

연구보고서 2004-01

고령화와 의료비간의 상호관계 분석과 세대간  
형평성 제고방안

유근춘

오영호

장원익

김은정

韓國保健社會研究院

## 머 리 말

건강보험의 세대간 비형평의 문제는 형평성이라는 가치에 의해서도 문제가 되지만 현실적으로 그에 의한 젊은 세대의 불만이 다수결에 의한 민주주의 정치과정에서 건강보험의 정당성을 박탈하여 건강보험자체의 존속을 위협할 수 있다는데 있다.

이러한 상황에서 우리나라 건강보험에서의 세대간 형평문제의 발생여부, 크기, 동적인 발전방향 및 대처방안 등에 대한 연구가 시급하다고 하겠다.

따라서 본 연구는 우선 건강보험에서 세대간 비형평의 문제가 발생하는 과정을 엄밀히 밝힌 세대간 중첩모형을 사용하여 그 발생조건을 밝히고 우리나라의 자료를 통해 그 발생조건을 객관적으로 검증하고 있다. 또한 세대간 비형평성 문제 발생의 크기를 잴 수 있는 척도를 개발하여 그 문제 발생의 정도에 관해서도 객관적인 결과를 제시하고 있다.

또한 고령화와 의료비 간에 상승적인 상호관계 즉, 의료의 시지프스 현상이 존재하는 경우 세대간 형평의 문제가 동적으로 심화될 수 있음을 밝히고, 우리나라 자료를 사용하여 이의 존재 및 크기를 밝혔다.

마지막으로 건강보험의 세대간 형평문제에 대처할 수 있는 개선방안을 제한적이거나 비형평성 최소화와 최대비형평성 최소화라는 두 가지 형평성 개념을 적용한 선형모형을 통해 밝혔다.

이 연구에는 본 연구원의 유근춘 박사의 책임 하에 오영호, 장원익, 김은정 박사가 공동으로 참여하였다. 연구진들은 본 보고서를 읽고 세심하게 검토해주신 서울대학교 양봉민 교수, 한림대학교의 이태진 교수와 임재영 교수 그리고 본원의 백화중 연구위원과 최병호 연구위원께도 감사를 표한다.

끝으로 본 보고서에 수록된 모든 내용은 저자들의 의견으로 본 연구원의 공식견해가 아님을 밝혀둔다.

2004년 12월  
한국보건사회연구원  
원 장 박 순 일

## 목 차

요 약 .....	13
I. 서론 .....	29
1. 연구의 필요성과 목적 .....	29
2. 연구의 구성 .....	31
II. 세대간 형평문제의 발생조건과 그 충족여부 및 크기 .....	32
1. 발생조건 충족여부와 크기에 관한 분석모형 .....	32
2. 우리나라의 발생조건 충족여부와 크기에 관한 실증연구 .....	55
III. 세대간 형평문제 다이내믹의 존재와 크기-고령화와 의료비간의 상호관계 분석 .....	89
1. 고령화와 의료비간의 상호관계와 세대간 형평문제의 다이내믹 .....	89
2. 고령화와 의료비간의 상호관계 관련 기존연구 및 상호관계 분석모형- 세대간 형평문제 다이내믹의 존재와 그 크기 .....	93
3. 우리나라와 OECD 국가의 자료를 사용한 분석결과 .....	114
IV. 시뮬레이션 모형 결과를 통해 본 세대간 형평문제에 대한 정책적 가능성 .....	151
1. 분석모형 및 자료 .....	151
2. 분석결과 및 정책에 주는 시사점 .....	170

V. 결론 및 정책적 제언 .....	185
1. 결론 .....	185
2. 정책적 제언 .....	186
3. 본 연구의 기여, 제한점 그리고 개선방향 .....	187
참고문헌 .....	188
부 록 .....	195

## 표 목 차

〈표 II- 1〉 U-자 곡선 가정을 위한 추정결과 .....	60
〈표 II- 2〉 추정평균의료비와 실제평균의료비 .....	68
〈표 II- 3〉 실제와 추정의 연평균 의료비 증가율 .....	70
〈표 II- 4〉 회귀분석 결과 .....	71
〈표 II- 5〉 세대간 소득이전 기준연령 변화추이 .....	75
〈표 II- 6〉 회귀분석 결과를 이용한 소득이전 경계 연령의 계산 .....	76
〈표 II- 7〉 평균기여금을 사용한 소득이전의 크기 계산결과 .....	80
〈표 II- 8〉 의료보험 재정수지 현황 .....	87
〈표 III- 1〉 건강생산함수에 대한 변수들의 정의 .....	107
〈표 III- 2〉 건강비용함수에 대한 변수들의 정의 .....	108
〈표 III- 3〉 건강 생산함수에 대한 연구 가설 .....	110
〈표 II- 4〉 건강비용함수에 대한 연구가설 .....	111
〈표 II- 5〉 계수에 대한 해석방법 .....	112
〈표 III- 6〉 국내자료의 결측값 처리 내용 .....	114
〈표 III- 7〉 변수의 기술통계량 (1977~2001년) .....	115
〈표 III- 8〉 변수의 기술통계량 (1977년, 2001년) .....	115
〈표 III- 9〉 60세 남성의 잔여 기대수명 .....	116
〈표 III-10〉 60세 여성의 잔여 기대수명 .....	117
〈표 III-11〉 사망률 .....	119
〈표 III-12〉 60세 이상의 인구비율 .....	119
〈표 III-13〉 GDP 대비 의료비 지출비율 .....	121
〈표 III-14〉 변수의 기술통계량(1977~1998년) .....	122

〈표 III-15〉 변수의 기술통계량(1977년) .....	123
〈표 III-16〉 변수의 기술통계량 (1998년) .....	123
〈표 III-17〉 60세 남성의 잔여 기대수명(Random-effects Model) .....	124
〈표 III-18〉 60세 여성의 잔여 기대수명(Random-effects Model) .....	125
〈표 III-19〉 사망률(Random-effects Model) .....	126
〈표 III-20〉 65세 이상 인구비율(Random-effects Model) .....	127
〈표 III-21〉 HCE/GDP (Random-effects Model) .....	129
〈표 III-22〉 OECD 국가의 분석자료 결측값 .....	130
〈표 III-23〉 변수의 기술통계량(1990~2001년) .....	131
〈표 III-24〉 변수의 기술통계량(1990년) .....	131
〈표 III-25〉 변수의 기술통계량(2001년) .....	132
〈표 III-26〉 60세 남성의 잔여 기대수명(Fixed-effects Model) .....	132
〈표 III-27〉 60세 여성의 잔여 기대수명(Fixed-effects Model) .....	133
〈표 III-28〉 사망률 (Fixed-effects Model) .....	135
〈표 III-29〉 65세 이상 인구비율(Fixed-effects Model) .....	136
〈표 III-30〉 HCE/GDP (Random-effects Model) .....	138
〈표 III-31〉 HCE/GDP (Random-effects Model) .....	139
〈표 III-32〉 변수의 기술통계량 (1990~2000년) .....	140
〈표 III-33〉 60세 남성의 잔여 기대수명(Random-effects Model) .....	141
〈표 III-34〉 60세 여성의 잔여 기대수명(Random-effects Model) .....	141
〈표 III-35〉 사망률 (Fixed-effects Model) .....	143
〈표 III-36〉 65세 이상 인구비율(Random-effects Model) .....	144
〈표 III-37〉 HCE/GDP (Fixed-effects Model) .....	145
〈표 III-38〉 시지프스 현상 분석 결과 .....	146
〈표 III-39〉 시지프스 현상 영향력의 변화추이 .....	148
〈표 IV- 1〉 남자인구 .....	164

〈표 IV- 2〉 여자인구 .....	165
〈표 IV- 3〉 남자급여비 추계 .....	168
〈표 IV- 4〉 여자급여비 추계 .....	169
〈표 IV- 5〉 모형 1-1: 비용이 불변이고 할인율이 영인 경우로서 $F(t) = 0$ 인 경우 .....	172
〈표 IV- 6〉 모형 1-2: 비용이 불변이고 할인율이 영인 경우로서 $F(t) \geq 0$ 인 경우 .....	173
〈표 IV- 7〉 모형 2-1: 비용과 할인율이 증가하는 경우 .....	175
〈표 IV- 8〉 모형 2-2: 비용과 할인율이 증가하는 경우 .....	176
〈표 IV- 9〉 모형 3-1: 비용과 할인율이 증가하면서, 모형2보다 할인율이 큰 경우 .....	177
〈표 IV-10〉 모형 3-2: 비용과 할인율이 증가하면서, 모형2보다 할인율이 큰 경우 .....	178
〈표 IV-11〉 독일의 추계자료를 사용한 모형1의 계산결과 .....	180
〈표 IV-12〉 독일의 추계자료를 사용한 모형2의 계산결과 .....	181
〈표 IV-13〉 독일의 추계자료를 사용한 모형3의 계산결과 .....	182
〈부  표〉 평균진료비 .....	197



## 그림 목차

[그림 II- 1]	생존확률에 대한 가정	43
[그림 II- 2]	연령에만 관계하는 진료비, 평균기여금 그리고 소득이전	45
[그림 II- 3]	인구수의 증가와 감소 그리고 안정구간	46
[그림 II- 4]	피적분항의 모양	50
[그림 II- 5]	연령구성의 변화	56
[그림 II- 6]	$\tau^\beta \cdot \gamma^\tau$ 의 곡선 형태	59
[그림 II- 7]	1989년의 남·여·전체의 일인당 평균의료비 곡선	62
[그림 II- 8]	2002년의 남·여·전체의 일인당 평균의료비 곡선	64
[그림 II- 9]	평균의료비와 소득에 비례한 평균기여금의 관계	72
[그림 II-10]	일인당 평균급여비와 평균기여금	77
[그림 II-11]	평균기여금을 사용한 소득이전의 크기 계산결과	84
[그림 III- 1]	세대간 형평문제의 발생기전	91
[그림 III- 2]	시지프스 현상: 고령화와 의료비의 상승작용	92
[그림 III- 3]	시지프스 현상과 세대간 형평문제의 다이내믹	92
[그림 III- 4]	시지프스 현상의 가능성	100

## Abstract

### The Interrelationship between Population Aging and Health Care Expenditure and the Intergenerational Equity in Korean NHI

The intergenerational equity problem in the statutory health insurance can threaten the sustainability of the statutory health insurance itself. Therefore it is important to investigate the problem.

The occurrence conditions of the intergenerational equity problem in the statutory health insurance are investigated with the simple overlapping-generational model developed by Kleindorfer and Schulenburg. Whether the intergenerational equity problem is happening in Korea is tested by testing whether the above conditions are met in Korea. The magnitude of the net transfer between the younger and elder generations is also measured using the notion of the overall average contribution.

It is shown that the dynamic feature of the intergenerational equity problem in the statutory health insurance can be investigated by the synergistic interrelationship between population aging and health care expenditure, i.e. the Sisyphus Syndrome in health care. Whether the intergenerational equity problem is happening dynamically in Korea is tested with the Korean and OECD data.

Two standards for the intergenerational equity are chosen to study the policy instruments for the improving the intergenerational equity in the statutory health insurance. The first is the minimizing the sum of the absolute value of the net transfer deviations from the zero. The second is the minimizing the maximum net transfer. Two major policy instruments are the accumulation of funds and the co-sharing of the cost.

## 요 약

### 1. 연구의 필요성, 목적 및 내용

#### □ 연구의 필요성

- 의료비지출에 있어 노년인구는 중간연령집단의 인구 보다 높은 의료비지출을 초래함. 건강보험의 보험료가 소득에 비례하므로 젊은 피보험자가 노년의 피보험자를 보조하는 소득이전이 발생함.
- 이는 급격한 노령화와 의료비상승이 발생하는 상황에서 뒤에 오는 세대일수록 더 큰 부담을 지게 함.
- 이러한 비형평성은 젊은 세대로 하여금 건강보험에 대한 불만을 계속 증가시킬 수 있음. 이러한 문제는 사회의료보험의 지속성 자체를 위협하는 성격을 가지고 있음. 따라서 이에 대한 연구를 하는 것이 중요함.

#### □ 연구의 목적

- 세대간 형평문제의 발생과정과 동적인 발전 과정을 밝히고 세대간 형평문제에 대처할 수 있는 정책수단을 연구하여 세대간 형평문제의 이해와 해결에 기여하는 것을 목적으로 함.

#### □ 연구의 내용

- 세대간 형평문제의 발생조건과 그 충족여부 및 크기에 대한 연구. 우리나라의 자료를 사용하여 실증연구를 함.
- 세대간 형평문제 다이내믹의 존재와 크기 즉, 고령화와 의료비간의 상호관계 분석, 우리나라와 OECD자료를 사용 실증연구를 함.
- 형평성의 개념을 적용한 시뮬레이션 모형 결과를 통해 세대간 형평문제에 대한 정책적 가능성을 살펴봄.

## 2. 세대간 형평문제의 발생조건과 그 충족여부 및 크기

### □ 세대간 형평문제의 발생조건

- 인구조건: 인구성장률의 감소나 출생 수 감소에 의한 인구노령화.
- 세대간 계약요소에 대한 조건:
  - 사회보험 구성원리인 연대원칙과 부과방식
  - 나이와 의료비간의 U-자곡선 가정

### □ 세대간 형평문제의 발생조건의 충족여부

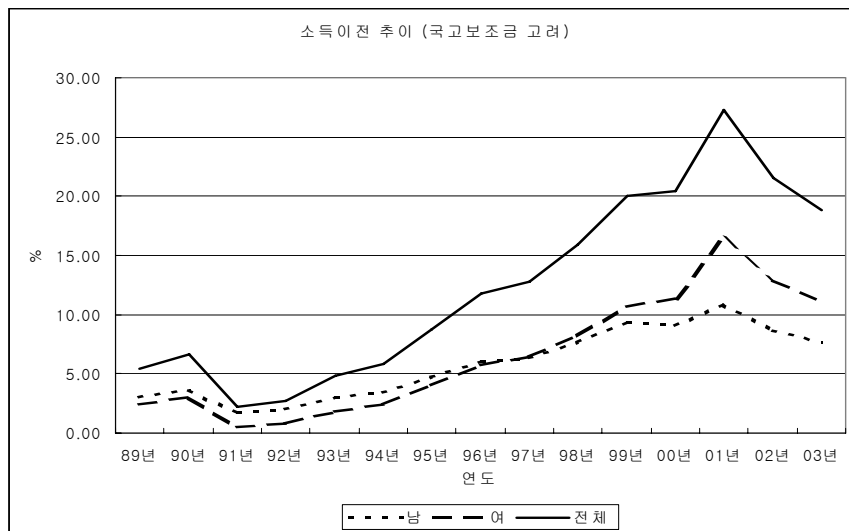
- 인구조건
  - 2003년 현재 우리나라의 경우 전체인구에서 65세 이상 노인인구가 차지하는 비율은 약 8.3%로 고령화 단계에 이미 들어섬.
  - 인구주택총조사의 결과를 보면 우리나라 전체인구 중에서 65세 이상의 노령인구는 계속적으로 증가하며, 14세 미만의 유아, 청소년층의 인구는 점차 감소하고 있음.
- 나이와 의료비간의 U-자곡선 가정
  - 분석모형:  $\ln AHE = \ln \alpha + \beta \ln \tau + (\ln \gamma) \tau + \ln \epsilon$
  - 분석자료: 1989년부터 2002년까지의 건강보험자료에서 5세 간격으로 구한 일인당 평균진료비(급여비 + 본인부담금)
  - 전체적으로는  $\ln \tau$  와  $\tau$  의 계수가 모두 통계적으로 유의한 결과 (신뢰수준 95%)를 나타내고 있으며, 그 값도  $\beta < 0$ 이고,  $\gamma > 1$ , 즉,  $\ln \gamma > 0$  이어서 U-자곡선의 형태임.
- 우리나라 건강보험의 사회보험적인 성격을 종합할 때 다른 두 가지 조건인 연대원칙과 부과방식의 조건도 충족시킨다고 볼 수 있으므로, 이상의 실증결과와 종합해 볼 때 우리나라에서 1989년과 2002년 사이에 건강보험에서 세대간 형평의 문제가 발생하였다고 결론을 내릴 수 있음.

## □ 세대간 형평문제의 발생의 크기

- 세대간 형평의 문제의 발생정도는 노령화에 의해 의료비가 크게 상승할 수록 크다는 관계를 사용한 방법
  - 1989년의 건강보험 가입자의 연령구조로 표준화하여 구한 추정평균의 료비를 실제평균의료비에서 제하면 그 차이는 인구구조 노령화에 의한 평균의료비의 변화를 나타냄. 이 차이가 증가하고 있으며, 이 둘의 증가율의 차이도 연 평균 0.99%임. 이는 전체 증가율 17.51%의 6% 정도를 설명하고 있음. 이는 우리나라의 세대간 형평문제의 발생정도가 무시할 수 없는 정도라는 결론을 가능하게 함.
  - 회귀분석을 사용한 결과도 비슷한 결과를 보임.
- 평균기여금을 사용한 노인인구에로의 소득이전분을 사용한 방법
  - 원래 정확한 의미의 연령대간 소득이전의 크기는 각 연령대별로 평균 기여금과 평균의료비를 계산하고 그 차이를 구함으로써 구해짐.
  - 그러나 현재의 건강보험 자료의 여건상 연령대별 평균의료비는 구할 수 있으나 연령대별 평균기여금은 쉽게 구할 수가 없어 전 연령 대에 걸친 평균기여금을 구하여 소득이전의 크기를 구함. 이는 의료비와 소득의 나이에 대한 일반적 형태를 볼 때 실제의 소득이전의 크기보다 그 크기가 작은 보수적인 추정임.
  - 각 세대의 순소득이전분을 기준으로 한 세대간 형평의 문제가 발생하는 조건이 만족되고 있다면 횡단면적인 연령간의 소득이전의 발생을 세대간 형평문제의 발생으로 볼 수 있음. 따라서 횡단면적인 연령간의 소득이전이 크다면 세대간의 형평문제도 크리라는 결론을 내릴 수 있음.
  - 평균급여비가 평균기여금보다 큰 연령층은 평균적으로 자신이 낸 기여금보다 더 많은 액수의 의료혜택을 받는다는 것을 의미하므로 소득이 이전되는 것으로 해석됨. 유아기와 노년기에 이러한 소득이전이 발생함. 본 연구는 노인인구에게로의 소득이전만을 계산함.

