)로 구분될 수 있다.

시나리오 오 설정 편의 중 마지막 편의인 상황 오 설정 편의(context misspecification bias)는 응답자가 인식한 가상시나리오와 연구자가 의도한 상황이 다를 경우 발생하는 편의로써 상황 오 설정 편의에 속하는 편의로는 지불수단 편의(payment vehicle bias), 제공방법 편의(method of provision bias), 지불의사유도방법 편의(elicitation question bias), 순서편의(order bias)가 있다. 이중 순서편의는 다양한 종류의 재화의 가치를 하나의 설문지를 통해 평가할 경우 발생하는 편의이다. 즉, 동일한 재화의 가치인 경우도 설문의 앞 부분에서 질문하느냐 아니면 뒤 부분에서 질문하느냐에 따라 응답자의 응답결과가 달라질 수 있어 조건부가치측정법의 신뢰성을 저해하는 요인으로 작용한다.

그러나 시나리오 오 설정으로 인한 편의는 결국 가상시나리오설계가 잘못되었거나 응답자가 연구자가 의도한 것과 다르게 대상재화를 인식하는 데서 비롯된 편의이다. 따라서 본 조사에 앞서 초점집단이나 사전조사(pre-test)를 시행하여 가상 시나리오를 수정·보완하거나 이와 동시에 철저한 조사원교육이 선행된다면 시나리오 오 설정으로 인한 편의는 최소화 될 수 있다.

<표 1> 조건부가치측정법의 주요 편익

편익 유형	편익 범주	편익의 소범주
허위표시 동기에 의한 편익	-전략적 편익	
	-순응편익	-후원자 편익 -조사원 편익
암시된 가치단서에 의한 편익	-출발점 편익 -범위 편익	
시나리오 오 설정편익	-이론적 오 설정편익	
	-폐적성 오 설정편익	-상징 편익 -부분전체 편익 -제공가능성 편익
	-상황 오 설정편익	-지불수단 편익 -제공방법 편익 -지불의사유도방법 편익 -순서 편익 등