- 소득이전의 크기를 나타내는 지표로 소득이전 자체의 크기와 함께 전체 보험재정에서 소득이전이 차지하는 비율을 봄. 계산 방법에 따라 세 가지 비율이 있으나 분모 분자에 각각 보험료와 보험료 중에서의 소득이전 만을 고려한 결과를 중심으로 봄.
- 이에 따르면 1989년에 약 799억 원으로 보험료의 5.48%를 차지하던 소득이전의 크기가, 2003년에는 약 2조 5801억 원으로 보험료의 18.78%를 차지하게 됨. 가장 비중이 컸던 2001년에는 2조 4138억원으로 보험료수입의 27.26%를 차지함. 이러한 계산 결과에 의하면 현재 우리나라의 세대간 소득이전에 의한 세대간 형평의 문제는 작지 않다고 결론 내릴 수 있겠음. 특히 앞에서 살펴보았듯이 본연구의 계산이 보수적으로 실제보다 작게 추정된다는 점을 고려하면 더욱 그러함.

[그림 1] 소득이전 추이



- 위의 그림에서 나타나듯 전체적으로 보면 연구기간에 걸쳐 소득이전의 정도가 증가하고 있음. 이는 우리나라에서 세대간 형평의 문제가 심화되고 있는 것으로 해석될 수 있겠음. 최근의 감소는 재정적자의 감소경향과 재정흑자의 증가에 기인함.

### 3. 세대간 형평문제 다이내믹의 존재와 크기 — 노령화와 의료비간의 상호관계 분석

#### □ 세대간 형평문제의 다이내믹과 시지프스 현상

- 세대간 형평문제가 정적이지 않고 동적인(다이내믹한) 상태를 가지고 있는가의 여부는 문제의 심각성 판단, 향후의 정책 방향 등에 중대한 영향을 준다고 볼 수 있음.
- 세대간 형평문제의 다이내믹은 세대간 형평문제를 발생시키는 조건들이 상호 연쇄작용을 일으키어 세대간 형평문제가 안정되지 않고 계속 확대되는 현상을 말함. 이러한 현상은 의료의 시지프스 현상에 의해 야기됨.
- 의료의 시지프스 현상은 노령화와 의료비의 상승작용관계임. 즉, 의료비의 상승이 그 효과로서 잔여기대 수명을 늘리면 노인인구의 수와 비중이 증가하고, 이러한 노령화는 다시 의료비의 상승을 가지고 온다는 것임. 이 상승작용이 존재하면 계속해서 연쇄적으로 의료비의 상승이 발생함. 이는 세대간 형평의 문제가 계속되는 보험료의 상승을 통해 다이내믹하게 심화되는 것을 의미함.

#### 〈분석자료 및 모형〉

#### □ 자료

- 통계청에서 발행하는 ‘한국의 사회지표’와 OECD Health Data의 1977~2001년에 걸친 시계열자료를 이용함.

- OECD 국가 분석의 경우 이용된 자료의 해당기간과 선택국가에 따라 각기 다른 3차례의 분석이 행해짐.
  - OECD Health Data의 1977~1998년 자료를 이용한 분석 (OECD 8개국)
  - OECD Health Data의 1990~2001년 자료를 이용한 분석 (OECD 6개국)
  - OECD Health Data의 1990~1998년 자료를 이용한 분석 (OECD 17개국)

#### □ 분석모형

- 유근춘 외(2003), Zweifel & Ferrari(1992)와 Zweifel & Steinmann(2002) 연구에서 이용된 모형을 참고하여 분석모형을 만들음.
- 의료비지출이 수명(건강생산함수)에 미치는 영향과, 역으로 수명이 의료비지출에 미치는 영향을 2-stage least squares estimators로 분석함으로써 시지프스 현상의 존재여부를 검증함.
- 1st stage에서 건강에 대한 생산함수로 4개의 모형을 이용하고 있음.
  - 60세 남·여의 기대여명, 60세 이상의 인구비율, 사망률에 대한 모형 분석함.
  - 1인당 GDP, 5년 전 1인당 의료비, 5년 전 1인당 음주량, 5년 전 1인당 섭취열량, 5년 전 1인당 흡연량을 독립변수로 취함.
- 2nd stage에서 건강에 대한 비용함수로 기대여명이 GDP대비 의료비 지출에 미치는 영향 분석함.
  - GDP, 사망률 추정치(1st stage에서 추정), 의료비의 GDP 디플레이터 대비 상대 물가지수, 시지프스변수<sup>주1)</sup>를 독립변수로 취함.

#### 〈시지프스현상의 존재 및 크기 분석결과〉

#### □ 국내 시계열 자료 분석(1977~2001년)

- 건강 생산함수에 미치는 영향

주1)  $[(60세\ 남성의\ 기대여명\ 추정치 + 60세\ 여성의\ 기대여명\ 추정치) / 2] \times 60세\ 이상\ 인구비율\ 추정치$



- 5년 전 1인당 의료비지출은 60세 남·여 모두 기대여명 연장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었음.
- 의료비 지출이 기대여명에 통계적으로 유의한 영향을 줌으로써 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 성립한다고 볼 수 있음.
- 건강 비용함수에 미치는 영향
  - 시지프스 변수는 GDP대비 의료비지출 비율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으며 이는 기대여명의 증가가 GDP 대비 의료비 지출증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석 할 수 있음.
- 시지프스 현상이 존재하고 있음을 시사함.

□ OECD 8개국<sup>주2)</sup> 분석(1977~1998년)

- 건강 생산함수에 미치는 영향
  - 5년 전 1인당 의료비지출은 60세 여성의 기대여명에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 반면 60세 남성의 기대여명에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타남.
  - 의료비 지출이 기대여명에 통계적으로 유의한 영향을 줌으로써 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 성립한다고 볼 수 있음.
- 건강 비용함수에 미치는 영향
  - 시지프스 변수는 GDP 대비 의료비지출 비율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으며 이는 기대여명의 증가가 GDP 대비 의료비 지출증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석 할 수 있음.
- 시지프스 현상이 존재하고 있음을 시사함.

주2) 호주, 오스트리아, 덴마크, 아이슬란드, 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴, 미국

□ OECD 6개국<sup>주3)</sup> 분석(1990~2001년)

- 건강 생산함수에 미치는 영향
  - 5년 전 1인당 의료비지출은 60세 여성의 기대여명에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 반면 60세 남성의 기대여명에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타남.
  - 의료비 지출이 기대여명에 통계적으로 유의한 영향을 줌으로써 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 성립한다고 볼 수 있음.
- 건강 비용함수에 미치는 영향
  - 시지프스 변수는 GDP대비 의료비지출 비율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으며 이는 기대여명의 증가가 GDP 대비 의료비 지출증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석 할 수 있음.
- 시지프스 현상이 존재하고 있음을 시사함.

□ OECD 17개국<sup>주4)</sup> 분석(1990-1998년)

- 건강 생산함수에 미치는 영향
  - 5년 전 1인당 의료비지출은 60세 남·여 모두 기대여명에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었음.
  - 의료비 지출이 기대여명에 통계적으로 유의한 영향을 줌으로써 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 성립한다고 볼 수 있음.
- 건강 비용함수에 미치는 영향
  - 시지프스 변수는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며 이는 기대여명의 증가가 의료비지출 증가를 초래한다는 가설을 뒷받침하지 못하는 결과임. 이는 의료비억제 정책의 효과일 수 있음.

주3) 오스트리아, 캐나다, 독일, 일본, 네덜란드, 한국

주4) 오스트레일리아, 호주, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 독일, 아이슬란드, 아일랜드, 일본, 한국, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국

- 의료비지출 증가는 60세 남·녀의 기대여명을 증가시킨다는 시지프스 현상의 첫 번째 조건은 성립하였지만 두 번째 조건을 충족시키지 못함으로써 본 분석의 경우 시지프스 현상이 존재하지 않는 것으로 나타남.

□ 4가지 분석 결과표

- 본 연구에서 행해진 4가지 분석에 대한 결과를 표로 정리하면 다음과 같음.

〈표 1〉 시지프스 현상 분석 결과

해당국가	국내	OECD 8개국	OECD 6개국	OECD 17개국
해당기간	1977~2001년	1977~1998년	1990~2001년	1990~2000년
여성의 기대여명에 대한 의료비 영향	유의함	유의함	유의함	유의함
남성의 기대여명에 대한 의료비 영향	유의함	유의하지 않음	유의하지 않음	유의함
의료비에 대한 기대여명의 영향	유의함 <sup>1)</sup>	유의함	유의함 <sup>1)</sup>	유의하지 않음
시지프스현상	존재함	존재함	존재함	존재하지 않음

주: 1) 사망률의 경우 추정치 대신에 실측치를 사용

□ 시지프스 현상 크기

- 변수들의 값을 각 해당년도의 값 대신에 표본의 평균값으로 가정하여 시지프스 현상의 크기를 계산하였을 경우 영향력의 크기는 국내의 시계열 자료 분석, OECD 8개국 분석, OECD 6개국 분석의 경우 각각 7.78, 1.08, 3.10으로 나타남.
- 국내의 경우 대부분의 시지프스 현상은 1990년대에 집중적으로 나타난 것으로 보임.
  - 국내의 시지프스 현상의 크기 변동을 살펴보면 1994년 이후 10이상의 값을 나타내며 계속적으로 증가하다가 2000년에 3.5로 감소한 후 2001년에는 음의 값을 나타내고 있음. 이는 1997년 경제위기와 관련이 있을 수 있음.

- OECD 8개국의 분석결과를 살펴보면 1980년대 후반에 접어들면서 시지프스 영향력의 크기가 점차 감소하는 것으로 나타났으며 이러한 결과는 1990~2000년의 OECD 17개국의 분석결과 시지프스 현상이 존재하지 않는 결과와 일맥상통함.
- 국내의 의료체계가 비슷한 OECD 6개국의 분석의 경우 1990년대에도 여전히 시지프스 현상이 존재하는 것으로 나타남.
  - OECD 6개국 분석의 경우 1991년과 2001년에  $\partial HCE/\partial HCE_0$ 의 값을 구하면 각각 3.3과 2.6으로 1990년도에 비해서 2001년도의 시지프스현상에 기인한 의료비 지출 증가의 속도가 다소 완화되었음.
- 우리나라의 시지프스 현상이 의료비증가에 미치는 영향력이 유사한 의료제도 하에 속한 6개국의 평균보다 높은 것으로 나타남.

#### 4. 형평성의 개념을 적용한 시뮬레이션 모형 결과와 세대간 형평문제에 대한 정책적 가능성

##### □ 본 연구의 형평성의 개념

- 세대간 형평에 대해서 여러 가지 개념이 있을 수 있음.
- 본 연구에서는 대표적으로 기대순이전  $E(t)$ 의 총 크기를 작게 하는 비형평성 최소화(minimizing inequity; MI)기준과 Rawls의 기준에 따라 세대간 형평상 가장 불리한 세대의 상황을 개선시켜주는 최대 비형평성 최소화(minimizing maximum inequity; MMI)기준을 사용하겠음.

##### □ 형평성 제고를 위한 정책수단

- 건강보험의 수입과 지출에 영향을 미칠 수 있는 정책수단이  $E(t)$ 의 부호를 결정지우고, 이는 결국 세대간 형평에 영향을 미치는 정책수단이 되는 것임. 본 연구에서는 그러한 가능성으로 다음의 두 가지만을 다루기로 함.

- 첫째, 건강보험의 지출에 영향을 미칠 수 있는 정책변수로 비용분담의 방법이 있음.
- 둘째, 재정수지와 순소득이전의 핵심구성요인이 일치함. 따라서 재정방식을 변경하면 형평성에 영향을 미침. 따라서 현재의 부과방식과는 달리 어느 정도의 적립금을 허용하는 방안을 생각해 봄.

□ 형평성 제고를 위한 선형모형

- 목적함수는 두 가지 형평성의 개념을 반영하여 다음의 두 가지가 존재함. 결정변수는 평균기여금  $B(t)$ 와 비용분담분  $\alpha(t)$ 임. 비형평성의 척도는 순기여금인  $E(t)$ 임.

<목적함수>

a. 비형평성 최소화(trans-min)

$$\text{Min}_{\{B(t), \alpha(t)\}} \sum_{t=1}^{19} | E(t) |$$

b. 최대 비형평성 최소화(minimax)

$$\text{Min}_{\{B(t), \alpha(t)\}} \text{Max } E(t) \quad , \quad t \in [1, 19]$$

c. 목적함수의 선형화

- $| E(t) | = a + b$ 로 놓고, 제약식에서는  $E(t) = a - b$ 로 함. 단  $a \geq 0, b \geq 0$ .
- Min Max  $E(t)$ 의 경우에는 Max  $E(t) = z$ 로 놓아 Min  $z$ 의 형태로 목적식을 만들고, 제약조건에서는  $E(t) \leq z$ 이 되도록 함.

〈제약조건〉

A. 재정방식

a-1. 부과방식으로 적립금을 허용하지 않는 경우

$$F(t) = \sum_{\tau=0}^8 \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^3 [y(t-\tau, \tau, i)B(t) - (1-\alpha(t))r(t-\tau, \tau, j)]$$

$$n(t-\tau, \tau, j)\mu(i) = 0, \quad t \in [1, 28]$$

a-2. 적립금을 허용하는 경우

$$F(t) = \sum_{\tau=0}^8 \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^3 [y(t-\tau, \tau, i)B(t) - (1-\alpha(t))r(t-\tau, \tau, j)]$$

$$n(t-\tau, \tau, j)\mu(i) \geq 0, \quad t \in [10, 19]$$

$$F(t) = \sum_{\tau=0}^8 \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^3 [y(t-\tau, \tau, i)B(t) - (1-\alpha(t))r(t-\tau, \tau, j)]$$

$$n(t-\tau, \tau, j)\mu(i) = 0, \quad t < 10, t > 19$$

B. 순기여금의 산출식

$$E(t) = (n(t, 1))^{-1} \left[ \sum_{\tau=0}^8 \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^3 z(t+\tau) [y(t, \tau, i)B(t+\tau) - (1-\alpha(t+\tau))r(t, \tau, j)] n(t, \tau, j)\mu(i) \right], t \in [1, 28]$$

C. 비용분담의 조건

$$\alpha(t) = 0, \quad \text{for } t < 10 \text{ and } t > 19$$

$$\alpha(t) \geq 0, \quad \text{for } 10 \leq t \leq 19$$

□ 형평성 제고 모형의 종류

- 모형 1: 전 기간에 걸쳐 비용구조가 2000년대 즉, t=9 때와 동일하다는 가정을 하는 경우로, 할인율도 전 기간에 걸쳐 0으로 가정함

- 모형 2: 의료비용이 일정한 조건하에 변동한 것을 가정함. 할인율의 증가도 가정함.
- 모형 3: 모형2와 동일하나 할인율이 더 높음.
- 각 모형에서의 계산 종류
  - 각 모형에 대해 재정수지  $F(t) = 0$  인 경우와  $F(t) \geq 0$  인 두 가지 경우의 모형을 계산함.
  - 각 모형에 대해서 현상유지의 경우를 계산했는데 이는 형평성개입이 없이  $F(t) = 0$  의 조건에 의해  $B(t)$ 와  $E(t)$ 가 결정되는 경우임.
  - 각 모형의 계산에서 현상유지와 비교되게 두 가지 경우의 형평성 제고정책에 해당하는 경우를 계산함. 이 각각의 경우에도 비용분담을 고정시키는 경우와 변화시키는 경우를 구분함. 변동시키는 경우가 고정시키는 경우보다 정책의 자유의 폭이 더 넓어 세대간 형평성 제고정책의 효과가 더 크리라 예상이 되기 때문임.

#### □ 자료구조와 자료

- 위의 모형을 계산하기 위해서는, 가정들에 의해 값들이 이미 주어진 계산식의 부분들 이외에, 인구자료인  $n(t, \tau, j)$ 와 비용자료인  $r(t, \tau, j)$ 을 추계하여야 함.
- 이들은 각각  $t$ 기에 태어난 세대 중  $\tau$ 세까지 살아남은 사람의 수와  $t$ 기에 태어난 사람이  $\tau$ 세에 발생시키는 일인당평균의료비임.  $j$ 는 1과 2로서 각각 남녀를 나타냄.
- 통계청 KOSIS의 인구추계와 인구총조사자료, 그리고 건강보험의 비용자료를 사용 필요한 자료를 추계함.

## □ 분석결과 및 정책에 대한 시사점

- 분석결과는 자료추계가 자료의 한계로 엄밀하지 않고 모형도 단순화한 관계로 정량적인 결과의 도출을 목적으로 하지 않음. 그러나 현상의 일반적인 진행방향에 관한 결과는 분석이 됨.
- 인구구조의 노령화는 비용불변이고 급여의 범위가 변하지 않는 조건 하에서 세대간 비형평성을 야기하고 뒤에 오는 세대일수록 뚜렷하게 높은 부담을 하게 만들.
  - 모형1의 결과에서 현상유지결과(status quo)는 비용불변이고 비용분담도 없는 상태이므로 평균보험금  $B(t)$ 와 순기여금  $E(t)$ 의 변화는 오로지 연령분포와 성분포의 변화에만 의한 것임.
  - 10년 일인당평균기여금은  $t=16$ 인 2070년대에 최대가 되고, 이후에 정상인구 상태에 해당하는 9,469,121원으로  $t=22$ 인 2130년대부터 수렴함.
  - $t=7$ 인 1980년대까지 태어난 세대는  $E(t)$ 가 음수로서 건강보험에 낸 것보다 더 많은 서비스를 일생동안 받게 됨. 반대로 그 이후의 세대는  $E(t)$ 가 양수로서 일생동안 건강보험에 수혜를 받은 액수보다 더 많은 기여금을 내게 됨.
- 위의 현상유지결과와 비교되는 비형평성 최소화(Trans-Min)의 경우에 있어 비용분담이 세대간의 형평성을 제고시키고 있음.
  - 일정한 비용분담 비율은 63%를 보이고, 가변적인 비용분담비율은 29%에서 89%의 범위 사이에 있음. 양쪽 모두 실제에서 받아들이기 어려운 수준의 비용분담변화이나 비용분담이 비형평성최소화라는 정책의 수단으로서 사용된 경우, 현상유지 상태에 비하여  $E(t)$ 가 고르게 분포하고 음수, 양수 모두가 0쪽으로 가까워 졌음.
  - 이는 비용분담률이 가변적인 경우는  $E(t)$ 에 0이 더 많이 나타나고 그 값도 현상유지상태와 비교해서는 물론이고, 일정한 비용분담의 경우



- 와 비교해도 훨씬 형평한 방향인 0쪽으로 몰리고 있음.
- 이는 비형평성최소화의 형평개념의 작동 방향을 나타내 주고 있다고 보겠음.
- 최대비형평성 최소화(Minimax)의 형평성의 개념을 실현시킨 경우
- 현상유지상태에 비하여 비용분담을 도입함으로써  $E(t)$ 가 많은 세대에게서 작아지고 부호가 반대로 변한 경우에는 0에서의 편차도 많이 줄어든 것을 관찰할 수 있음.
  - 즉, 비용분담의 도입이 세대간 형평성을 향상시킨 것으로 결론 지을 수 있겠음.
  - 그리고 비형평성 최소화와 비교하면 최대비형평성 최소화의 작동기전을 알 수 있음. 즉, 비용분담이 일정한 경우와 가변인 경우에 있어 가장 큰  $E(t)$ 의 값이 각각 6,699,234에서 2,860,700으로, 그리고 2,676,737에서 2,625,222로 감소하였음. 이를 달성하기 위해 최대비형평성 최소화에서는 비형평성 최소화에 비하여 다른 세대의  $E(t)$ 값이 0에서 더 떨어진 세대가 있고 특히 몇몇 세대는 커다란 음수를 갖으며, 비용분담도 특히 일정한 경우에는 커지고 있음.
- 재정수지가 적립금을 가능하게 0보다 클 수 있는 경우
- 현상유지상태는 값이 정해지지 않음. 따라서 다른 대응하는 부분만을 비교하면 최대비형평성 최소화의 경우에는 변화가 없지만 비형평성 최소화의 경우는 적립금의 허용으로 확연히  $E(t)$ 의 값들이 작아지고 그 분포도 더 형평적인 0에 몰리고 있음.
  - 따라서 적립금을 허용하는 정책은 비형평성최소화의 정책에서는 현저하게 형평성을 개선시킨다는 결론을 내릴 수 있음.
- 모형2와 3은 모형1과 달리 비용과 할인율을 증가하도록 허용한 모형임. 모형2와 모형3은 모형3의 할인율이 크다는 것 외에는 동일함.
- 모형2와 3의 현상유지상태의 경우를 비교하면 인구구조의 변화와 동

시에 비용의 증가로 인해 기여금이 꾸준히 증가하고 있음.