Ⅲ. 연구방법

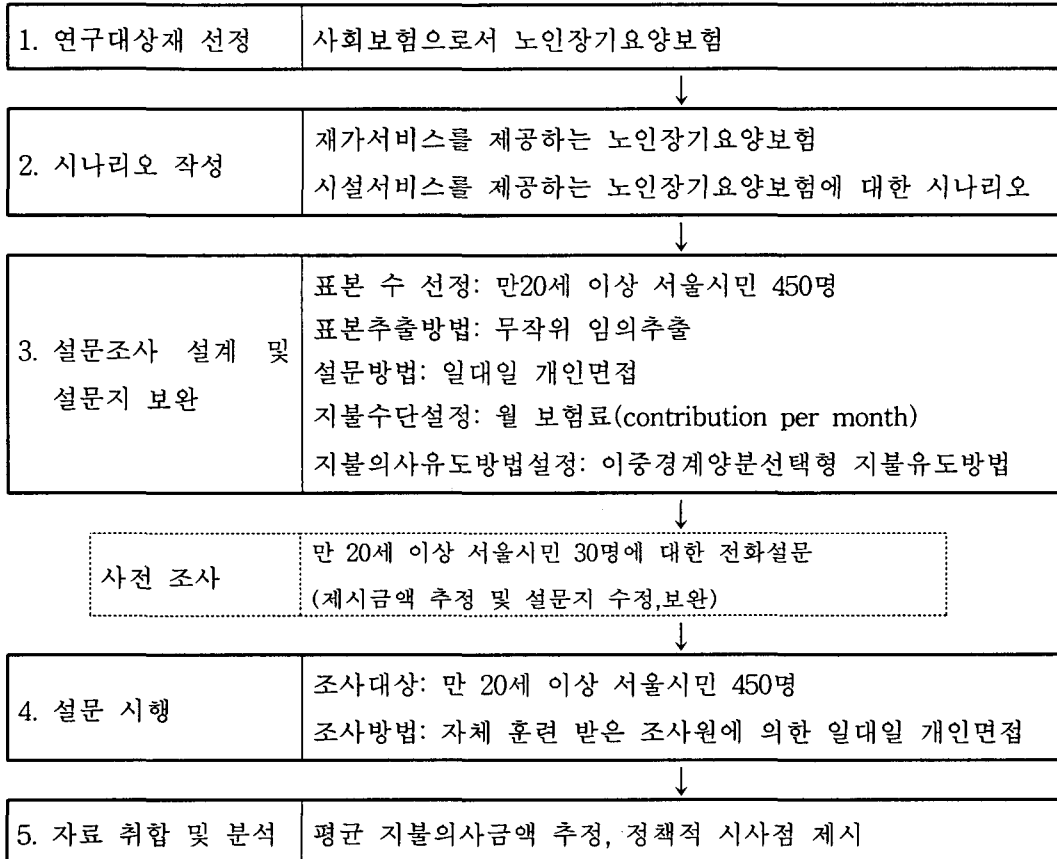
1. 지불의사금액 측정을 위한 설문설계

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

조건부가치측정법을 이용하여 가치를 측정할 경우 일반적으로 적용되는 5가지 단계는 다음과 같다. 우선 1단계에서는 연구대상재화를 선정한다. 2단계에서는 수집된 자료를 바탕으로 가상시나리오를 작성하며 3단계에서는 여러 차례의 수정을 거쳐 응답자가 이해하기 쉽도록 가상시나리오를 수정·보완한다. 이 단계에서 시나리오 작성시 예상되는 편익을 최소화 하기 위해 혹은 적절한 제시금액을 선정하기 위해 NOAA에서는 사전조사(pre-test)를 할 것을 권하고 있다. 4단계에서는 실제로 설문을 시행하는

단계로써 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.

<그림-1> 실증연구에 있어서의 조건부가치측정법의 5가지 적용단계



가. 가상시나리오설계

(1) 대상재화 선정

본 연구에서 측정하는 것이 사회보험으로서 노인장기요양보험에 가입했을 때의 지불의사금액이므로 대상재화는 노인장기요양보험가입으로 제공되는 서비스³⁾이며

3) 가상시나리오작성시 노인장기요양서비스에 대한 구체적인 공급수준에 대한 언급은 제외했다. 물론 구체적인 공급량을 명시할 때 보다 정확한 지불의사금액을 추정할 수 있으나 장기요양보험에 대한 구체적인 방안이 아직 설정되지 않은 상태에서 세부적인 공급량을 제시할 경우 오히려 지불의사금액을 과대 혹은 과소평가할 수 있다는 판단하에 대략적인 공급량만을 언급했다.

서비스는 크게 집에서 이루어지는 재가서비스와 시설에 입소하여 서비스를 받는 시설서비스⁴⁾로 구분했다.

(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(표희동, 2001). 따라서 본 연구는 위의 사항을 감안하여 노인장기요양보험에 대한 지불수단(payment vehicle)을 '월 보험료(contribution per month)'로 선정했다.

(3) 지불의사 유도방법

조건부가치측정법의 실증연구에서 주로 사용되는 지불의사 유도방법은 개방형 질문법, 경매법, 지불카드법 그리고 양분선택형질문법이 있다. 또한 설문 분석의 통계적 효율성을 증진시키기 위해 양분선택형문법에서도 첫번째 제시금액에 '예'라고 응답한 사람에게는 첫번째 제시금액의 2배의 금액을, '아니오'라고 응답한 사람에게는 첫번째 제시금액의 1/2배의 금액을 추가로 질문하는 이중경계 양분선택형질문법을 본 연구의 지불의사 유도방법으로 선정했다.

이 방법은 NOAA의 패널 보고서에서 권장하는 지불의사 유도방법이기도 하다.

(4) 제시금액 선정

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

4) 가상 시나리오에서 사용된 장기요양서비스는 한국보건사회연구원에서 연구한 '노인장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안(2001)'자료 중 제4장 노인장기요양보호 재원추계에 서 노인장기요양 재원추계항목을 바탕으로 설정하였다. 이를 바탕으로 재가서비스 항목은 가정봉사서비스, 주간보호서비스, 단기보호서비스, 식사배달서비스, 방문간호서비스로 구분했고, 시설서비스 항목은 요양병원, 전문요양시설, 요양시설 구분없이 전문적인 요양서비스를 제공하는 시설서비스로 통일했다.