- 현상유지상태의 경우에 있어  $E(t)$ 를 비교하는 경우 모형2와 3 사이의 유일한 차이는 단지 모형3이 모형2보다 할인율이 높다는 것임. 이 경우 모형3의  $E(t)$ 값이 전부 음수이고 절대값이 일률적으로 모형2보다 작아지고 있음.
  - 이는 높은 할인율이  $E(t)$ 값의 증가를 가져왔다는 결론을 내릴 수 있게 함. 즉, 할인율이 높을수록 세대간 소득이전의 기전에 의한 부담을 더 크게 느낀다는 결론을 내릴 수 있음. 이 경우 높아진 건강보험에 대한 부담감으로 건강보험에 대한 불만이 증가하고 사람들은 보험회계적인 민간보험을 추구할 것임.
- 모형2와 3에서 적립금의 허용은 모형1의 경우보다 더 뚜렷하게 비형평성 최소화의 경우에 있어  $E(t)$ 를 개선시키고 있음. 즉, 모든  $E(t)$ 가 0으로 됨.
- 따라서 비형평성 최소화의 정책에서는 적립금의 허용이 세대간 형평성을 현저하게 개선시킨다는 결론을 내릴 수 있겠음.
  - 적립금이 없는 경우와 달리 적립금이 있는 경우에는 할인율이 높은 모형3에서 형평을 달성하기 위한 비용분담의 크기가 모형2보다 큼.
- 독일의 연구 결과와 비교하면 비슷한 결과를 보임
- 비용분담이 형평성을 제고하는데 기여함
  - 우리나라의 경우와 마찬가지로 현상유지상태의 경우 할인율이 높은 모형3의 경우에  $E(t)$ 가 더 커서 할인율이 높을수록 인구구조의 변화에 의한 부담을 더 크게 느낀다는 우리나라의 결론과 동일한 결론을 내릴 수 있음.
  - 또한 할인율이 높은 모형3에 있어 형평성 제고를 위한 비용분담의 크기가 더 큼.

# I. 서론

## 1. 연구의 필요성과 목적

### 가. 연구의 필요성

의료비지출(health care expenditure; HCE)은 아주 강하게 연령과 상관관계를 갖는 것으로 알려져 있다. 예를 들어 연령별 일인당 평균의료비는 연령에 대해 U-字 모형의 곡선(U-shape curve)을 이루는 것으로 알려져 있다. 이에 따르면 사회의료보험에서 노인인구는 중간연령집단의 인구 보다 높은 의료비지출을 초래한다.

만약 이러한 상황에서 동일한 보험료를 낸다면 젊은 피보험자가 노년의 피보험자를 보조하는 결과가 발생한다. 즉, 사회의료보험이라는 제도를 통해 세대간 소득이전(an intergenerational transfer)이 발생한다. 만약 이러한 소득이전을 감당하는 중간연령층의 피보험자가 현재 자신이 하는 소득이전에 대해서, 자신이 노년에 이르렀을 때, 다시 이러한 순소득이전을 미래의 중간연령층의 세대로부터 기대할 수 있다면, 이러한 사회제도구성 방식을 세대간 계약(an intergenerational contract)이라고 부른다.

현재 의료체계의 일반적인 상황은 의료지출이 빠르게 증가한다는 것이다. 이에는 저출산과 노령화에 의한 연령구조의 급격한 변화가 부분적으로 영향을 미치고 있다고 생각된다. 본 연구에서 다루어지겠지만 이러한 상황은 부과방식이라는 재정방식에서 계속되는 세대간에 비형평적인 재정부담을 야기한다. 이러한 비형평성은 젊은 세대로 하여금 사회의료보험에 대한 불만을 계속 증가시킬 수 있다. 그 이유는, 인구노령화와 출생률 감소라는 상황에서, 미래의 세대로

갈수록 증가하는 부담을 미래의 세대들이 거부할 수도 있다는 두려움을 가질 수밖에 없기 때문이다.

이러한 문제는 사회의료보험의 지속성 자체를 위협하는 성격을 가지고 있다고 볼 수 있다. 따라서 이에 대한 연구를 하는 것이 중요하다고 생각된다.

#### 나. 연구의 목적

본 연구의 목적은 우리나라 건강보험에서의 세대간 형평문제의 현황과 그 대응방안을 연구함으로써 건강보험의 운영에 도움을 주는 것이다. 이를 위해 다음과 같은 연구를 하고자 한다.

첫째로, 사회의료보험의 지속성 자체를 위협할 수 있는 세대간 부담의 비형평성 발생 기전을 연구 하여 비형평성의 발생조건을 확정하고, 그 조건이 우리나라에서 성립하는가를 연구하여 세대간형평 문제의 발생에 관한 판단을 가능하게 한다.

둘째로, 세대간 형평문제 발생과정의 연구에서 얻어진 결과를 이용하여 세대간 형평문제의 발생크기를 계량화 시켜볼 수 있는 방법을 생각해보고, 우리나라의 자료를 이용하여 그 크기와 크기 변동의 경향을 살펴본다. 이를 통해 우리나라 건강보험에서의 세대간 형평문제의 발생정도와 변화방향에 대한 판단을 가능하게 한다.

셋째로, 고령화와 의료비간의 상호관계 분석을 통해 세대간 비형평성 문제발생의 다이내믹(동적경향)의 존재와 크기를 파악할 수 있음을 밝히고, 그러한 다이내믹이 우리나라에 존재하는지 존재한다면 그 크기는 어느 정도 인지를 우리나라 자료를 사용하여 살펴본다. 이러한 문제발생과 심화의 다이내믹이 존재하고 그 크기를 무시할 수 없다면 이는 세대간 형평문제에 대한 정책적 주의를 요구하는 것으로 해석될 수 있겠다.

넷째로, 자료의 부족함으로 실제의 경우를 그대로 반영한 모델을 구성할 수

없지만, 실제의 자료와 단순화된 가정에 근거하여 추계된 자료를 사용하여 형평성제고를 위한 질적인 연구를 한다. 이에는 본인 부담과 적립금허용이 세대 간 형평제고에 어떤 영향을 미치는가가 주된 관심이 된다. 이를 통한 연구 결과는 형평성제고를 위한 정책에 시사점을 주리라고 생각한다.

## 2. 연구의 구성

연구의 구성은 상기한 연구목적에 상응한다.

II장에서는 세대 간 형평문제의 발생조건과 그 충족여부 및 크기에 대한 연구를 한다.

III장에서는 세대 간 형평문제 다이내믹의 존재와 크기 즉, 고령화와 의료비간의 상호관계 분석을 한다. 먼저 고령화와 의료비간의 상호관계와 세대 간 형평문제의 다이내믹의 관계를 설명하고, 다음으로 세대 간 형평문제 다이내믹의 존재와 그 크기를 구하기 위한 모형과 자료를 설명하고, 마지막으로 우리나라와 OECD 국가의 자료를 사용한 분석결과를 제시한다.

IV장에서는 시뮬레이션 모형 결과를 통해 세대 간 형평문제에 대한 정책적 가능성을 살펴본다. 특히 본인부담과 적립금허용이 세대 간 형평에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지에 대한 질적인 결과를 도출한다.

V장에서는 결론 및 정책적 제언, 그리고 연구의 기여, 제한점 그리고 개선가능성에 대한 논의를 한다.

## Ⅱ. 세대간 형평문제의 발생조건과 그 충족여부 및 크기

먼저 인구구조의 노령화가 발생하는 경우 사회의료보험인 우리나라의 건강보험에서 세대간 형평문제의 발생을 기대할 수 있는가라는 질문에 대답하고자 한다. 이는 건강보험과 인구현상에 대한 현실의 핵심적인 측면을 가지고 있으나 세세한 측면은 추상화시킨 세대간 중첩모형에 의해 답해진다. 이 모형의 결과를 이용하여 세대간 형평문제의 발생여부와 크기를 알아볼 수 있는 방법을 개발하고, 우리나라의 자료를 사용해 형평문제의 발생조건 충족여부 및 크기를 밝힌다.

### 1. 발생조건 충족여부와 크기에 관한 분석모형

#### 가. 기존연구 - 의료보험에 대한 이론이 나오기까지의 이론전개

세대간 형평 문제가 그대로 드러나는 제도는 연금보험이다. 따라서 그 논의도 연금보험에서 주로 이루어 졌다. 의료보험에서의 세대간 형평문제는 연금보험의 논의 맥락을 근거로 다루어지기 시작했다고 볼 수 있다. 따라서 기존연구 고찰에서는 어떻게 주 논의대상인 연금보험에서 의료보험의 세대간 형평문제에 대한 논의가 유도되었는가를 보이고자 한다.

#### 1) 사회보장제도의 조직

사회보장제도가 조직되는 방식에는 대립되는 두 가지 방식이 있다.<sup>주5)</sup> 하나

---

주5) 김동건(1984:455~456), 신수식(1986:281~284), Dinkel(1986:77) Keyfitz(1977:262~265), Musgrave and Musgrave(1980:730~731) 참조.

는 부과방식(賦課方式: pay-as-you-go)이고, 이와 대립하는 다른 방식은 적립방식(積立方式: accumulation of funds, actuarial reserves, reserve)이다.

적립방식이란 사적보험의 원리를 따르는 것이다. 연금보험의 경우를 들어 그 원리를 설명해 보자. 이는 한마디로 하면 각 세대가 자신들의 혜택에 대한 비용을 부담하는 것이다. 즉, 이 방식에서는 각 세대의 기대비용을 계산한 뒤에 그에 따라 보험료가 결정된다. 이러한 보험료는 퇴직 시까지 적립된다. 이렇게 적립된 금액과 그것으로부터 파생된 이자는 각 피보험자가 퇴직 후부터 사망할 때까지 받는 혜택을 원리적으로 충분히 충당할 수 있게 된다.<sup>주6)</sup>

이렇게 보면 적립방식이 상당히 합리적인 제도처럼 보인다. 하지만 현실에서 사회 보장제도가 적립방식으로 운영되는 경우는 드물다. 대개는 처음에 사회보장 제도가 어떤 방식으로 조직이 되었든 곧 부과방식으로 변한다고 한다.<sup>주7)</sup>

부과방식이란 위의 적립방식과 대립된다. 한마디로 요약하면 주어진 기간의 비용을 그 주어진 기간의 보험료로 충당하는 것이다. 이 방식에 의하면 원칙적으로 적립금이 남지 않는다. 비록 적립금이 남는다고 해도 위험준비금 정도이다. 부과방식은 보통 일년을 수지단위로 한다.

부과방식의 경우 평균기여금은 주어진 기간의 총지출을 피보험자수로 나눔으로써 쉽게 구해진다.<sup>주8)</sup> 이러한 부과방식에 의한 사회보장제도의 운영은 세대간의 소득이전(世代間의 所得移轉: intergenerational transfer) 내지 소득이전에 대한 세대간의 계약(所得移轉에 대한 世代間의 契約: intergenerational compact or contract for the transfer of income)으로 파악될 수 있다.

주6) 이는 라이프 사이클 가설(life-cycle hypothesis)에 따른 소비행위와 관련이 있다. 소비는 전 생애에 걸쳐서 일정하거나 혹은 서서히 증가하는 형태를 띠고 있다. 소득은 일반적으로 중년기 때 가장 높고 유년기와 노년기에는 낮아진다. 따라서 소비자는 일생을 통하여 유년기에는 소득이 낮아서 부채를 지다가 중년이 되면 이 부채를 갚고 저축을 하여 노년에 대비하고 노년에 이르면 그 저축을 다 소비하면서 살게 된다. 결국 적립방식이란 자본이 이러한 라이프사이클에 따른 저축과정에서 적립되는 것이다. 정운찬(1982:226), Dinkel(1986:77) 참조.

주7) 신수식(1986: 283), Musgrave and Musgrave (1980: 730) 참조.

주8) 이러한 부과방식의 운영상의 장점은 Kleindorfer and Schulenburg(1986:109-110) 참조.

이를 연금보험의 경우를 예로 들어 설명해 보겠다. 부과방식으로 운영되는 연금보험에서 기여자(寄與者: contributor)는 직접 자신의 노년을 위해 기여금을 내는 것이 아니다. 그의 기여금은 현재의 연금재정을 충당하는데 사용되는 것이다. 즉, 현재의 근로연령에 있는 세대가 현재의 퇴직자들을 지원하기 위해 기여금을 내는 것이다. 이 경우 연금제도가 시작될 때 이미 퇴직해 있는 세대들은 기여금을 전혀 내지 않아도 연금보험의 혜택을 받게 된다. 이때 근로세대가 이렇게 하는 것은 다음 근로세대가 그들이 퇴직했을 때 똑같이 그들에게 지원을 할 것이라는 사실을 묵시적 계약으로 받아들이기 때문이다. 바로 이렇게 조직된 사회적 제도 요소를 세대간 계약이라 부르는 것이다<sup>주9)</sup>.

이 경우 뒤에 오는 세대는 항상 현재 근로세대가 미래의 퇴직한 후에 그들을 지원해야할 의무를 져야만 하게 된다. 이러한 미래의 부담을 져야하는 세대들은 세대간 계약의 요소가 작용하는 제도 안에서 항상 태어나지 않았거나 유년기의 나이에 있게 되므로 현실적으로 그들의 입장을 이 제도에 반영시킬 수 없게 된다. 따라서 그들이 근로세대가 되었을 때 그들에게 과도한 부담이 될 세대간의 계약요소가 그대로 실현됨으로써 그들이 실제로 근로세대가 되었을 때는 그러한 과도한 부담을 지지 않으면 안 되게 되는 경우가 가능한 것이다. 실제로 이런 일이 일어날 수 있음을 다음의 부과방식과 연령구조에서 다루겠다.

## 2) 부과방식과 연령구조

부과방식에 따른 사회보장제도가 원만히 운영되기 위해서는 생물학적 이자율인 인구성장률과 실질소득성장률의 합이 기여금의 수익률을 초과해야 한다

주9) 사회보장제도의 이러한 조직방식에 대한 이론적 언급은 Samuelson(1958)에 의해 이루어졌다. 그는 이 논문에서 생물학적 이자율 (biological rate of interest)에 관해 언급했다. 그는 그의 모델에서 최적 보험계획이란 인구성장률 즉, 생물학적 이자율과 같은 수익률에 따라 전 생애에 걸친 소비를 하는 것이라고 했다. 이러한 해답은 인구성장률이 변하지 않고 이러한 원리에 의해 조직된 사회보장제도가 영원히 존속하는 경우에 합당하다. 이에 관련된 논의는 Lerner(1959), Samuelson(1959), Holler(1986:61 ~ 65), 김학은(1984:105 ~ 109) 참조.



(Aaron, 1966). 그러나 이러한 조건의 만족은 현실적으로 어렵다(김동건, 1984: 456~457). 이곳에서는 인구성장률과 그와 관련된 연령구조가 어떻게 부과방식으로 운영되는 사회보장제도에 영향을 미치는가에 대해서 알아보겠다.

정상인구(定常人口: stationary population)는 물론 안정인구(安定人口 :stable population)주10)에 대해서도 연금보험에서는 다음과 같은 사실이 성립한다는 것이 알려져 있다.

첫째, 평균기여금이 부과방식이나 적립방식에 따라 차이가나지 않는다.

둘째, 사회보장제도를 운영하기 위한 기여금의 크기가 시간에 따라 일정하다. 따라서 이러한 상태에서는 연령구조에 의한 세대간의 형평문제가 발생하지 않는다.

하지만 현실에서는 위와 같은 인구상태는 오히려 예외에 속하는 것이 된다. 현실에서는 출생률의 변화가 있게 되고, 이에 따라 연령구조가 변화하는 것이 보통이다. 이러한 변화에 의해 부과방식으로 운영되는 사회보장제도는 영향을 받는다.주11) 이러한 사실을 Keyfitz(1977:104~105)의 예를 들어 설명해 보겠다.

65세 이상인 사람에게 봉급과 같은 연금을 지급하는 연금보험을 생각해 보자. 연금기여금은 20세부터 낸다고 가정하자. 봉급은 1원이고 20세에서 65세까지 모든 사람에게 적용된다. 전체 인구를  $P$ 라 하자. 그리고 출생률을  $b$ , 인구성장률을  $r$ , 사람이 살 수 있는 최대 나이를  $w$ , 태어나서  $x$ 세까지 살 수 있는 확률

주10) 일반적으로 관련되는 모든 변수들이 동일한 비율로 증가하는 상태를 균계상태(steady state)라 한다. 이의 특수한 경우로 관련된 변수들이 일정한 상수로 계속되어 증가율이 영인 상태를 정상상태(stationary state)라 한다(Chiang, 1974:500). 앞의 균계상태에 해당하는 인구의 상태를 안정인구라 한다. 이는 인구의 연령구성이 변하지 않는 인구이다. 이러한 연령구성은 연령별 출생률과 사망률이 상당한 과거 기간동안 변하지 않고 일정했을 때 생겨난다. 이 경우 연령구성만 일정하지 않고 성장률까지도 일정하게 된다. 안정인구의 특수한 경우로 앞의 정상상태에 대응하는 정상인구가 있다. 이 경우는 출생과 사망의 수가 각 연령별로 같도록 연령별 출생률과 사망률이 일정한 경우이다. 따라서 이 경우에는 연령구성이 변하지 않을 뿐만 아니라 각 연령별 인구수도 일정하게 된다. 즉, 인구성장률이 영으로 일정하게 된다 (Shryock, Siegel and Associates, 1974:7; Keyfitz, 1977:77).