사전조사를 위한 제시금액은 최근 보건사회연구원에서 연구한 '노인장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안(2001)'이란 연구자료를 참고하여 선정했다. 선정된 제시금액을 바탕으로 2003년 4월 18일부터 20일까지, 총 3일에 걸쳐 만 20세 이상 서울시민 30명을 대상으로 전화설문을 했으며 사전조사결과를 바탕으로 2,000원에서 30,000만원까지 총 6개의 금액을 제시금액으로 결정했다. 이때 최종 제시금액의 개수는 이중경계 양분선택형질문법을 사용할 경우에 제시금액의 숫자가 지나치게 많아지면 모형의 적합도가 감소되므로 제시금액의 숫자를 4개 혹은 6개 이하로 할 것을 당부한 Albermi(1995)의 연구를 고려하여 결정했다. 이렇게 결정된 금액을 무작위로 분류된 6개 응답그룹에게 할당했다. 즉, 총 450명의 응답자를 75명씩 각 6개 그룹으로 분류한 후 각각의 그룹에 6개의 제시금액을 할당했다. <표 2>은 본 연구에서 사용된 제시금액의 분포를 나타낸 것이다.

<표 2> 제시금액 분포

(단위:원)

첫번째 제시금액	응답결과	두번째 제시금액
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

나. 표본설계

조사대상은 서울시 만 20세 이상 성인 450명으로 하였다. 표본 추출방법은 무작위 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 설문 의 신뢰성과 밀접한 관련을 가진다. NOAA의 패널 보고서에서는 양분선택형질문법에 의해 설문조사를 할 경우 적어도 1,000명 이상의 표본을 대상으로 할 것을 권장하고 있으나 미국에 비해 상대적으로 모집단의 규모가 적은 우리나라에서 미국과 동일한 표본수를 대상으로 설문조사를 할 필요는 없다고 판단된다. 또한 김희경(1995)의 연구에서 알 수 있듯이 일반적으로 전체 모집단이 50만 이상일 때 400명 정도의 표본만으로도 전체의 의견을 거의 정확하게 알 수 있으므로 우리의 경우 500명을 전후한 표본을 대상으로 설문을 할 경우 통상 유효한 설문을 할 수 있을 것으로 생각된다. 따라서 본 연구의 표본 크기는 조건부가치측정법을 이용하는데 있어서 큰 무리가 없을 것으로 생각된다.

다. 조사설계

설문조사를 위해 이용할 수 있는 조사방법은 면접조사, 전화조사, 우편조사가 있다. 그러나 본 연구는 조건부가치측정법에 가장 바람직한 조사방법으로 알려진 일대일 면접조사 방법을 이용하여 설문조사를 실시하였다. 설문조사원은 보건의료분야를 공부하는 학생들로 선발하였다. 선발된 조사원을 대상으로 본 연구의 핵심이 되는 내용과 지불의사금액에 대한 질문을 중심으로 여러 차례 교육을 실시했으며 이 과정에서 조사원에게 설문지와 보조자료의 사용법을 숙지시켰다. 또한 면접조사 끝에 응답자의 전화번호를 물어 조사원들이 일을 제대로 했는지 확인전화를 하였고, 조사된 자료 중 손실된 내용이 있거나 일관성이 없다고 판단되는 조사결과를 확인전화를 통해 보완했다. 면접조사는 2003년 7월 14일부터 19일까지, 총 6일에 걸쳐 실시했으며 그 결과 총 450명의 응답자료를 얻을 수 있었다.

2. 지불의사금액 추정모형⁵⁾

Hanemann(1984,1989)이 제안한 효용격차모형(utility difference model)은 양분선택형질문법 조건부가치측정 자료로부터 Hicks적 후생가치를 이끌어 낼 수 있는 방법이다. 따라서 본 연구에서는 Hanemann 모형(Hanemann Model)을 이용하여 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액을 추정하기로 한다. 본격적인 추정에 앞서 Hanemann의 가치

5) 본 연구에서 설명한 지불의사 추정모형은 '이중경계 양분선택형의 조건부가치측정법을 이용한 영산강유역 갯벌의 보존가치추정(표희동 외, 2001)'이란 연구에서 언급했던 추정모형을 참고한 것이다.

측정 모형을 단일경계 양분선택형 모형인 경우와 이중경계 양분선택형 모형인 경우를 구분하여 살펴보면 다음과 같다.