주11) 부과방식은 인플레이션에는 상당히 잘 적응하나 연령구조의 변화에는 어려움을 겪는다는 것이 알려져 있다 (Keyfitz, 1977:264; Dinkel, 1986:80).

을  $l(x)$ 라 하자. 또한  $g$ 는 봉급에서 차지하는 비율로서의 기여금이라 하자. 그러면 이 연금보험이 매해 지출하는 금액은  $P \int_{65}^{\omega} b e^{-rx} l(x) dx$  이고, 매해 들어오는 수입은  $Pg \int_{20}^{65} b e^{-rx} l(x) dx$  가 된다. 부과방식에 의하면 지출과 수입은 같아야 하므로,

$$g = \frac{\int_{65}^{\omega} e^{-rx} l(x) dx}{\int_{20}^{65} e^{-rx} l(x) dx} \text{ 가 된다.}$$

위 식에서  $r$ 이 변하지 않는 한  $g$  가 일정함을 알 수 있다.  $r$ 이 변하지 않는다는 것은 안정적 인구를 의미한다. 이는 앞에서 설명한 안정인구의 일반적 결과와 일치한다.

다음으로  $r$ 이 변하는 비안정적 인구에서는 어떻게 되는가를 위의  $g$ 를  $r$ 에 대해 미분해 봄으로써 알아보자.

생명표가 불변이라면,  $\frac{d \ln g}{dr} = \frac{1}{g} \frac{dg}{dr}$  이므로

$$\frac{d \ln g}{dr} = - \frac{\int_{65}^{\omega} x e^{-rx} l(x) dx}{\int_{65}^{\omega} e^{-rx} l(x) dx} + \frac{\int_{20}^{65} x e^{-rx} l(x) dx}{\int_{20}^{65} e^{-rx} l(x) dx}$$

위식 우변의 첫 항은 65세 이상 즉, 연금수해자의 평균연령( $M$ ) 이고 두 번째 항은 기여자의 평균연령( $m$ )이다. 따라서 위식은  $\frac{1}{g} \frac{dg}{dr} = -(M - m)$  이 된다.

위식에서 인구성장률  $r$ 이 미소변화 대신 작은 변화  $\Delta r$ 을 한다면  $g$ 의 상대변

화  $\frac{\Delta g}{g}$  는 다음과 같다.

$$\frac{\Delta g}{g} = -(M - m) \Delta r$$

위식에서  $M > m$  이므로  $\Delta r$  의 변화와  $\frac{\Delta g}{g}$  의 변화는 반대방향이 된다. 즉, 인구성장률이 감소하면 기여율은 늘어나고 인구성장률이 증가하면 기여율이 줄어든다. 따라서 인구성장률이 변화하는 불안정적 인구에서는 세대간에 부담의 차이가 발생하게 되고 결국 세대간의 형평문제가 발생하게 되는 것이다.

한 가지 더 언급하고자 하는 것은 앞에 나온  $g$ 의 식에서 인구성장률과 부담률간의 관계 사이에 연령구조의 변화가 끼어듦을 보일 수 있다는 것이다.  $g$ 의 식을 보면 분자는 현재 출생 1명에 해당하는 65세 이상 인구의 수이고, 분모는 현재 출생 1명에 해당하는 20~65세의 인구수이다. 따라서  $g$ 는 20~65세 인구에 대한 65세 이상 인구의 비율이 된다. 그런데 일반적으로 인구성장률  $r$ 이 감소하면 65세 이상 인구의 상대적 비중이 늘어나고,  $r$ 이 증가하면 감소한다는 사실이 알려져 있다(Keyfitz, 1977:352~357). 따라서  $r$ 이 증가하면 분자는 상대적으로 감소하고 분모는 증가하므로  $g$ 는 감소하고,  $r$ 이 감소하는 경우엔 반대의 이유로  $g$ 가 증가한다.

이상을 종합하면 부과방식의 연금보험에서는 다음과 같은 인구와 기여금간의 관계가 성립됨을 알 수 있다.

㉠ 안정인구

인구 성장률 불변 → 연령 구성 불변 → 기여금 불변 : 세대간에 부담의 차이가 없으므로 세대간 형평문제 발생 안함.

㉡ 불안정 인구

① 인구 성장률 감소 → 노령인구 비율증가 → 기여금인상: 뒤에 오는 세대 일수록 부담가중

② 인구 성장률 증가 → 노령인구 비율감소 → 기여금인하: 뒤에 오는 세대

### 일수록 부담경감

위의 결과에서 노령인구 비율의 변화가 기여금의 크기에 영향을 미치는 것은 연금보험 자체에 젊은 생산인구로부터 노년의 퇴직세대에게로의 소득이전 기구가 존재하기 때문이다.

### 3) 의료보험에서의 세대간 형평에 관한 이론

의료보험 하에서도 위의 연금보험의 결과와 같은 세대간의 형평문제가 발생하기 위해서는 젊은 세대에서 노년세대로의 소득이전 기구, 즉, 세대간 계약의 요소가 존재해야 한다. 따라서 의료보험 하에서의 세대간 형평문제를 알아보기 위해서는 나이와 의료비와의 관계를 알아볼 필요가 있게 된다.

일반적으로 개인에 대해 질병은 우발적인 사건이지만, 인구전체로 보아서는 나이에 대해 일정한 발생패턴을 보인다. 즉, 나이가 증가함에 따라 질병의 발생률이 높아지고 질병의 양상도 만성병 중심으로 옮겨간다는 것이다(Feldstein, 1982:83). 또한 유아에게서도 유병률이 높은 것으로 알려져 있다. 따라서 나이와 의료에 대한 필요의 관계는 전체적으로 U자곡선(U-字曲線: U-shape curve)을 그리는 것으로 알려져 있다. 즉, 10대 후반과 20대 초반에 가장 낮은 수준이다가 20대 후반부터는 꾸준히 증가하는 양상을 보이며 20대 후반과 30대 초반 걸쳐 조그만 돌출을 보인다는 것이다. 이러한 돌출은 여성출산과 관련된 것으로 생각된다. 따라서 이러한 필요(必要: need)가 수요(需要: demand)<sup>주12)</sup>로 그대로 나타난다면 중간의 나이보다 나이가 많은 쪽의 사람들이 더 높은 의료비를 갖게 된다. 이 경우 균일한 보험료를 가정한다면 젊은 피보험자가 노년의 피보

주12) 의료수요란 일반인이 원하는 의료를 말하고 필요란 의료전문가가 현존의 의료지식을 근거를 건강을 유지하고 회복하기 위해 사람들에게 대해 꼭 취해져야 한다고 생각하는 의료이다. 필요는 수요의 한 요인이므로 필요자체가 수요를 모두 결정하지는 않는다(Boulding, 1966; Feldstein, 1983:77 ~ 78).

힘자를 보조하는 것이 되어 세대간 소득이전이 일어나게 된다.

연금보험과 의료보험간의 세대간 소득이전 방식에 있어서는 차이가 있다. 연금보험의 경우는 수혜의 조건이 노령이므로 세대간 소득이전이 전체적으로 발생했다. 하지만 의료보험의 경우는 수혜원인이 질병이므로 젊은 세대가 낸 보험료 중 그들이 사용한 의료비를 뺀 만큼의 보험료가 소득이전 된다. 이러한 순소득 이전분에 대해 각 젊은 세대는 그들이 노년세대가 되었을 때 되돌려 받으리라고 기대한다. 이러한 의료보험의 제도적 요인을 세대간 계약이라고 부를 수 있는 것은 앞의 논의에 의해 자명하다. 따라서 이미 연금보험의 경우에 대해 얻은 세대간형평에 관한 결과를 의료보험에 대해서도 문제 삼을 수 있게 되는 것이다.

#### 나. 사회의료보험에 있어 세대간 형평문제의 분석모형

사회의료보험에 있어 세대간 형평의 문제를 최초로 분석한 논문으로 Kleindorfer and Schulenburg(1986)이 있다. 이 들의 모형은 사회의료보험의 세대간 형평문제를 간단하면서도 핵심적인 면을 일목요연하게 들어내고 있다. 따라서 이들의 분석모형을 간단한 변형을 해서 본 연구의 목적에 사용하겠다.

#### 1) 의료보험 하에서의 세대간 형평문제의 발생과정 설명모형

##### 가) 모형의 변수구성<sup>주13)</sup>

본 연구에서 사용하는 모형에는 다음과 같은 기호가 사용된다.

$\tau$ : 나이

주13) 이 모형은 중복세대모형(overlapping generations model)이다. 이는 유한수명을 가진 무한세대의 경제주체모형이다. 이 모델은 Samuelson(1958)에 의해 도입된 후 사회보장제도를 다루는 경제학자들에 의해 여러 형태로 변형되어 빈번히 사용되고 있다. 특징은 동적이라는 것과 시간의 무한성과 비가역성을 잘 반영하고 있다는 것이다(김학은, 1984:114; Dinkel, 1986:81; Kleindorfer and Schulenburg, 1986:126, 128).

$t$ : 연속시간 변수,  $-\infty < t < \infty$

$n(t)$ : 시간  $t$  의 출생수(주14)

$x(t, \tau)$ : 시간  $t$ 에 출생하여  $t+\tau$ (즉,  $\tau$ 세)에 살아있는 사람의 비율

$r(t, \tau)$ : 시간  $t$ 에 출생한 사람에게 시간  $t+\tau$ (즉,  $\tau$ 세)에서 단위시간에(보통 1년) 드는 의료비

$B(t)$ : 시간  $t$ 의 기본 혹은 평균기여금

$y(t, \tau)$ : 시간  $t$ 의 기본기여금  $B(t)$ 에 대해  $B(t)y(t, \tau)$ 가 시간  $t$ 에서 나이  $\tau$ 인 사람에게 대한 기여금이 되도록 하는 가중치

$N(t)$ : 시간  $t$ 에서의 모든 연령의 인구

$R(t)$ : 시간  $t$ 에서의 의료보험의 총비용

$M(t)$ : 시간  $t$ 에서 기본기여금을 구할 때 그 부담하는 인구수를 단순한 인구수로 하지 않고 단순한 인구수에 기여금부담능력을 가중치로 곱하여 환산한 것으로 기여금을 징수할 수 있는 전체 재원의 크기를 나타냄

$E(t)$ : 시간  $t$ 에 태어난 전형적인 사람이 의료보험에 가입하는 경우의 일생에 걸친, 시간  $t$ 까지 할인한, 기대순기여금(期待純寄與金: expected net contribution)

$\rho$ : 할인율

부과방식 하에서의 세대간 형평을 다루기 위해서는 기여금의 부담에 대한 논의가 필요하고, 이를 위해선 부과방식 하에서의 기본기여금을 계산하기 위한 다음의 항등식이 필요하다.

$$(1) N(t) = \int_0^{\infty} n(t-\tau)x(t-\tau, \tau)d\tau$$

주14) 앞의 연금보험을 다룬 곳에서는 연령구조에 영향을 미치는 요인으로 출생과 사망을 모두 반영하는 인구성장률을 사용했다. 하지만 인구노령화에는 출생이 사망보다 더 결정적인 영향을 미치고 따라서 세대간 형평문제를 발생시키는 근본원인은 출생에서의 변동이므로 (Keyfitz, 1977: 265, 356-357) 출생수를 사용해도 결과에는 차이가 없다.

$$(2) M(t) = \int_0^{\infty} n(t-\tau)x(t-\tau, \tau)y(t-\tau, \tau)d\tau$$

$$(3) R(t) = \int_0^{\infty} n(t-\tau)x(t-\tau, \tau)r(t-\tau, \tau)d\tau$$

각 수식의 의미를 설명하면 다음과 같다.

(1)의  $n(t-\tau)x(t-\tau, \tau)$ 는 시간  $t-\tau$ 에 태어나 시간  $t$ 에 아직 살아 있는 사람의 수이다. 시간 $t$ 에서의 나이는  $\tau$ 세이다. 따라서 나이  $\tau$ 에 대해 적분하면 시간  $t$ 에서의 총인구가 나온다.

(2)는 평균기여금에 대한 나이와 관련된 가중치 혹은 기여금산정표준을 해당 나이의 사람 수에 곱한 것을 나이에 대해 적분했으므로 기본기여금을 내는 전체 사람의 수에 상응하는 기여금을 징수할 수 있는 전체 재원의 크기이다.

(3)의  $n(t-\tau)x(t-\tau, \tau)r(t-\tau, \tau)$ 는 시간  $t-\tau$ 에 태어나 시간  $t$ 에 아직 살아있는 사람들이 사용하는 의료비이다. 이들은 시간  $t$ 에 나이가  $\tau$ 이므로 나이  $\tau$ 에 대해 적분하면 의료보험이 부담하는 총의료비가 된다.

다음으로 제도의 형평은 부담만을 통해서 평가하는 것보다 부담과 혜택을 함께 고려하는 것이 더 정확하다(Musgrave and Musgrave, 1980: 509). 따라서 다음과 같은 항등식을 만들었다.

$$(4) E(t) = \int_0^{\infty} e^{-\rho\tau} [y(t, \tau)B(t+\tau) - r(t, \tau)]x(t, \tau)d\tau$$

단, 완전자본시장과 모두에게 동일한 할인율( $\rho$ )을 가정한다.

(4)의  $[y(t, \tau)B(t+\tau) - r(t, \tau)]$ 는  $t$ 에 태어난 사람이  $t+\tau$ 기에 즉,  $\tau$ 세에 내는 기여금과 받는 진료비와의 차이이다. 즉, 순기여분이라 말할 수 있다. 이것에  $e^{-\rho\tau}$ 를 곱한 것은 나이 만큼에 해당하는 시간에 대해 할인율  $\rho$ 로

할인한 것이 되어 결국 이것은 태어날 때의 가치로 환산된 순기여분이 되는 것이다(주15). 다시 여기에 확률의 의미를 갖는  $x(t, \tau)$ 를 곱하면 다시 위의 순기여분은 기대 순기여분이 되는 것이다. 따라서 이것을 나이  $\tau$ 에 대해 적분하면  $t$ 에 태어난 세대를 대표하는 사람의 일생에 걸친 출생 시의 기대 순기여분이 되는 것이다. 따라서  $E(t)$ 는 세대간의 형평을 재는 척도가 될 수 있다. 즉, 이것이 클수록 기여를 더 많이 하는 세대가 되는 것이다.

위의 모델은 의료비에 대해 성 차이를 구분하지 않고, 인구구조 변화를 주어진 것으로 했다. 하지만 이러한 복잡한 요소들은 쉽게 첨가될 수 있고 세대간 형평문제가 일어나는 과정을 보이려고 하는 본 논문의 목적에는 충분하다.

#### 나) 몇 가지 가정

이 모델에서는 부과방식이 적용된다. 따라서 기본기여금을 산출하는 다음 식이 성립한다.

$$(5) \quad B(t) = \frac{R(t)}{M(t)}$$

그리고 다음의 가정을 도입하자.

$$(6) \quad x(t, \tau) = x(\tau), \forall t : x(0) = 1; x'(\tau) < 0, 0 < \tau < T; x'(\tau) = 0, \tau \geq T$$

여기서  $T$ 는 사람이 살수 있는 최대 나이이다.

(6)의 가정의 의미는 생존확률  $x(\tau)$ 는 태어난 해와는 상관없고 나이에만 관계한다는 것이다.주16)

$\tau=0$  일 때  $x(0)=1$ 은 당연하다. 즉, 생존확률을 따지는 인구가 모두 살아 있다.  $\tau \geq T$  일 때  $x'(\tau)=0$ 도  $T$ 가 사람이 살수 있는 최대 나이로 정의되면 당연하다.  $0 < \tau < T$ 에서  $x'(\tau) < 0$ 은 나이가 먹을수록 생존확률이 줄어든다는 뜻이다.

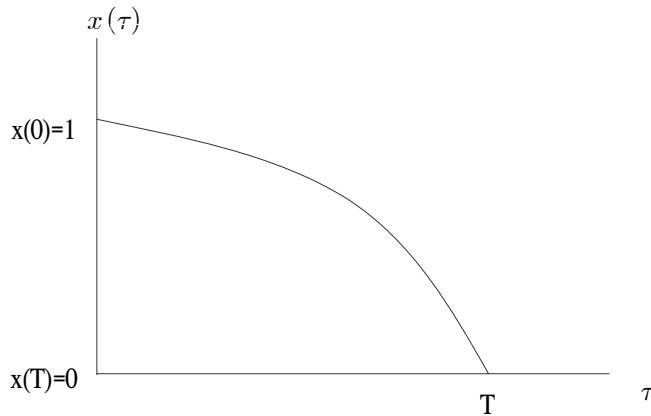
주15) Chiang (1974:293-294) 참조.

주16) 생명표의 생존확률과 같은 의미이다(Keyfitz, 1977:34-35).



이를 그림으로 나타내면 다음과 같다.

[그림 11-1] 생존확률에 대한 가정



$$(7) r(t, \tau) = r(\tau), \forall t : r(0) = 0; r'(\tau) > 0, 0 < \tau \leq T$$

이 가정은 단위 시간당 의료비가 태어난 해와 상관없이 나이에만 관계한다는 가정이다. 식(7)의  $r(0) = 0$  과  $r'(\tau) > 0$  ( $0 < \tau \leq T$ )의 가정은 태어나는 순간에 의료비가 영이고, 그 후 죽을 때까지 계속 의료비가 증가한다는 뜻이다.

(7)의 가정은 의료비에 대한 U-자 가정과는 엄밀한 의미에서 틀리다. 이 곳에서는 출생수의 변화 특히 출생수감소가 세대간의 건강보험에 있어서의 부담과 수혜에 관련된 형평에 어떠한 영향을 미치는 가를 알아보는 것이 목적이다. 이 경우 중간연령 이전의 구간에서 발생하는 형평의 문제를 고려하지 않고 중간연령 이후에 발생하는 문제만을 고려하는 위의 가정 하에서도 형평의 문제가 발생하면 이는 세대간형평문제의 존재에 대해 충분한 근거를 제시한 것이 된다. 특히 본 연구에서 문제 삼는 것은 인구노령화에 따른 세대간 형평의 문제 발생이므로 노령에 의해 증가하는 의료비만을 고려해도 충분하다. 따라서 이곳에서 유자가정과 다른 가정은 본 연구의 세대간 형평의 존재기전을 밝히는 목적에서

보아 문제가 되지 않는다.