(1) 단일경계 양분선택형 모형(Single-Bounded DC Model)

응답자가 자신의 효용함수를 정확하게 알고 있다는 상황에서 주어진 소득과 개인의 특성에 근거하여 노인장기요양보험의 가입으로 발생하는 변화에 대해 느끼는 효용은 식(Ⅲ-1)과 같은 간접효용함수로 나타나며

$$u = (j, M; S) \quad (Ⅲ-1)$$

여기서 j 는 종속변수로써 개인의 지불의사를, M 은 소득을, S 는 개인의 선호에 영향을 미칠 수 있는 개인의 특성벡터를 나타낸다. 그러나 이때 각 응답자의 효용은 그들 자신에게는 확실한 값이지만 연구자에게는 노인장기요양보험 가입으로 발생하는 변화를 선택 또는 거부할 수 있는 확률변수로 받아들여지게 되므로 효용함수는 식(Ⅲ-2)와 같이 표현된다.

$$u(j, M; S) = v(j, M; S) + \varepsilon_j, \quad j = 0, 1 \quad (Ⅲ-2)$$

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-3)과 식(Ⅲ-4)와 같다.

$$v(1, M - A; S) + \varepsilon_1 \geq v(0, M; S) + \varepsilon_0 \quad (Ⅲ-3)$$

$$\Delta v \equiv (1, M - A; S) - v(0, M; S) \geq \varepsilon_0 - \varepsilon_1 \quad (Ⅲ-4)$$

그리고 이를 '예'라고 응답할 확률 P_1 로 표시하면 식 (Ⅲ-5)와 같다.

$$\begin{aligned} P_1 &= \Pr\{v(1, M - A; S) - v(0, M; S) \geq \varepsilon_0 - \varepsilon_1\} \\ &= \Pr\{\Delta v \geq \eta\} \\ &= F_\eta(\Delta v) \end{aligned} \quad (Ⅲ-5)$$

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 지불의사(WTP, 여기서 C 로 표기함)는 $G_c(A)$ 로 정의된 누적분포함수를 가진 확률변수가 되며 이를 식(III-5)의 대안으로 표현하면 식(III-6)과 같다.

$$F_1 = \Pr(C \geq A) \equiv 1 - G_c(A) \quad (\text{III-6})$$

따라서 다음 식(III-7)이 도출가능하다.

$$1 - G_c(A) \equiv F_\eta[\Delta v(A)] \quad (\text{III-7})$$

Hanemann(1984)의 지적에 따라서 식(III-7)은 확률효용이론의 맥락에서 효용극대화 응답으로 해석될 수 있고, 결국 지불의사(WTP) 모형을 추정한다는 것은 누적분포함수 $G_c(\cdot)$ 의 모수를 추정한다는 것을 의미한다.

지불의사가 확률변수 η 를 포함하고 있기 때문에 후생척도로서 지불의사는 여러가지 대표값으로 표현될 수 있다. 가령, 효용극대화를 추구하는 N명의 표본을 가정하자. 이때 i번째 응답자가 제시금액 A_i 에 '예'라고 응답할 때와 '아니오'라고 응답할 경우를 구별하여 생각할 경우 지불의사금액의 전체평균(overall mean; C^* 로 표기함)으로서 평균값은 무작위로 제시되는 금액 A에 대해 $\lim_{A \rightarrow \infty} F_A < 1$ 해 일 수도 있기 때문에 전체평균 C^* 는 식(III-8)처럼 표현될 수 있다.

$$C^* = E(C) = \int_0^\infty [1 - G_c(A)] dA - \int_0^\infty G_c(A) dA \quad (\text{III-8})$$

식(III-8)을 로그우도함수로 다시 나타내면 식(III-9)와 같다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N [I_i^y \ln(1 - G_c(A_i)) + I_i^N \ln G_c(A_i)] \quad (\text{III-9})$$

만약 Δv_i 이 제시금액 A_i 에 대해 선형함수($\Delta v_i = \alpha - \beta A_i$)이고, η 가 로지스틱 분포를 따른다면, 식(III-10)과 같은 로그우도함수를 얻을 수 있다.

$$\ln L = \sum_{i=1}^Y [I_i^Y \ln \frac{1}{1 + \exp[-(\alpha - \beta A_i)]}] + \sum_{i=1}^N [I_i^N \ln \frac{1}{1 + \exp(\alpha - \beta A_i)}] \quad (\text{III-10})$$

여기서 α, β 는 추정해야 할 모수들이며 이 모수들은 식(III-10)에 최우추정법(ML)을 적용하여 구할 수 있다.