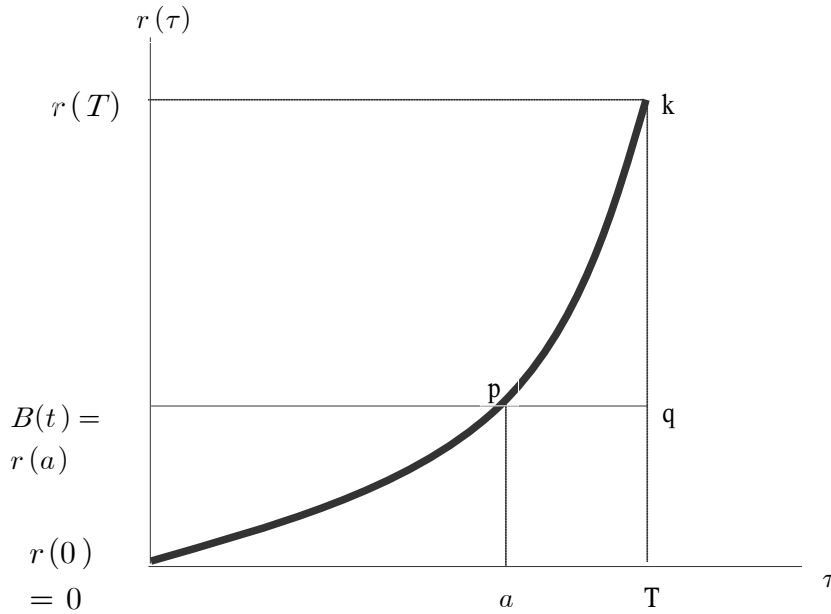
가정을 그림으로 나타내고 소득이전과의 관계를 나타내면 다음 그림과 같다.

본 연구에서는  $r(\tau)$ 를 각 연령대의 일년에 걸친 일인당 평균진료비라 정의하고자 한다. 그리고 기본 혹은 평균기여금  $B(t)$ <sup>주17)</sup>는 그림처럼  $r(o)$ 보다 크고, 현실에서 찾아볼 수 있는 (모형의  $y$ 에 대한 변형으로 이루어지는) 보험료 산정 기준 하에서는 통상  $r(T)$ 보다 작다고 할 수 있다.<sup>주18)</sup> 따라서  $B(t) = r(a)$  라면 나이  $a$  이하의 피보험자는  $r(o)$   $r(a)$  사이의 곡선에 둘러싸인 부분만큼 순기여를 하는 것이 되고 나이  $a$  이상의 피보험자  $kpq$  곡선에 둘러싸인 부분만큼 마이너스 순기여 즉, 순혜택을 받는 것이다.

주17) 자료상 본 연구에서는 각 연령대의 평균진료비는 구할 수 있으나 이에 상응하는 평균보험료는 구할 수 없다. 따라서 세대간 형평은 연령별로 판단할 수 없고, 연구대상인 전체 연령구간의 총인구수를 사용한 기본기여금으로서의 평균기여금을 구한 후, 이를 사용하여 평균적인 세대간 이전 경향을 볼 수 있다. 이 때 평균기여금을 구하는 대상인구에 대해 다른 선택을 할 수 있다. 예를 들면 연구대상인 전체 연령구간의 총인구 중 보험금을 내는 피보험자의 수를 사용할 수 있겠다. 이러한 차이는 본 연구에서 다른 모델에서 각각  $y$ 에 대해 다른 가정을 하는 경우라고 볼 수 있겠다.

주18) 연속적 적분이 아니고 나이에 따른 이산적 합의 방법을 사용하면  $B(t)$ 와  $r(T)$ 사이의 크기 판단은 각 나이의 총 진료비와 그 나이에 해당하는  $y()$ 를 곱한 값이 그 나이의 인구수보다 모든 나이에서 크면 확실히  $r(T)$ 가  $B(t)$ 보다 크다. 하지만 이 것은 위의 3가지 값의 관계에 의존하므로 일반적인 결과는 아니다. 하지만 일반적으로 어떤 나이의 총 진료비의 숫자적 크기가 해당 나이의 인구수보다 숫자적으로 크다고 할 수 있다면 통상  $r(T)$ 가  $B(t)$ 보다 크다고 볼 수 있겠다. 하지만  $y()$ 의 규칙이 보험료를 내지 않는 연령구간을 극도로 많이 하는 것이면 반대의 가능성도 존재한다. 그러나 본 연구 모델에서 사용하는  $y=1$ 의 경우엔  $B(t)$ 는 각 연령의 총 의료를 총인구에 대한 해당 연령의 인구수의 비율로 가중 평균을 하는 것이므로  $r(T)$ 가  $B(t)$ 보다 작게 된다.

[그림 11-2] 연령에만 관계하는 진료비, 평균기여금 그리고 소득이전



(8)  $y(t, \tau) = 1, \forall t, \forall \tau$

이 가정 하에서는  $M(t) = N(t)$  가 되어 기본기여금  $B(t)$ 가 평균기여금과 같아진다. 이는 모든 보험가입자가 똑같이 평균기여금을 부담하는 것이 된다. 주19) 따라서 이하의 논의 에서는  $B(t)$ 를 기본기여금이라는 명칭 대신 평균기여금이라 부르겠다.

이러한 보험료 부과방식보다는 생산연령까지는 평균기여금을 안내고 ( $y(t, \tau) = 0$ ), 생산 연령기간 동안에는 전부 내며 ( $y(t, \tau) = 1$ ), 퇴직 후에는

주19) 모든 피보험자가 동일한 기여를 하는 것을 배당기여(apportionment contribution) 혹은 공동 부과(Community rating)라 한다. 이러한 부과방식은  $y(t, \tau)$ 와 같은 수정 항을 사용하여 소득계층, 성, 나이 등에 따라 차등을 나타내는 방식으로 변형될 수 있다.

일정한 할인을 받는 것(예를 들면 50%할인 시  $y(t, \tau) = 0.5$ )이 더 현실적이다. 하지만 이렇게 더 현실적인 경우에는 본 논문의 가정 하에서 보다 세대간 형평의 문제가 더 심각하게 된다(Kleindorfer and Schuleburg, 1986:121). 따라서 (8)의 단순화 가정은 세대간 형평문제의 발생을 다루는데 문제가 없는 가정이다.

$$(9) \quad n(t) = c, t \leq 0 \\ = d, t \geq s$$

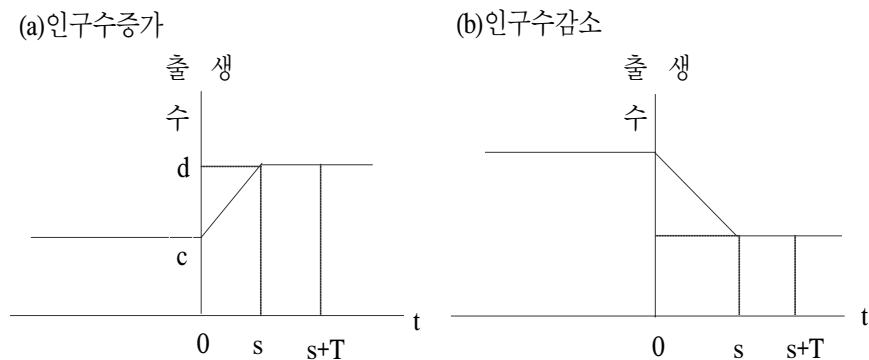
이 가정은 출생수가 각각의  $t$  구간에서  $c$ 와  $d$ 로 일정하다는 뜻이다.

$$(10) \quad \text{sgn}(n'(t)) = \text{sgn}(d - c), 0 < t < s$$

$n'(t)$ 는 출생수  $n(t)$ 의  $t$ 에 관한 도함수이다. 따라서  $n'(t) > 0$ 이면 출생수는 증가하는 것이고,  $n'(t) < 0$ 이면 감소하는 것이다. 따라서 위 가정은 출생수가  $0 < t < s$ 에서 계속 증가하거나 계속 감소하는 것을 의미한다.

(9) (10)의 가정을 그림으로 나타내면 다음과 같다. 그림에 보듯  $t \leq 0$ 과  $t \geq s + T$ 는 안정인구 구간이 된다. 왜냐하면 안정인구를 교란한 인구가  $s + T$  시점까지는 모두 사망하기 때문이다.

[그림 II-3] 인구수의 증가와 감소 그리고 안정구간



(a)의 경우  $\text{sgn}(d-c) > 0$ , (b)의 경우  $\text{sgn}(d-c) < 0$  이다. 각각 인구수 증가와 인구수 감소의 경우이다.

다) 안정인구 구간에서의 결과 ( $t \leq 0, t \geq s + T$ )

$N(t)$ 에 관해서는 다음 식이 성립한다.

$$(11) N(t) = c \int_0^T x(\tau) d\tau, t \leq 0$$

$$= d \int_0^T x(\tau) d\tau, t \geq s + T$$

두식 모두 각각의  $t$  구간에서 항상 일정한 보험대상자를 갖는 것을 의미한다. 총 의료비에 대해서는 다음의 식이 성립한다.

$$(12) R(t) = c \int_0^T x(\tau) r(\tau) d\tau, t \leq 0$$

$$= d \int_0^T x(\tau) r(\tau) d\tau, t \geq s + T$$

두식 모두 각각의  $t$  구간에서 항상 일정한 액수의 총 의료비가 필요함을 의미한다.

이 상의 가정에 따른 식을 가지고 각 구간의 부과방식에 의한 평균기여금을 구하면 다음과 같다.

$$B(t)_{\{t \leq 0\}} = B(0) = \frac{R(0)}{N(0)} = \frac{\int_0^T x(\tau) r(\tau) d\tau}{\int_0^T x(\tau) d\tau} = C \text{ (상수)}$$

$$B(t)_{\{t \geq s+T\}} = B(s+T) = \frac{R(s+T)}{N(s+T)} = \frac{\int_0^T x(\tau) r(\tau) d\tau}{\int_0^T x(\tau) d\tau} = C \text{ (상수)}$$

따라서 다음과 같은 결과를 얻는다.

$$(13) B(t) = B(0) = B(s+T) = C \text{ (상수)}, t \leq 0, t \geq s+T$$

따라서 안정인구에서는 항상 기여금이 같아 세대간에 기여금의 차이가 발생하지 않음을 밝혔다. 이는 연금보험의 경우와 일치된 결과이다.

라) 비안정인구 구간에서의 결과 ( $0 < t < s+T$ )

이곳에서는 연금보험의 비안정인구에 대해서 얻은 결과를 의료보험에 대해 확인하고자 한다. 이곳에서 확인하고자 하는 것은 다음의 결과이다.

- i) 출생수 증가 → 평균기여금 감소
- ii) 출생수 감소 → 평균기여금 증가

$$(14) B(t) - B(0) = \frac{R(t)}{N(t)} - B(0) = \frac{1}{N(t)} (R(t) - N(t)B(0))$$

양변  $N(t)$  곱하고 풀어쓰면

$$(15) N(t)(B(t) - B(0)) = \int_0^T n(t-\tau)x(\tau)r(\tau)d\tau - B(0)\int_0^T n(t-\tau)x(\tau)d\tau \\ = \int_0^T n(t-\tau)x(\tau)(r(\tau) - B(0))d\tau$$

부분적분법에 의해 (15)는 (16)과 같이 된다.<sup>주20)</sup>

주20) 이때 부분적분법공식  $\int u dv = uv - \int v du$  에서  $u, v, du, dv$ 를 다음과 같이 한다.

$$u(\tau) = n(t-\tau), \quad du = -n'(t-\tau)d\tau, \quad dv = x(\tau)(r(\tau) - B(0))d\tau,$$

$$(16) N(t) (B(t) - B(0)) = [n(t-\tau) \int_0^T x(s) (r(s) - B(0)) ds]_{\tau=0}^{\tau=T} + [\int_0^T (\int_0^\tau x(s) (r(s) - B(0)) ds) n'(t-\tau) dt]$$

우변 두 항에 공통된 적분부분을  $v(\tau)$ 라하고 그 부호를 살펴보면 다음과 같다.

$$(17) v(\tau) = \int_0^\tau x(s) (r(s) - B(0)) ds$$

i)  $v(0) = v(T) = 0$

왜냐하면

$$v(0) = \int_0^0 x(s) (r(s) - B(0)) ds = 0$$

$$v(T) = \int_0^T x(s) (r(s) - B(0)) ds = \frac{1}{c} (R(0) - B(0)N(0)) = 0$$

ii)  $v(\tau) < 0, 0 < \tau < T$

이를 알아보기 위해  $v(\tau)$ 의 피적분항  $x(s)(r(s) - B(0))$ 의 곡선모양에 관한 성질을 살펴보면 다음과 같다.

㉠  $s = 0$ 일 때는 영보다 작다.

$$x(0)(r(0) - B(0)) = -B(0) < 0$$

왜냐하면 가정에서  $x(0) = 1, r(0) = 0, B(0) > 0$  이므로

㉡  $0 < s \leq T$ 구간에서는 정확히 두 곳에서 영이 된다.

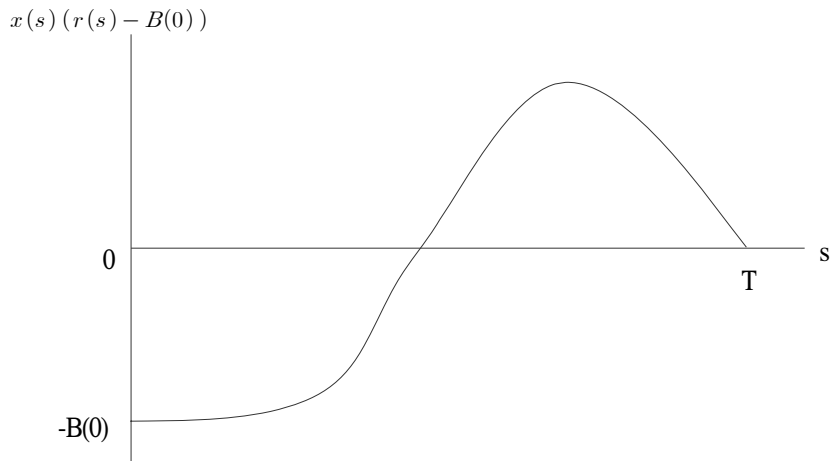
$$x(s)(r(s) - B(0)) = 0 \quad \text{이기 위해서는} \quad x(s) = 0 \text{이 되든지} \\ r(s) - B(0) = 0 \text{이 되어야 한다.}$$

$$v(s) = \int_0^s x(s) (r(s) - B(0)) ds$$

- a. 가정 (6)에 의해  $x(s)$ 는  $T$ 에서 유일하게 영이 된다.
- b. 가정 (7)의 [그림 II-2]에서 보듯  $r(s) = B(0)$  되는 점은  $0 < \tau < T$  사이에 오직 한 곳에만 있다.

따라서 피적분항은 전체적으로 다음과 같은 모양의 곡선을 그리게 된다.

[그림 II-4] 피적분항의 모양



$v(T) = 0$ 이므로 위 그림에서  $s$ 축 아래위의 곡선과 양 축이 만드는 닫힌 두 면적은 부호만 다르고 크기는 같게 된다. 따라서 위의 그림과 같은 피적분항의  $(0, \tau)$ 의 구간에 걸친 적분  $v(\tau)$ 는  $0 < \tau < T$ 구간에서 항상 영보다 작게 된다. 따라서 (17)의 i)결과에 의해 (16)의 첫째항은 영이 된다. 즉,

$$[n(t-\tau)v(\tau)]_{\tau=0}^{\tau=T} = n(t-T)v(T) - n(t-0)v(0) = 0$$

따라서 (16)의 식은 다음과 같이 된다.



$$(18) N(t)(B(t) - B(0)) = \int_0^T v(\tau)n'(t-\tau)d\tau$$

$N(t) > 0$ 이고 (17)의 ii)의 결과에 의해  $v(\tau) < 0$  ( $0 < \tau < t$ )이므로 (18)의 등식이 성립하기 위해선  $n'(t-\tau)$ 가 영이 아닐 때  $B(t) - B(0)$ 와  $n'(t-\tau)$ 는 반대 부호를 가져야 한다. 따라서 가정 (10)에 의해  $B(t) - B(0) (= B(t) - B(s+T))$ 는 d-c의 부호와  $0 \leq t \leq s+T$ 구간에서 반대부호를 갖게 된다.

$d - c > 0$  이어서 출생수가 증가하는 경우엔  $B(t) - B(0) < 0$ 이 되고 따라서  $B(t) < B(0) (= B(s+T))$ 가 된다. 이는 출생수의 증가가 영향을 미치는 구간의 평균 기여금  $B(t)$ 가 구간을 전후한 출생수 변동이 없는 구간의 평균기여금  $B(0) = B(s+T)$ 보다 작음을 의미한다.

$d - c < 0$  이어서 출생수가 감소하는 경우에 같은 논리로 출생수 감소가 영향을 미치는 구간의 평균기여금  $B(t)$ 가 그 구간을 전후한 출생수 변동이 없는 구간의 평균기여금  $B(0) = B(s+T)$ 보다 커지게 된다.

따라서 출생수가 감소하는 경우엔 기여금이 커져 부담이 늘어나고, 출생수가 증가하는 경우엔 기여금이 작아져 부담이 줄어든다. 이는 앞에서 보이려던 결과이다. 이 경우엔 세대간 형평의 문제가 발생하게 된다.

마) 혜택까지 고려하는 경우의 형평에 대한 논의

항등식 (4)의 의미를 설명하는 곳에서 말했듯이 제도의 형평은 부담만을 가지고 평가하는 것보다 부담과 혜택을 함께 고려하는 것이 정확하다. 이를 위해 만든 것이 항등식 (4)의 시간 t에 출생한 코호트의 일생에 걸친 출생시의 기대 순기여금을 나타내는  $E(t)$ 였다. 항등식 (4)를 다시 쓰면 아래와 같다.

$$(4) E(t) = \int_0^{\infty} e^{-\pi\tau} [y(t, \tau)B(t+\tau) - r(t, \tau)]x(t, \tau)d\tau$$

위 항등식 (4)를 세대간 형평문제를 다룰 수 있게 도입한 가정 (6) (7) (8)에 의해 고쳐 쓰면

$$(4)' E(t) = \int_0^{\infty} e^{-\rho\tau} [B(t+\tau) - r(\tau)]x(\tau)d\tau$$

위식에서 평균기여금  $B(t+\tau)$  를 제외하고 모두 일정한 값을 갖는 부분이다. 즉, 의료비와 생존확률 모두 定常的(stationary) 상태에 있다. 따라서  $E(t)$ 의 움직이는 방향은  $B(t+\tau)$ 의 방향과 같게 된다. 따라서 출생수가 불변인 경우는 모든 세대가 같은 보험료를 내게 되므로  $E(t)$  도 같아져 형평의 문제가 발생하지 않는다. 출생수가 감소하는 경우 그 시기의 높아진 보험료를 부담하는 기간에 사는 세대는  $E(t)$  도 높아져 형평상 불리한 위치에 놓이게 된다. 반대로 출생수가 증가하는 경우 그 시기의 낮아진 보험료를 부담하는 기간에 사는 세대는  $E(t)$ 도 낮아져 형평상 유리한 위치에 놓이게 된다. 이를 정리하면 다음과 같다.