지불의사금액의 중앙값(C^*)은 $\Pr\{u(1, M - C^*; S) \geq u(0, M; S)\} = 0.5$ 을 만족한 경우이므로 이를 정리하면 식(III-11)로 표시될 수 있다.

$$\begin{aligned} \Pr\{\Delta v(C^*) \geq \eta\} &= F_\eta[\Delta v(C^*)] = 0.5 \\ G_c(C^*) &= 0.5 \end{aligned} \quad (\text{III-11})$$

이때 오차항 η 이 0의 값을 나타내기 때문에 지불의사금액의 전체평균 C^* 과 지불의사금액의 중앙값 C^* 은 동일한 결과를 나타내게 된다.

만약 무작위로 제시된 금액 A 가 0에서 무한대까지의 확률누적면적인 지불의사의 평균(절단된 평균: truncated mean WTP; C^{**} 로 표기함)을 이용할 경우 이는 다음 식(III-12)와 같이 나타낼 수 있으며 이 또한 최우추정법(ML)을 이용하여 α, β 를 추정할 수 있다.

$$C^{**} = \int_0^\infty [1 - G_c(A)] dA \quad (\text{III-12})$$

(2) 이중경계 양분선택형 모형(Double-Bounded DC Model)

이중경계 양분선택형질문법 응답자에게 2차에 걸쳐 제시금액을 제시하여 그 금액을 선택할 것인지 거절할 것인지를 묻는다. 따라서 각각의 응답자의 응답결과는 총 4개로 나타난다. 즉, 첫번째 제시금액과 두번째 제시금액 모두 '예'라고 응답한 경우(Yes-Yes), 첫번째 제시금액은 '예'라고 응답한 후 두번째 제시금액은 '아니오'라고 응답한 경우(Yes-No), 첫번째 제시금액은 '아니오'라고 응답한 후 두번째 제시금액은 '예'라고 응답한 경우(No-Yes), 첫번째 제시금액과 두번째 제시금액 모두 '아니오'라고 응답한 경우(No-No), 이를 기호로 나타내면 식(III-13)과 같다.

$$\begin{aligned}
I_i^{YY} &= 1 \text{ (ith respondent's response is "Yes-Yes")} \\
I_i^{YN} &= 1 \text{ (ith respondent's response is "Yes-No")} \\
I_i^{NY} &= 1 \text{ (ith respondent's response is "No-Yes")} \\
I_i^{NN} &= 1 \text{ (ith respondent's response is "No-No")}
\end{aligned} \tag{III-13}$$

식(III-13)에서 $I(\cdot)$ 는 만약 괄호 안의 주장이 참이면 '1'이고 아니면 '0'을 나타내는 지수함수(indicator function)이다.

단일경제 양분선택형모형과 마찬가지로 효용극대화를 추구하는 N명의 표본을 가정할 경우 i번째 응답자가 첫번째 제시금액 A_i 에 '예'라고 응답할 때 $A_i'' (A_i < A_i'')$ 는 두번째 제시금액으로서 A_i 보다 더 높은 금액이고, i번째 응답자가 첫번째 제시금액 A_i 에 '아니오'라고 응답할 때, $A_i^d (A_i > A_i^d)$ 는 A_i 보다 낮은 두번째 제시금액이다. 이를 로그우도함수로 표시하면 식(III-14)와 같다.

$$\begin{aligned}
\ln L &= \sum_{i=1}^N \{ I_i^{YY} \ln[1 - G_c(A_i'')] \\
&+ I_i^{YN} \ln[G_c(A_i'') - G_c(A_i)] \\
&+ I_i^{NY} \ln[G_c(A_i) - G_c(A_i'')] \\
&+ I_i^{NN} \ln[G_c(A_i^d)] \}
\end{aligned} \tag{III-14}$$

$F_7 = (\cdot)$ 를 로지스틱 누적분포함수로 만들어 $\Delta v = \alpha - \beta A$ 와 결합하면 식(III-15)를 얻을 수 있다.

$$G_c(A) = [1 + \exp(\alpha - \beta A)]^{-1} \tag{III-15}$$

그리고 식(III-8), (III-11), (III-12)식에 기초하여 지불의사금액의 평균과 중앙값을 구하면 식(III-16)과 식(III-17)과 같다.

$$C^* = C^\circ = \alpha / \beta \tag{III-16}$$

$$C^{**} = (1 / \beta) \ln[1 + \exp(\alpha)] \tag{III-17}$$

IV. 분석결과

1. 기초통계 분석결과

우선 본 절에서는 표본이 모집단을 얼마나 잘 설명해 주는지 여부를 확인하고자 조사대상자의 일반적 특정을 간단히 분석하였다. 분석결과는 <표 3>과 같다.

성별분포는 남자 45%, 여자 55%로 남/여 비율이 비슷하게 조사되었다. 연령분포는 20대와 30대가 각각 25%, 40대가 24%, 50대가 13%, 60대가 12%로 나타났다. 평균연령은 41세였으며 응답자의 76%가 기혼이었다. 이 결과는 서울시민의 연령비 및 성비와 유사한 수치로 본 연구의 표본이 모집단을 잘 설명해 주고 있음을 보여준다.

월평균 가구소득은 200만원 이상~300만원 미만인 27%로 가장 높았으며 300만원 이상~400만원 미만이 26%, 100만원 이상~200만원 미만이 21%로 응답자의 74%가 100만원 이상 400만원 미만의 월평균 가구소득에 집중되어 있는 것으로 나타났다. 응답자 평균 가구소득 268만원으로 이는 '2001년 국민건강·영양조사'에서 조사된 월평균 가구소득 168.77만원보다 다소 높았다. 그러나 '2001년 국민건강·영양조사'는 전국 조사인 것에 반해 본 연구는 대도시인 서울만을 조사대상지역으로 선정한 연구이기 때문에 이를 감안한다면 '2001년 국민건강·영양조사'에서 조사된 월평균 가구소득과 본 연구에서 조사된 평균 가구소득은 그리 큰 차이가 없을 것으로 생각된다. 또한 2002년 도시근로자 월평균 가구소득이 279만원(통계청, 2003)임을 감안한다 해도 본 연구의 표본은 모집단을 잘 설명해 주고 있음을 알 수 있다.

응답자의 교육수준은 초졸이하의 8%, 중졸은 12%, 고졸은 32%, 대졸재학 및 졸업은 43%, 대학원 재학 및 졸업은 5%로 응답자의 80%가 고졸 이상의 학력을 소유하고 있었고 91%의 응답자들이 보통이상의 건강상태인 것으로 나타났다. 가구형태는 독거가구가 5%, 배우자와 단둘이 사는 가구가 10%, 2세대 가구가 70%, 3세대 가구가 12%, 기타가구가 3%로 응답자의 대부분이 부모나 자녀 혹은 배우자와 자녀로 구성된 2세대 가구였다. 그러나 함께 살고 있는 가족 중 65세 이상 노인이 있는 가구는 20%임을 감안한다면 주로 배우자와 자녀로 구성된 2세대 가구가 50%정도임을 알 수 있었다.

<표 3> 조사대상자의 일반적 특성

변수	분류	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)	
가구 월 평균 소득	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)	
	중졸	54 (12.00)	
	고졸	146 (32.44)	
	전문대졸/대졸/재학	193 (42.89)	
	대학원재학/졸업 이상	21 (4.67)	
주관적 건강인식수준	매우 건강하다	84 (18.67)	
	건강한 편이다	209 (46.44)	
	보통이다	117 (26.00)	
	건강하지 않은 편이다	32 (7.11)	
	매우 건강하지 않은 편이다	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)	

2. 지불의사금액 분포

각 제시금액에 대한 응답자의 지불의사분포는 <표 4>와 <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.

<표 4> 지불의사금액 응답분포(재가서비스)

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 예이면 첫번째 제시금액의 2배이며, 아니오이면 첫번째 제시금액의 절반이다.

<표 5> 지불의사금액 응답분포(시설서비스)

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 예이면 첫번째 제시금액의 2배이며, 아니오이면 첫번째 제시금액의 절반이다.

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 104(23%)명으로 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험과 비슷한 지불의사분포를 보였다.

3. 지불의사금액 분석결과

공변량이 없는 모형의 지불의사 추정결과 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 지불의사금액의 전체 평균값은 18,192원, 절단된 평균은 19,944원으로 추정되었다.

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. 각각의 추정치는 유의수준 1%에서 통계적으로 유의하였다.

<표 6> 공변량이 없는 WTP방정식 추정결과(재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험)

Variable	Coefficient (t-value)
Constant (α)	1.7162 (12.8834) **
BID	0.0943 (16.8189) **
Number of observations	450
Log-likelihood	-559.09
Wald statistic ^a	283.43**
Mean WTP	18,192
Standard error ^b	0.9566
t-value	19.0182**
Truncated Mean WTP	19,944
Standard error	0.8654
t-value	23.0455**

주: a) Wald 통계량은 모든 매개변수들은 결합적으로 '0'이라는 가설임.

b) 표준오차(Standard error)는 Delta Method방법을 이용하여 산출하였음.

c) **는 1%수준에서의 유의성을 의미함.