#### ㉠ 안정인구

출생수 불변  $\rightarrow$  연령 구성 불변  $\rightarrow$   $B(t)$ 불변  $\rightarrow$   $E(t)$ 불변: 세대간 형평문제 안정

#### ㉡ 비안정 인구

- ① 출생수 감소  $\rightarrow$  노령인구비율증가  $\rightarrow$   $B(t)$ 인상  $\rightarrow$   $E(t)$ 커짐: 뒤에 오는 세대일수록 형평상 불리
- ② 출생수 증가  $\rightarrow$  노령인구비율감소  $\rightarrow$   $B(t)$ 인하  $\rightarrow$   $E(t)$ 작아짐: 뒤에 오는 세대일수록 형평상 유리

이상의 결과는 이미 세대간 형평문제에 대해 알려진 연금보험의 결과와 일치

함을 알 수 있다. 즉, 사회의료보험에서도 모델의 주어진 가정 하에서 세대간 형평의 문제가 발생하고 있는 것이다.

위의 결과 중 현실적으로 문제가 되고 있는 것은 출생수가 계속 감소하여 뒤에 오는 세대일수록 재정적 부담이 늘어나서 형평상 불리한 위치에 놓이게 되는 경우이다. 이 경우엔 순기여금을 부담하고 있는 젊은 세대들이 자신들이 노년세대가 되었을 때 미래의 젊은 세대들이 자기들이 지금하고 있는 것과 같이 순기여금을 부담할 것인가에 대해 의구심을 갖게 되고 따라서 의료보험제도 자체에 대한 불만이 높아지게 된다. 이 경우엔 의료보험제도의 존속 자체를 위해서 세대간의 형평을 만족시킬 수 있는 조처들이 이루어 져야 한다.

그 한 예로서 순수한 부과방식을 수정하여 흑자재정을 통한 자본축적이 생각될 수 있다(Schulenburg, 1986). 즉, 뒤에 오는 세대일수록 불리하게 되는 출생수 감소구간에서는 뒤의 세대가 부담하는 부담이 과도하게 되지 않도록 앞의 세대가 흑자재정을 통해 잉여금을 축적함으로써 어느 정도 부담을 나누어 갖는 것이다<sup>21)</sup>. 자기부담을 조정하여 세대간형평을 개선시킬 수도 있다(Schulenburg, 1986).

## 2) 의료보험에서의 세대간형평문제 발생조건

이곳에서는 앞의 논의를 바탕으로 세대간형평문제의 발생조건을 정리하여 보겠다. 이 결과는 세대간 형평문제의 발생여부에 관한 실증적 연구를 위해 사용된다.

문제발생의 논리적 순서에 따라 논의를 진행하겠다.

세대간 형평의 문제를 발생시키는 원인은 사회의료보험이 갖는 세대간 계약의 요소를 세대간 형평문제의 발생으로 변환시키는 인구의 노령화이다. 이러한 경향은 전국민의료보험의 경우엔 인구성장률의 감소나 출생수의 감소에 의해

주21) 이와 반대로 출생수 증가시는 뒤에 오는 세대가 받는 혜택을 앞의 세대도 나누어 갖도록 적자재정을 할 수 있다.

야기된다. 따라서 세대간 형평문제 발생의 첫 번째 조건은 인구의 추이 중 인구성장률의 감소나 출생수 감소에 의한 인구의 노령화가 된다.

다음으로 위의 원인이 세대간 형평의 문제를 실제로 발생시키기 위해서는 의료보험제도안에 세대간 계약의 요소를 가지고 있어야 한다. 이러한 세대간 계약의 요소는 발생과정의 논의에서 필요로 했던 가정 (5)와 (7)이다. 이것은 바로 부과방식과 의료비의 나이에 관한 U-자곡선 가정이 되는 것이다. 그리고 사회보험으로서의 의료보험에서는 연대원칙에 의해 보험료가 질병의 위험에 비례하지 않고 부담능력, 예를 들어 소득에 비례하게 되어 있다. 이러한 연대원칙, 부과방식 그리고 의료비의 나이에 대한 U-자곡선 가정의 세 가지 조건은 사회 의료보험에서 세대간의 소득이전에 의한 세대간의 계약요소를 발생시킨다. 이 세 조건이 세대간 형평문제를 발생시키는 세대간 계약요소의 조건을 구성한다. 이중 연대원칙과 부과방식은 사회보험의 원칙에서 유도되는 제도적 조건이 된다.

위 두 조건 외에 본 논문의 형평문제의 발생과정에서 사용했던 가정들 중 (6)의 생존확률에 대한 가정은 생명표에서 사용되는 이미 확립된 자연적 결과이므로 따로 실증할 필요도 없으려니와 이는 첫 번째의 인구구조 조건의 배경에 깔린 자연법칙으로서 간접적으로 반영이 되고 있다고 생각된다. 그리고 (8)의 가정은 가정의 의미에서 언급했듯이 현실보다 세대간 형평문제의 발생에 관해 느슨한 조건이므로 이 조건하에서도 문제가 발생하는 것이 증명된 이상 실증할 필요가 없다. 또한 (9) (10)의 조건은 약속에 관한 것이었으므로 문제 발생조건과는 직접적 관계가 없다.

따라서 이상의 논의에 의해 세대간 형평문제의 발생조건은 다음의 두 가지이다.

i) 인구조건

인구성장률의 감소나 출생수 감소에 의한 인구노령화.

ii) 세대간 계약요소에 대한 조건:

- 사회보험 구성원리인 연대원칙과 부과방식

- 나이와 의료비간의 U-자곡선 가정(U-shape curve)

## 2. 우리나라의 발생조건 충족여부와 크기에 관한 실증연구

가. 우리나라의 세대간 형평문제 발생조건 충족여부

### 1) 우리나라의 세대간 형평문제의 발생조건

이 곳에서는 우리나라의 자료를 이용하여 의료비 지출에 있어서의 세대간 형평 문제가 존재하는지를 확인해 보고자 한다. 세대간 형평 문제가 발생하기 위한 두 가지 조건은 앞에서 밝힌 바와 같이 다음과 같다.

1. 인구조건: 인구성장률의 감소나 출생 수 감소에 의한 인구노령화
2. 세대간 계약요소에 대한 조건: 나이와 의료비간의 U-shape curve 관계

세대간 계약요소 중 연대원칙과 부과방식은 사회보험인 우리나라 건강보험의 구성원칙이므로 충족된다고 볼 수 있다. 따라서 세대간 계약요소는 나이와 의료비간의 U-shape curve 관계만을 검증하면 된다.

### 2) 인구조건의 검증

본 연구의 대상은 1989년에서 2002년 사이의 우리나라 건강보험 적용인구의 연령구조이다. 이 곳에서는 위 기간이 전국민의료보험 실시 이후이므로 우리나라 전체에 관한 인구센서스 자료를 사용하여 인구조건을 살펴보겠다. 이는 전국민의료보험 하에서 양자가 같은 연령구조를 나타내리라 기대할 수 있기 때문이다.

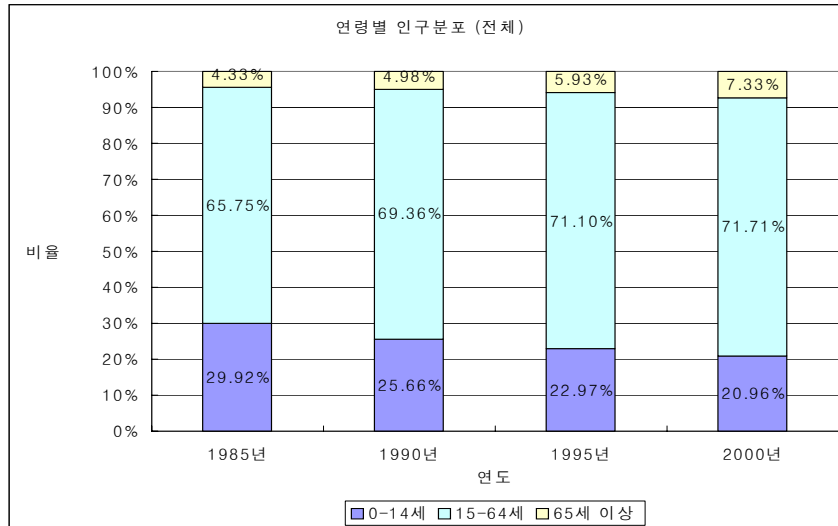
인구의 고령화란 전체 인구 중 노인이 차지하는 비율이 높아지는 것을 의미

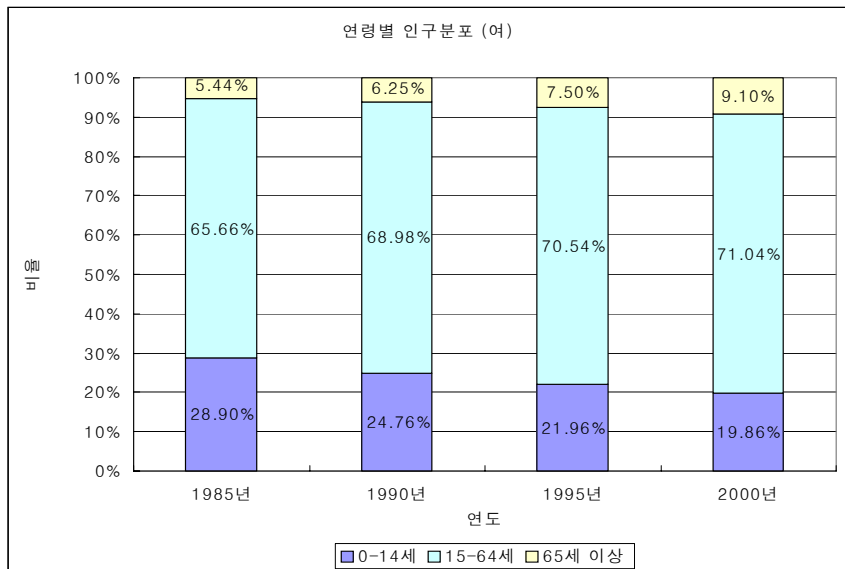
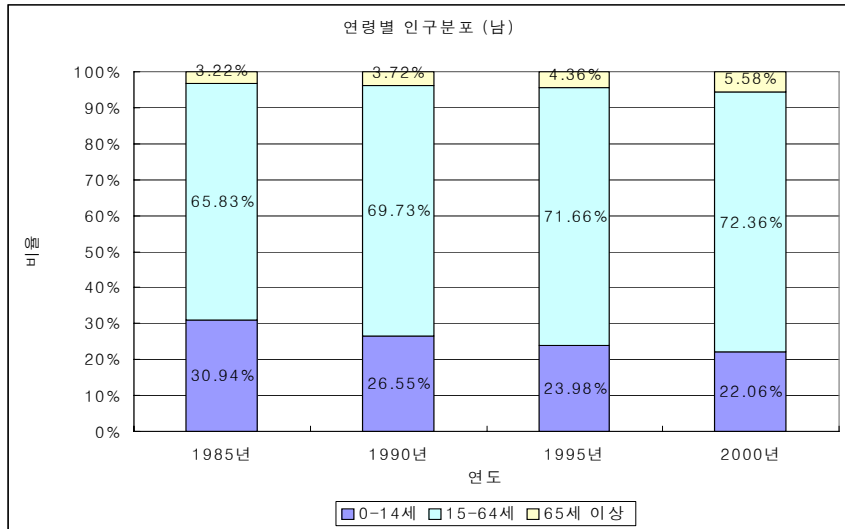
하는데, 일반적으로 전체인구에서 65세 이상 노인이 차지하는 비율이 7% 이상인 사회를 고령화 사회(aging society), 14% 이상인 사회를 고령사회(aged society), 20% 이상인 사회를 초 고령사회로 분류된다.

이러한 기준에 따르면, 2003년 현재 우리나라의 경우 전체인구에서 65세 이상 노인인구가 차지하는 비율은 약 8.3%로 우리나라는 현재 고령화 사회 시대에 접어들었다고 말할 수 있으며, 특히 농어촌의 경우 65세 이상 노인이 차지하는 비율이 2002년에 15%를 넘어서서 이미 고령사회에 진입을 한 상태이다.

우리나라의 경우, 인구의 노령화가 진행되고 있는지를 확인하기 위하여 1985년부터 2000년 사이의 우리나라 인구의 연령구성비가 어떻게 변화되어 왔는지를 살펴보았다.

[그림 11-5] 연령구성의 변화





자료: 통계청, 『인구주택총조사보고서』, 2000.

위의 그림에서 확인할 수 있듯이 우리나라 전체인구 중에서 65세 이상의 노령인구는 계속적으로 증가하며, 14세 미만의 유아, 청소년층의 인구는 점차 감소하고 있다. 이는 출산율의 감소와 의료기술 발달에 따른 평균연령의 증가 때문으로 해석할 수 있다.

위에서 보듯 우리나라 인구의 노령화 현상은 남성의 경우보다 여성의 경우가 더욱 심각한 것으로 나타나며 따라서 첫 번째 조건인 인구노령화 조건은 충족된다고 하겠다.

### 3) 연령과 의료비간의 U-자 형태 가정에 대한 검증

다음으로, 나이와 의료비의 관계가 U-자 형태를 나타내는지 확인해 보겠다. 두 변수(나이와 의료비)의 상관관계가 U-자인지를 확인하는 과정은 다음과 같다.

#### 가) 분석모형과 자료

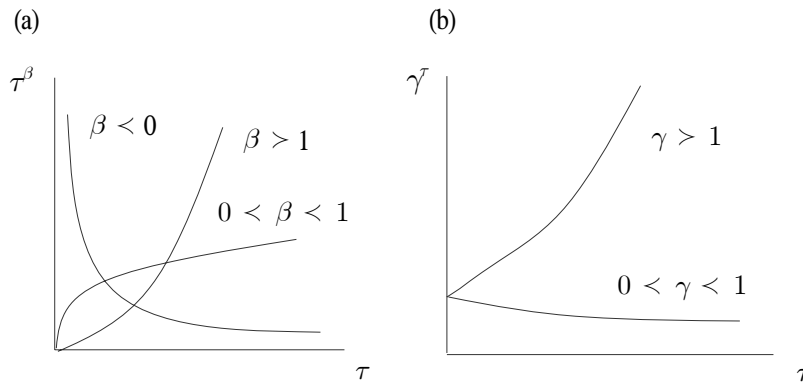
다음과 같은 분석모형을 사용한다.

$$AHE = \alpha\tau^\beta\gamma\tau\epsilon \quad (1)$$

여기서 종속변수 AHE (Average Health Expenditure)는 일인당 평균의료비를 나타내며 설명변수  $\tau$ 는 나이를 나타낸다. 이 식이 나이와 일인당 평균의료비간에 존재하는 U-자형태의 적합성을 나타내는 경우는 다음의 그림을 보면 알 수 있다.



[그림 11-6]  $\tau^\beta \cdot \gamma^\tau$ 의 곡선 형태



위의 그림에서 (a)에서  $\beta < 0$ 이고, (b)에서  $\gamma > 1$ , 즉,  $\ln \gamma > 0$  이면 이 함수는 U-자 형태를 나타낸다. 즉, 나이 축  $\tau$  에 대해 수직으로 두식을 곱해서 하나로 만들면  $\tau^\beta \cdot \gamma^\tau$  가  $\tau$  에 관해 U-자곡선임을 알 수 있다.

추정의 편의를 위해서 이 함수를 선형화시키면 다음과 같이 표현할 수 있다.

$$\ln AHE = \ln \alpha + \beta \ln \tau + (\ln \gamma) \tau + \ln \epsilon \quad (2)$$

따라서 식 (2)에서 U-자 형태의 확인을 위해서 추정해야 할 계수는  $\beta$  와  $\ln \gamma$  가 된다.

식 (2)를 추정하기 위하여 전국민의료보험이 실시된 1989년부터 2002년까지의 일인당 평균의료비(보험급여비 + 본인부담금)를 5세 간격으로 건강보험자료를 사용하여 계산하였으며, 설명변수인 나이는 5세 간격의 중간값 (0세, 2세, 7세, ... , 72세, 77세: 총 17개 구간) 들로 구성하여 OLS (최소자승법) 로 추정하였다.

## 나) 분석 결과

각 연도별 추정결과는 다음과 같다.

〈표 II-1〉 U-자 곡선 가정을 위한 추정결과

연도	변수	추정계수		
		전체	남	여
1989	<i>Intercept</i>	10.9872 (31.17)	11.3593 (44.20)	10.6269 (23.31)
	$\ln \tau$	-0.3916 (-2.30)	-0.616 (-4.96)	-0.1997 (-0.91)*
	$\tau$	0.0314 (4.44)	0.0413 (8.03)	0.2377 (2.61)
1990	<i>Intercept</i>	11.5308 (32.63)	11.8675 (45.04)	11.2124 (24.69)
	$\ln \tau$	-0.4402 (-2.58)	-0.6494 (-5.10)	-0.2676 (-1.22)*
	$\tau$	0.0311 (4.39)	0.0406 (7.69)	0.0241 (2.65)
1991	<i>Intercept</i>	11.654 (33.03)	11.9699 (44.40)	11.3579 (25.11)
	$\ln \tau$	-0.4899 (-2.88)	-0.6909 (-5.31)	-0.3262 (-1.49)*
	$\tau$	0.034 (4.82)	0.0433 (8.02)	0.0274 (3.02)
1992	<i>Intercept</i>	11.8017 (34.83)	12.0668 (47.19)	11.5685 (26.09)
	$\ln \tau$	-0.5031 (-3.07)	-0.6934 (-5.62)	-0.3538 (-1.65)*
	$\tau$	0.0351 (5.17)	0.0444 (8.68)	0.0283 (3.19)
1993	<i>Intercept</i>	12.0648 (35.88)	12.3745 (47.16)	11.7783 (26.90)
	$\ln \tau$	-0.5998 (-3.69)	-0.8006 (-6.32)	-0.4395 (-2.08)
	$\tau$	0.0397 (5.89)	0.0489 (9.33)	0.0331 (3.78)
1994	<i>Intercept</i>	12.1065 (38.69)	12.4116 (51.39)	11.8212 (28.48)
	$\ln \tau$	-0.6013 (-3.98)	-0.7959 (-6.82)	-0.4444 (-2.22)
	$\tau$	0.041 (6.55)	0.0499 (10.31)	0.0347 (4.18)
1995	<i>Intercept</i>	12.3324 (41.49)	12.6176 (56.15)	12.0649 (29.92)
	$\ln \tau$	-0.6354 (-4.43)	-0.8132 (-7.49)	-0.4929 (-2.53)
	$\tau$	0.0432 (7.26)	0.0512 (11.37)	0.0377 (4.67)
1996	<i>Intercept</i>	12.5744 (45.27)	12.8521 (59.84)	12.3122 (32.43)
	$\ln \tau$	-0.6732 (-5.02)	-0.8434 (-8.13)	-0.5367 (-2.93)
	$\tau$	0.0455 (8.18)	0.0529 (12.32)	0.0403 (5.30)
1997	<i>Intercept</i>	12.7738 (48.41)	13.0499 (63.47)	12.5179 (34.44)
	$\ln \tau$	-0.7164 (-5.62)	-0.8905 (-8.97)	-0.5786 (-3.29)
	$\tau$	0.0475 (8.99)	0.0552 (13.41)	0.0422 (5.80)

1998	<i>Intercept</i>	12.8884 (52.02)	13.1448 (70.03)	12.6538 (36.94)
	$\ln \tau$	-0.7329 (-6.13)	-0.8979 (-9.91)	-0.6034 (-3.65)
	$\tau$	0.0491 (9.91)	0.0565 (15.04)	0.0441 (6.43)
1999	<i>Intercept</i>	13.0817 (55.09)	13.3429 (72.86)	12.841 (39.06)
	$\ln \tau$	-0.8115 (-7.08)	-0.9794 (-11.08)	-0.6769 (-4.26)
	$\tau$	0.0544 (11.44)	0.0618 (16.85)	0.0492 (7.48)
2000	<i>Intercept</i>	13.2354 (54.75)	13.5085 (66.68)	12.9894 (40.72)
	$\ln \tau$	-0.8327 (-7.13)	-1.0216 (-10.45)	-0.6787 (-4.41)
	$\tau$	0.0549 (11.36)	0.0632 (15.58)	0.0488 (7.65)
2001	<i>Intercept</i>	13.7279 (57.72)	13.9947 (64.99)	13.4853 (44.43)
	$\ln \tau$	-0.8969 (-7.81)	-1.0834 (-10.42)	-0.7416 (-5.06)
	$\tau$	0.0557 (11.70)	0.0632 (14.66)	0.0499 (8.23)
2002	<i>Intercept</i>	13.7106 (66.21)	13.9652 (69.44)	13.4745 (50.42)
	$\ln \tau$	-0.8863 (-8.86)	-1.0561 (-10.86)	-0.7439 (-5.76)
	$\tau$	0.0564 (13.60)	0.0629 (15.64)	0.0514 (9.61)

Intercept :  $\ln \alpha$

괄호안의 수치: t 통계치

\* : 신뢰수준 95%에서 유의하지 않음.

자료: 의료보험통계연보, 의료보험연합회, 1989~1997.

의료보험통계연보, 건강보험심사평가원, 1998~1999.

건강보험통계연보, 국민건강보험공단, 2000~2002.

분석결과를 살펴보면, 전체적으로는  $\ln \tau$  와  $\tau$  의 계수가 모두 통계적으로 유의한 결과 (신뢰수준 95%)를 나타내고 있으며 그 값도  $\beta < 0$ 이고,  $\gamma > 1$ , 즉,  $\ln \gamma > 0$  이다. 즉, 1989년부터 2002년까지는 의료비와 연령의 관계가 U-자 형태를 나타내고 있다는 것이다.

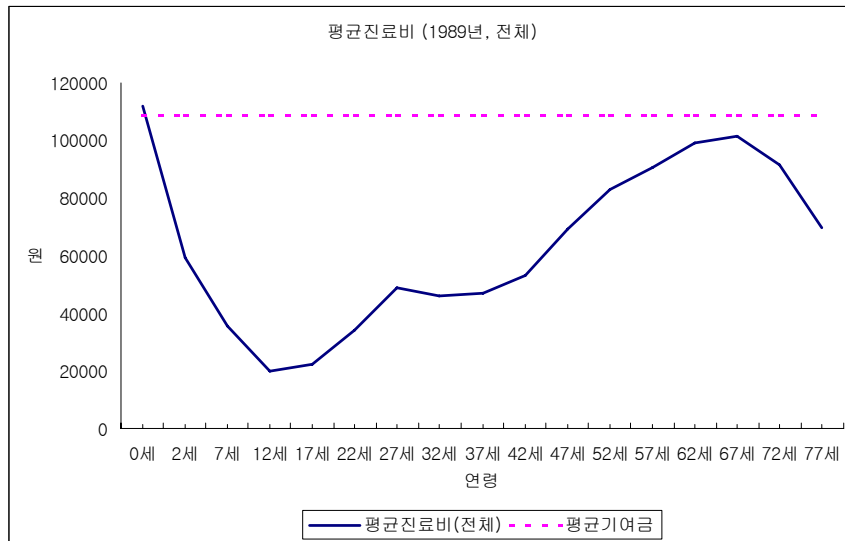
성별로 나누어 보면, 남자의 경우가 여자의 경우보다 훨씬 더 유의하게 나타났다. 여성의 경우는 1989년부터 1992년까지는 유의한 결과를 나타내고 있지 않지만 그 이후부터는 유의한 결과를 보여주고 있다. 이는 아래의 그림에서 보듯이 여자의 경우 고령에서 일인당 평균의료비 곡선이 아래로 심하게 숙어지는 부분 때문인 것으로 생각된다. 1989년과 2002년을 비교하면 전체와 남자는 물론 여자의 경우도 고령에서 숙은 부분이 많이 펴지고 고령부분의 곡선의 기울

기가 가팔라졌다.

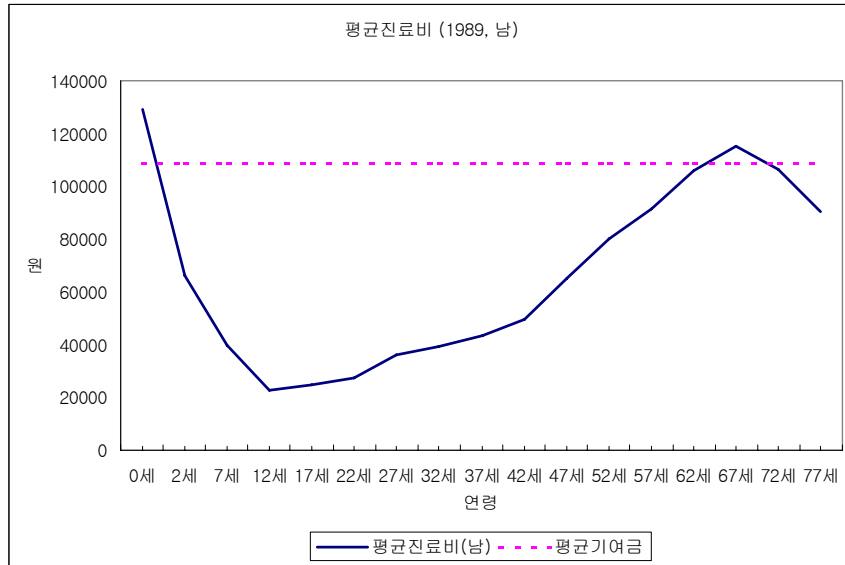
이는 노령의 여자의 경우 남자보다 의료의 접근도가 더 떨어지는 것으로 해석될 수 있겠다. 이는 노령의 여자에게 의료이용의 사회적 장벽이 존재할 수 있음을 시사하고 있다. 하지만 시간이 지남에 따라 그 정도가 약화됨을 아래 그림의 곡선의 형태변화가 보여주고 있다고 보겠다. 여자의 27세 부분에 볼록한 부분은 출산과 관련된 부분으로 알려져 있다.

[그림 11-7] 1989년의 남·여·전체의 일인당 평균의료비 곡선

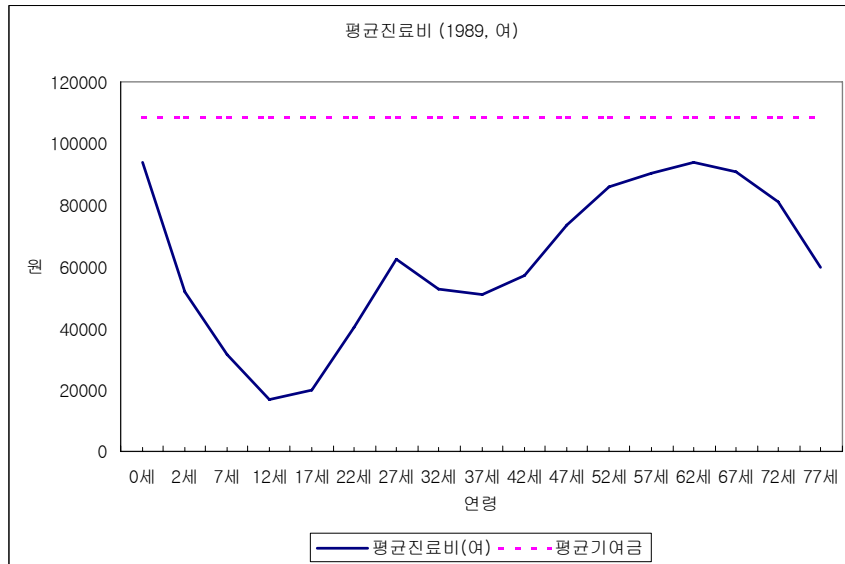
(a) 1989년 전체



(b) 1989년 남자

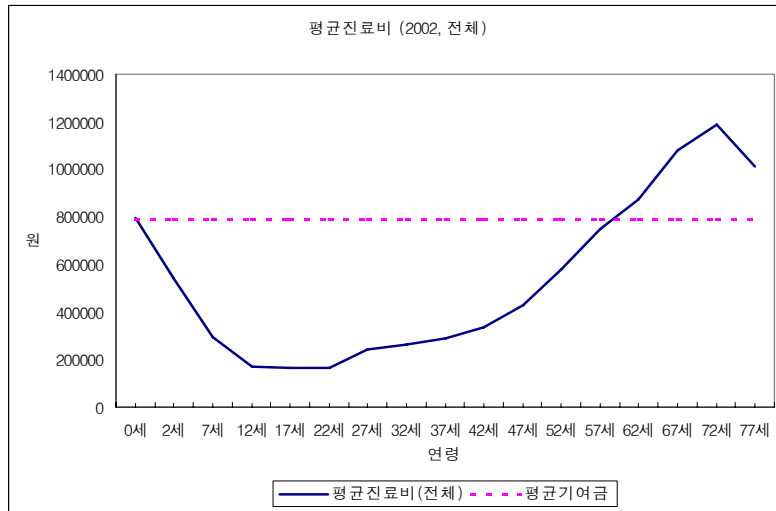


(c) 1989년 여자

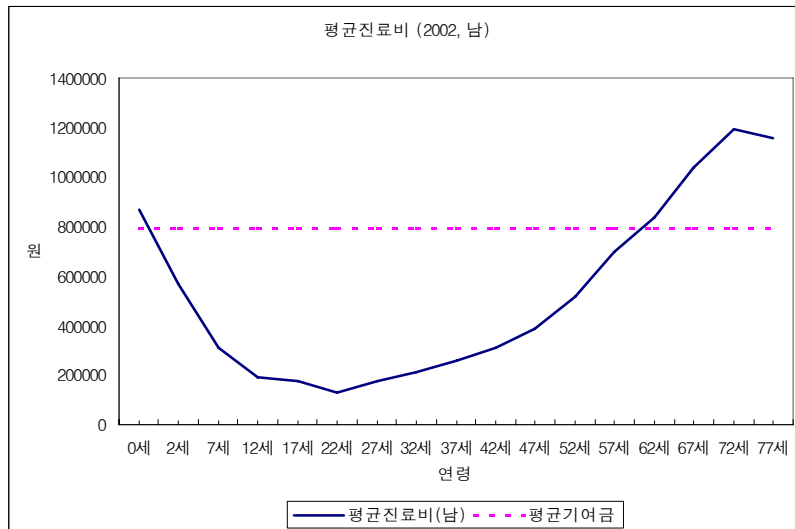


[그림 11-8] 2002년의 남·여·전체의 일인당 평균의료비 곡선

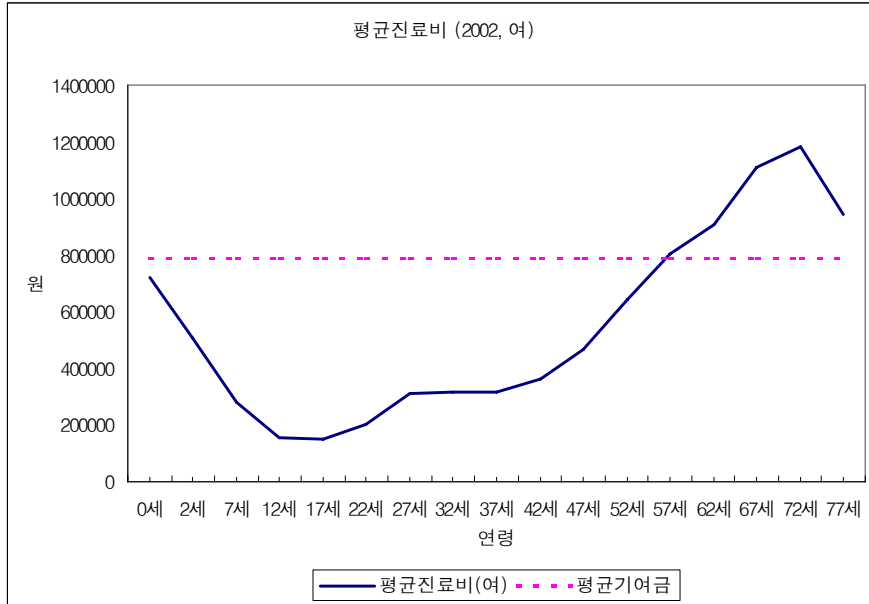
(a) 2002년 전체



(b) 2002년 남자



(c) 2002년 여자



4) 세대간 형평문제 발생조건 충족여부 검증결과

앞의 인구노령화에 대한 실증자료와 나이와 의료비간의 U-자 곡선가정 검증 결과를 토대로 판단한다면 우리나라의 건강보험에서는 현재 의료보험의 세대간 형평문제가 발생하고 있다고 결론을 내릴 수 있겠다.

인구 노령화는 2000년의 인구센서스 자료에 따르면 이미 고령화 사회의 분기점인 7%를 넘어서고 있다. 앞으로의 인구추계를 보면 노령화는 아주 급속히 이루어지리라 예측되고 있다.

나이와 의료비간의 U-자 곡선가정 검증결과는 1989년과 2002년 사이에 나이와 의료비 간에 U-자 곡선가정이 통계적으로 유의하게 들어맞음을 보여주고 있다.

우리나라 건강보험의 사회보험적인 성격을 종합할 때 다른 두 가지 조건인 연대원칙과 부과방식의 조건도 충족시킨다고 볼 수 있으므로, 이상의 실증결과와 종합해 볼 때 우리나라에서 1989년과 2002년 사이에 세대간 형평의 문제가 발생하였다고 결론을 내릴 수 있겠다.

그렇다면 다음으로 세대간 형평문제 발생의 크기에 대해서 알아보겠다.

#### 나. 우리나라의 세대간 형평문제 발생의 크기에 대한 연구

##### 1) 인구노령화가 의료비에 미치는 영향의 크기를 통한 유추

세대간 형평의 문제의 발생정도는 노령화에 의해 의료비가 크게 상승할수록 크다고 볼 수 있겠다. 노령화에 의해 의료비가 크게 상승하면 보험료가 상승하고 이에 따라 세대간 소득이전의 크기가 커지기 때문이다.

##### 가) 분석도구 및 자료

###### (1) 서술통계를 사용한 분석

위의 일인당 평균의료비 자료를 1989년의 건강보험 가입자의 연령구조를 기준으로 표준화 한다. 이렇게 구한 평균의료비를 실제평균의료비에서 제하면 그 차이는 인구구조의 변화에 의한, 본 분석에서는 인구구조 노령화에 의한, 평균의료비의 변화를 나타낸다고 볼 수 있다. 그리고 실제 의료비의 증가율에서 표준화 된 경우의 의료비 증가율을 제하면 역시 연령구조의 변화에 의한 의료비 증가율의 변화를 구할 수 있다. 만일 이 크기가 크다면 세대간 형평문제의 발생크기도 크다고 볼 수 있겠다.

###### (2) 다중회귀분석

U-자 곡선 검증을 위한 다중회귀분석 식에 추가적으로 인플레이션을 감안하



면 서술통계를 통한 증가율과 비교를 할 수 있다. 서술통계와 비교했을 때 다중회귀분석을 이용한 결과는 결과에 대한 통계적 유의성을 고려할 수 있는 장점이 있다. 이를 통해 좀더 노령화에 의한 의료비에의 영향의 크기를 다각도로 분석할 수 있겠다.

U-자 곡선 검증을 위한 다중회귀분석식의 (1)은 식 (4)로, 식(2)는 식(5)의 형태로 각각 변하게 된다.

$$AHE = \alpha\tau^\beta\gamma^\tau\delta^t\epsilon \quad (4)$$

여기서 추가된 설명변수  $\delta^t$ 는 식(4)를 선형화시킨 후 다음과 같이 설명될 수 있다.

$$\ln AHE = \ln\alpha + \beta\ln\tau + (\ln\gamma)\tau + (\ln\delta)t + \ln\epsilon \quad (5)$$

식 (5)에서 인구구조가 통제된 인플레이션의 정도를  $\delta$ 를 통해 알아볼 수 있다.  $\delta^t = (1+r)^t$  로 놓으면,  $\delta > 1$  일 때 1을 빼고 남는 부분이 인플레이션  $r$  이 된다. 따라서 식(5)를 추정하여  $t$ 의 계수  $\ln\delta$ 를 얻은 후  $\delta$ 의 값에서 1을 빼고 남는 수치를 인플레이션으로 해석할 수 있다.

식(4)를 보면  $\alpha\tau^\beta\gamma^\tau$  부분이 인구구조를 통제한 평균의료비에 해당함을 알 수 있다. 따라서 이는 서술통계의 인구구조가 통제된 평균의료비와 비교가 될 수 있다. 그리고  $\delta^t = (1+r)^t$ 라고 볼 수 있으므로 회귀분석의 인플레이션은 서술통계의 증가율과 비교가 될 수 있음을 알 수 있다.