< 표 7 > 공변량이 없는 WTP방정식 추정결과(시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험)

Variable	Coefficient (t-value)
Constant(α)	1.6675 (12.5323) **
BID	0.0864 (16.9043) **
Number of observations	450
Log-likelihood	-558.51
Wald statistic	285.80**
Mean WTP	19,296
Standard error	1.0484
t-value	18.4050**
Truncated Mean WTP	21,297
Standard error	0.9352
t-value	22.7727**

주: a) Wald 통계량은 모든 매개변수들은 결합적으로 '0'이다는 가설임.

b) 표준오차(Standard error)는 Delta Method방법을 이용하여 산출하였음.

c) **는 1%수준에서의 유의성을 의미함

조건부가치추정법연구에서는 일반적으로 추정된 결과의 신뢰성 검정의 방법으로써 추정계수의 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 변수로는 노인장기요양보험의 필요성, 제안된 노인장기요양보험정책의 시행여부, 함께 살고 있는 가족 중 만 65세 이상 노인 수, 주관적 건강인식수준, 성별, 연령, 결혼여부, 교육수준, 월평균 가구소득 등을 선정했다.

<표 8>과 <표 9>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 건강인식수준을 나타내는 변수의 추정계수를 제외한 모든 추정계수가 예상부호와 일치하여 이론적으로 측정된 추정값을 신뢰할 수 있었다.

<표 8> 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			284.78**	

*, **는 각각 5%, 1%수준에서의 유의성을 의미함

<표 9> 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			280.67**	

*, **는 각각 5%, 1%수준에서의 유의성을 의미함

일반적으로 공변량이 있는 모형 분석은 측정된 지불의사금액의 신뢰성을 검증하는 방법으로 사용될 뿐만 아니라 제시금액 이외에 어떠한 변수들이 지불의사에 영향을

미치는 가를 보여주는 방법이기도 하다.

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 유의하여 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 지불의사에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 반면, 가족 내 만 65이상 노인의 수, 주관적 건강인식수준 및 성별 변수는 노인장기요양보험에 대한 지불의사에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 지불의사에 영향을 미치는 변수로는 연령만 제외하곤 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 10>과 <표 11>은 지금까지 살펴본 노인장기요양보험에 대한 평균 지불의사금액을 공변량이 없는 경우와 공변량이 있는 경우로 분류하여 나타낸 것이다. 표에서도 알 수 있듯이 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액은 공변량이 없는 경우 월 평균 18,192원, 공변량이 있는 경우 월 평균 17,963원으로 추정되었고 시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 비해 다소 높은 지불의사금액으로 각각 월 평균 19,293원과 18,814원으로 추정되었다.

<표 10> WTP 추정결과(재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험)

월 평균 WTP 추정치	공변량이 없는 경우	공변량이 있는 경우
평균(overall mean=median)		
WTP(원)	18,192	17,963
Wald statistic ^a	361.70	420.81
(p-value)	(0.000)	(0.000)
절단된 평균(truncated mean)		
WTP(원)	19,944	19,218
Wald statistic ^a	531.09	541.10
(p-value)	(0.000)	(0.000)

주: a) Wald 통계량은 모든 매개변수들은 결합적으로 '0'이라는 가설임

<표 11> WTP 추정결과(시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험)

월 평균 WTP 추정치	공변량이 없는 경우	공변량이 있는 경우
평균(overall mean=median)		
WTP(원)	19,293	18,814
Wald statistic ^a	338.75	398.29
(p-value)	(0.000)	(0.000)
절단된 평균(truncated mean)		
WTP(원)	21,297	20,180
Wald statistic ^a	518.60	513.31
(p-value)	(0.000)	(0.000)

주: a) Wald 통계량은 모든 매개변수들은 결합적으로 '0'이라는 가설임

V. 결론 및 제언

본 연구에서 조사대상은 만 20세 이상 서울시민 450명으로 선정했으며 지불의사유도방법은 이중경계 양분선택형질문법(double bounded dichotomous choice method)을 이용했다. 자료수집은 7월 14일부터 19일까지 총 6일에 걸쳐 이루어졌으며 조사방법은 일대일 개인면접조사를 이용했다. 그 결과 총 450개의 응답자료를 얻을 수 있었다.

분석결과 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액은 월 평균 18,192원, 시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 대한 지불의사금액은 월 평균 19,293원으로 나타났다.

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

여기서 연령이 높을수록 지불의사가 낮게 나타난 것은 현재 연령이 높은 노인의 경우 이미 노후대책이 있거나 젊은 30,40대에 비해 노후대책에 대한 인식이 낮기 때문에 연령이 높을수록 지불의사가 낮게 나타나는 것으로 생각된다.

시설서비스를 제공하는 노인장기요양보험의 경우 지불의사에 영향을 미치는 변수로는 연령만 제외하곤 재가서비스를 제공하는 노인장기요양보험에 영향을 미치는 변수와 동일했다. 따라서 노인장기요양보험의 필요성이 높을수록, 제안된 노인장기요양보험 정책이 잘 시행될 것이라고 생각할수록, 결혼을 할수록, 교육수준이 높을수록, 월평균 소득이 높을수록 지불의사는 높았고 제시금액이 높을수록 지불의사는 낮았다

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

그와 더불어 조건부가치측정법의 이론 및 연구가 미국등 서구 선진국 일변도로 진행되고 있는 현 시점에서 우리 현실에 적합한 조건부가치측정법에 대한 논의가 활발히 전개되어야 할 것이다. 즉, 외국에서 개발된 가치측정 방법인 조건부가치측정법이 우리나라에 적합한 방법인지 혹은 본 방법론이 가지고 있는 장점대로 올바르게 측정할 수 있는지에 대하여 심도있고 지속적인 연구가 필요하다.

참고문헌

- 김병준, 조건부가치측정을 이용한 편익의 측정: 북한산 국립공원의 경우, 서울대학교, 석사학위논문, 1998.
- 김태운, 조건부 가치 측정법의 이론과 성공적 시행 지침, 정책분석평가학회집, 제8권 제1호, pp.47-64, 1998.
- 김희경. 광고와 마케팅 조사는 이렇게 한다, 정보여행, 1995
- 보건복지부, 2001 국민건강·영양조사-총괄편-, 2002.
- 보건복지부, 2003년도 노인보건복지사업 안내, 2003.
- 신영철, 조건부가치측정법에 의한 한강수질개선 편익 추정에 관한 연구, 서울대학교,

- 박사학위논문, 1997.
- 양봉민, 김윤미, 김진현, 반덕진, 유왕근, 배은영, 의약분업의 경제성 평가, 대한약사회, 1998.
- 장병원, 노인장기요양보장 정책방향, 노인간병 등 전문인력 제도화를 위한 공청회, pp.1~12, 2003.
- 정경희, 오영희, 조애저, 선우덕, 장기요양보호대상 노인의 수발실태 및 복지욕구: 2001년도 전국 노인장기요양보호서비스 욕구조사, 한국보건사회연구원, 2001.
- 표희동, 갯벌의 생태관광효과에 대한 경제적 가치추정, 한국해양수산개발원, 갯벌의 보존과 개발에 대한 경제분석의 표준화 및 해양환경회계설계방안에 관한 연구에서, pp.70~115, 2001.
- 한국보건사회연구원, 노인장기요양보호 욕구실태조사 및 정책방안, 2001.
- Alberini, A. Testing Willingness-to-Pay Models of Discrete Choice Contingent Valuation Survey Data, Land Economics, Vol. 7, No. 1, February 1995, pp.83~95,
- Bishop, Richard C., and Thomas A. Heberlein, Measuring Values of Extra-Market Goods: Are Indirect Measures Biased?, American Agricultural Economics Association, 1979, Vol. 61, pp.926~930.
- Hanemann W. Michael, Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Response Data, American Agricultural Economics Association, 1984, Vol. 66, pp.332~341.
- Jongyeon Lee, Using the Contingent Valuation Method to Measure the Economic Damage to Coastal Environment by an Oil Spill: An Analysis of Statistical Models, Master's Dissertation in Economics, Seoul National University, 2001.
- NOAA, Natural Resource Damage Assessments under the Oil Spill Act of 1990, The Federal Register:15 CFR Chapter 9, pp. 4601~4614, 1993.
- Schuman, Howard, The Sensitivity of CV outcomes to CV Survey Method, in D. J. Bjornstad & J. R. Kahn(ed), The Contingent Valuation of Environmental Resources, 1996, pp.75~96, Brookfield, U.S.: Edward Elgar.