#### 나) 분석결과

##### (1) 서술통계를 사용한 분석결과

출생률은 감소하는 추세이지만 평균수명의 증가로 인해 전체 인구는 계속해서 증가하고 있다. 여기서는 연령구조의 변화가 없는 경우에 의료비지출 (본인

부담금 포함) 이 어떻게 변하는지를 분석한다. 의료보험 수혜자 연령구조의 기준연도는 1989년이며 연령구조 변화의 영향을 제거한 후의 추정 일인당 평균 의료비 (HAHE, Hypothetical Average Health Expenditure) 는 다음과 같은 공식에 의해 계산되어진다.

$$HAHE = \frac{\sum P_i * AHE_i}{\sum P_i} \quad (6)$$

식(6)에서  $P_i$ 는 89년 기준의 각 연령구간 의료보험 적용인구 수이며  $AHE_i$  는 1989년-2002년의 각 연령구간 일인당 평균 의료비를 나타낸다. 매년 연령구간 별 적용인구의 수를 1989년과 같다고 놓고 일인당 추정 평균 의료비를 계산하면 다음과 같다.

〈표 II-2〉 추정평균의료비와 실제평균의료비

연도		전체	남	여
1989년	실질 평균 의료비	49,529원	47,923원	51,104원
	추정 평균 의료비	49,529원	47,923원	51,104원
	차이	0원	0원	0원
1990년	실질 평균 의료비	72,667원	70,269원	75,015원
	추정 평균 의료비	72,376원	70,097원	74,508원
	차이	291원	173원	507원
1991년	실질 평균 의료비	77,871원	75,107원	80,590원
	추정 평균 의료비	77,115원	74,477원	79,557원
	차이	756원	630원	1,033원
1992년	실질 평균 의료비	90,409원	86,124원	94,732원
	추정 평균 의료비	88,545원	84,349원	92,587원
	차이	1,864원	1,775원	2,145원
1993년	실질 평균 의료비	101,914원	98,039원	105,771원
	추정 평균 의료비	99,405원	95,931원	102,632원
	차이	2,509원	2,108원	3,139원

〈표 11-2〉 계속

연도		전체	남	여
1994년	실질 평균 의료비	111,074원	106,501원	115,640원
	추정 평균 의료비	107,301원	103,303원	111,061원
	차이	3,773원	3,198원	4,579원
1995년	실질 평균 의료비	135,802원	130,451원	141,161원
	추정 평균 의료비	129,992원	125,461원	134,278원
	차이	5,810원	4,990원	6,883원
1996년	실질 평균 의료비	166,439원	160,209원	172,662원
	추정 평균 의료비	157,699원	152,499원	162,549원
	차이	8,740원	7,710원	10,113원
1997년	실질 평균 의료비	190,823원	182,617원	199,002원
	추정 평균 의료비	179,050원	172,128원	185,482원
	차이	11,773원	10,489원	13,520원
1998년	실질 평균 의료비	218,202원	207,913원	228,487원
	추정 평균 의료비	202,120원	193,396원	210,191원
	차이	16,082원	14,517원	18,296원
1999년	실질 평균 의료비	251,853원	238,824원	264,911원
	추정 평균 의료비	230,053원	219,385원	240,185원
	차이	21,800원	19,439원	24,726원
2000년	실질 평균 의료비	281,338원	260,394원	302,543원
	추정 평균 의료비	255,157원	237,966원	272,097원
	차이	26,181원	22,428원	30,446원
2001년	실질 평균 의료비	384,727원	348,698원	421,300원
	추정 평균 의료비	350,362원	321,582원	379,048원
	차이	34,365원	27,116원	42,252원
2002년	실질 평균 의료비	403,598원	367,263원	440,500원
	추정 평균 의료비	361,342원	333,503원	389,027원
	차이	42,256원	33,760원	51,473원

위의 표에서 인구구조를 통제한 추정일인당평균의료비는 실제의 일인당평균 의료비보다 작다. 그 차이는 최근으로 올수록 증가하고 있다. 이 때 최근으로 올수록 인구구조가 노령화 되고 있음을 고려하면 이 차이는 인구고령화에 의한 증가부분으로 해석될 수 있겠고, 따라서 최근으로 올수록 인구노령화에 의한 일인당평균의료비의 증가가 커지고 있다고 해석될 수 있겠다. 이는 또한 세대간의 형평문제의 발생정도가 최근으로 올수록 커지고 있는 것으로 해석될 수 있겠다.

의료비 증가에 있어, 연령구조의 변화로 인한 증가효과를 제거한 후 어느 정도의 실질적인 증가가 있었는가를 알아보기 위해서 다음의 공식을 사용한다.

$$AHE_{02} = AHE_{89}(1+r)^{13} \quad (7)$$

$$HAHE_{02} = HAHE_{89}(1+r)^{13} \quad (8)$$

식(7)과 식(8)에서 각각 구하여진  $r$  값들은 AHE와 HAHE의 연 평균증가율을 나타내며, 1989년부터 2002년까지 13년간 매년 같은 비율로 증가한다고 가정한 것이다. 위 식을 이용하여 각 의료비 지출의 연평균증가율을 계산하면 다음과 같다. 이때 추정의료비의 증가율은 연령구조가 변하지 않은 상태의 증가율이고, 실제의료비의 증가율은 연령구조가 변한 상태의 증가율이므로 그 차이는 연령구조의 변화에 의한 증가율의 차이로 해석될 수 있겠다.

〈표 II-3〉 실제와 추정의 연평균 의료비 증가율

연도		전체	남	여
1898년	실질 평균 의료비	49,529원	47,923원	51,104원
	추정 평균 의료비	49,529원	47,923원	51,104원
2002년	실질 평균 의료비	403,598원	367,263원	440,500원
	추정 평균 의료비	361,342원	333,503원	389,027원
연 평균 증가율	실질 평균 의료비	17.51%	16.96%	18.02%
	추정 평균 의료비	16.52%	16.09%	16.90%

위의 표에서 나타나듯 전체적으로 볼 때, 연령구조의 변화가 의료비증가에 미친 영향은 연 평균 0.99% ( $17.51-16.52=0.99$ ) 이며, 성별로 나누어보면 남자의 경우 0.87%, 여자의 경우 1.12%의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 연령구조 변화에 따른 의료비 지출의 변화가 남자보다는 여자가 더 큰 영향을 받는다는 것이다.

전체를 대상으로 할 때 상기의 기간동안 노령화만에 의한 일인당 평균의료비의 증가가 연평균 약 1%라 볼 수 있다. 이는 전체 증가율 17.51%의 6% 정도를 설명하고 있다. 이 크기는 크지는 않지만 또한 작다고도 할 수 없는 수치라 할 수 있겠다. 이는 우리나라의 세대간 형평문제의 발생정도가 무시할 수 없는 정도라는 결론은 가능하게 한다고 생각된다.

(2) 다중회귀분석 결과

식(5)를 추정한 결과는 다음과 같다.

〈표 II-4〉 회귀분석 결과

변수	전체	남	여
	계수 (t 통계치)	계수 (t 통계치)	계수 (t 통계치)
Y 절편	11.4859 (135.36)	11.8063 (171.34)	11.1892 (103.77)
$\ln\tau$	-0.6579 (-16.88)	-0.8454 (-26.71)	-0.506 (-10.22)
$\tau$	0.0442 (27.37)	0.0525 (40.04)	0.0382 (18.62)
t	0.1502 (37.26)	0.1455 (44.44)	0.1544 (30.15)

위의 표에서 t의 계수를 나타내는  $\ln\delta$ 는 각각 0.1502 (전체), 0.1455 (남), 그리고 0.1544(여)가 된다. 따라서  $\delta$ 는 각각 1.16206 (전체), 1.156568 (남), 그리고 1.167015 (여) 가 되므로 1989년부터 2002년 사이의 일인당 평균의료비에 대한 인플레이션율은 연평균 약 16.2% (전체), 15.6% (남), 그리고 16.7% (여) 가 된다. 이는 앞에서 구한 의료비 지출의 상승률(전체: 17.51%, 남: 16.96%, 여: 18.02%) 보다 작지만 그 상대적 크기의 구조가 같고, 두 가지 증가율의 차이가 근소하다고 볼 수 있으므로 두 가지 분석이 동일한 결과를 보여주고 있다고 보

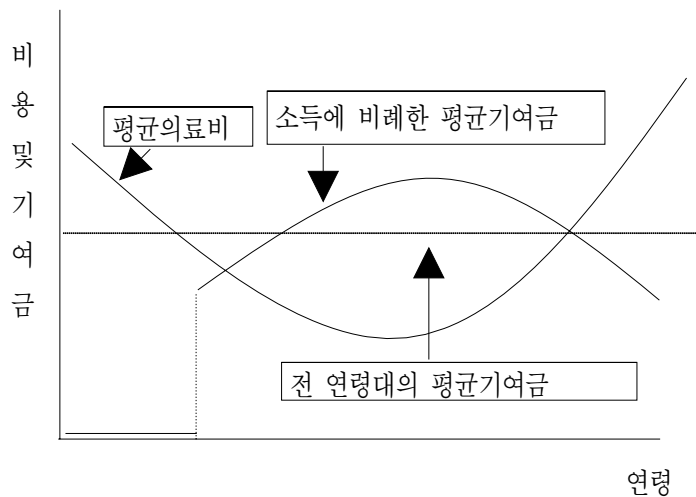
여 진다. 그러나 회귀분석을 사용한 증가율의 분석은 통계적 유의성을 고려할 수 있어 더욱 신빙성 있는 결과로 볼 수 있겠다. 상기 결과의 t값에서 보듯이 모든 결과가 아주 유의하고 lnδ의 결과도 아주 유의하므로 증가율에 대한 결과 역시 신뢰할 수 있는 것으로 해석된다.

## 2) 평균기여금을 사용한 소득이전의 크기에 대한 분석

### 가) 분석방법 및 자료

원래 정확한 의미의 연령대간 소득이전의 크기는 각 연령대별로 평균기여금과 평균의료비를 계산하고 그 차이를 구함으로써 구해진다. 그러나 현재의 건강보험의 자료의 여건상 연령대별 평균의료비는 구할 수 있으나 연령대별 평균기여금은 쉽게 구할 수가 없다. 따라서 본 연구에서는 전 연령대에 걸친 평균기여금을 구하여 소득이전의 크기를 구하고자 한다. 이는 실제의 소득이전의 크기보다 그 크기가 작은 보수적인 추정이 된다. 그 이유는 다음의 그림이 나타낸다.

[그림 11-9] 평균의료비와 소득에 비례한 평균기여금의 관계



일반적으로 생애에 있어 소득은 중년기 때 가장 높고 유년기와 노년기에는 낮다. 따라서 건강보험의 기여금이 소득에 비례하므로 이러한 소득의 흐름을 반영할 것이다. 그림의 소득에 비례한 평균기여금의 곡선이 그 것이다. 유년기에 해당하는 부분은 연령의 축과 접치는 것으로 그려져 있는데 이는 통상 이시기에 피부양자로 되어 기여금을 내지 않는 현실을 반영한 것이다. 반면 의료비는 중간 연령대에서 낮고 유년기와 노년기에는 높은 U-자 형태를 보여주고 있다. 따라서 소득이전을 의료비에서 기여금을 제한 크기로 나타낸다면 중간연령은 그 부호가 음수로서 소득이전을 하는 연령대가 되고 유년기와 노년기는 양수로서 소득이전을 받는 연령대가 된다.

앞에서 말했듯이 각 연령별 평균기여금을 구할 수 없으므로 전 연령대에 걸친 평균기여금을 구하면 그림의 점선과 같이 된다. 이 때 의료비에서 기여금을 제한 소득이전분의 크기가 소득이전을 받는 쪽이나 주는 쪽이나 모두 작아지게 계산됨을 그림에서 알 수 있다. 따라서 전연령대에 걸친 평균기여금을 사용하는 본 연구에서 구해지는 소득이전의 크기는 실제의 소득이전 분보다 작은 보수적인 추정이 된다.

본 연구에서는 소득이전의 크기를 나타내는 지표로 건강보험 수입 중에서 소득이전을 받은 크기로 나타내지는 소득이전분이 차지하는 비중을 사용하겠다. 그리고 그 소득이전분의 절대적 크기도 고려하겠다.

전체적으로 본인 부담분은 자신이 받는 혜택을 자신이 부담하는 것이므로 소득이전분의 계산에서 제외하였다. 따라서 본 연구에서 건강보험에서 받는 수혜가 되는 의료비는 진료비가 아닌 급여비가 된다. 또한 이에 상응하는 평균 기여금은 건강보험의 수입을 전체 수혜자의 수에 상응하는 피부험자와 피부양자를 더한 총 보험수혜자 수로 나누어 구하였다.

#### 나) 횡단면적인 소득이전의 크기와 동시출생코호트 세대간의 형평의 관계

앞의 수리모형에서 사용한 세대간형평에 관한 지표는 동시출생 코호트간의 일생에 걸친 순 이전분  $E(t)$ 이었다. 그러나 이곳에서는 한 연도에 있어 횡단면적인 연령간의 소득이전을 다루고 있다. 따라서 횡단면적인 연령간의 소득이전이 발생하였다고 해서 동시출생코호트인 세대간의 형평문제가 발생한다고 할 수 있는 가가 문제가 될 수 있다.

이 문제는 앞에서 살펴 본 세대간 형평문제의 조건에 의해서 해결이 될 수 있다고 생각된다. 즉,  $E(t)$ 를 기준으로 한 세대간 형평의 문제가 발생하는 조건이 만족되고 있다면 전체적으로 세대간 형평문제가 발생하고 있다는 결론을 내릴 수 있다. 이러한 전제조건 하에서 횡단면적인 각 연령의 소득이전의 크기는 동시에  $E(t)$ 를 기준으로 한 세대간형평 문제를 계산하는 해당 세대의 소득이전에 들어가기 때문에 동시출생코호트의 순기여분의 크기를 결정하고, 따라서 횡단면적인 연령간의 소득이전이 크다면 세대간의 형평문제도 크리라는 결론을 내릴 수 있겠다.

#### 다) 분석결과

##### (1) 소득이전 경계연령의 추이

건강보험자료에서 구한 평균 급여비와 평균 기여금과의 관계를 그래프로 비교해보면 아래의 그래프와 같은 결과를 얻는다(1990년, 1995년, 2000년, 2002년). 앞에서 언급되었듯이 평균 급여비에는 본인부담금이 포함되지 않는다. 이는 보험으로부터 받은 혜택을 나타낸다. 또한 평균기여금도 앞에서 언급되었듯이 모든 연령대의 적용인구들이 같은 보험료를 낸다고 가정했을 경우의 평균보험료를 의미한다.



각 그래프에서 점선으로 나타난 것이 평균기여금이며 굵은 실선은 평균급여비를 나타낸다. 두 선이 만나는 곳에서 X축으로 수직선을 그었을 때 만나는 연령이 보조를 주고받는 기준연령(평균급여비>평균기여금이 되는 연령)이 된다. 즉, 2002년(전체)의 경우, 약 52세 이후부터는 평균급여비가 평균기여금보다 더 높아지는 것을 볼 수 있는데, 이는 약 52세가 기준이 되어 52세 이하의 연령층이 57세 이상의 연령층을 보조하고 있다는 의미가 된다. 1990년부터 2003년까지 기준 연령의 변화를 살펴보면 다음과 같다.

〈표 II-5〉 세대간 소득이전 기준연령 변화추이

연도	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996
기준연령	47세	57세	57세	52세	52세	52세	52세
연도	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
기준연령	52세	52세	52세	52세	47세	52세	52세

전체적으로 기준연령이 작아진 것으로 볼 수 있는데 이는 세대간 소득이전의 크기가 커진 것으로 해석될 수 있겠다. 지금까지는 대체적으로 52세가 기준연령이지만 향후 노령화가 심화되고, 노령층의 의료비 지출이 점차 증가하게 되면 기준연령은 낮아질 것으로 예상된다. 이는 미래세대의 부담이 증가하게 된다는 것을 의미한다.

참고로 몇 세 정도의 연령층에서 형평의 문제가 발생하고 있는지를 회귀분석에서 추정된 결과를 바탕으로 식 (1)을 이용해서 구해보면 다음과 같다. 이 경우 앞의 분석과는 달리 평균의료비 계산에 본인부담금이 포함되어 있다. 앞의 분석에서는 본인부담금은 세대간 소득이전을 일으키지 않으므로 제외하였었다. 본인부담금을 포함하는 경우는 앞의 분석과 다른 결과를 가질 것이지만 연구의 비교를 위해 계산해 보겠다. 2002년의 결과를 이용하면 식 (1)은 다음과 같이 표현된다.

$$AHE = 900405 \times (age)^{-0.8863} \times (1.058)^{age} \quad (3)$$

여기서 900405는  $\ln(X)=13.7106$  에서의 X 값이며 1.058은  $\ln(Y)=0.0564$ 에서의 Y값이다. 식 (3)에서 연령에 1부터 77까지의 수를 대입하여 각각 계산하면 각 연령별로 추정된 평균의료비가 나오게 된다. 예를 들어 연령에 50을 넣게 되면 50세에서의 추정된 평균의료비는 471,358원이 된다.

이런 방식으로 하여 1990년, 1995년, 2000년, 2002년의 각 연령별 추정 평균 의료비를 계산한 후, 실제 자료로 계산한 해당 연도의 평균기여금과 비교하였다. 여기서의 평균기여금이란 모든 연령대의 모든 국민이 같은 보험료를 낸다고 가정했을 경우의 평균 보험료를 의미한다. 어느 연령대에서의 추정 평균 의료비가 실제 평균기여금과 가장 근접하는가에 대하여 위의 4개년도의 결과를 비교하면 다음과 같다.

〈표 II-6〉 회귀분석 결과를 이용한 소득이전 경계 연령의 계산

	1990년	1995년	2000년	2002년
실제평균기여금	155,198원	267,759원	567,667원	788,556원
추정평균의료비	148,108원	265,135원	564,734원	766,447원
차이	7,090원	2,624원	2,933원	22,109원
가장 근접한 연령	77세	65세	63세	62세

위의 표에서 보는 바와 같이, 추정 평균의료비와 실제 평균기여금과 가장 근접하는 연령대가 1990년의 경우 77세라는 것은 의료보험에서 77세 이상의 연령층을 77세 이하의 연령층들이 보조해주고 있다는 것을 의미한다. 하지만, 77세 이하의 연령층이 그 위의 연령층을 보조한다는 것은 보조를 받는 연령대가 거의 없다는 것과 다름이 없다. 즉, 회귀분석에서는 평균의료비에 본인부담금이 포함되어 있다는 것을 생각해보면 1990년의 경우는 거의 모든 연령대가 자신이 부담하고 그 만큼을 자신이 혜택을 받는, 다시 말해서 세대간의 소득이전이 없었다고 해석될 수

있다. 2002년의 경우 62세이므로 이는 62세 이하의 연령층이 62세 이상의 연령층을 보조해주고 있다는 것이다. 즉, 1990년에 비해서 노령층을 보조해주는 연령대가 낮아졌음을 알 수 있으며 이러한 추세는 인구의 노령화와 출생률의 감소가 계속되는 현실을 감안하면 앞으로도 계속될 것으로 예상할 수 있다.

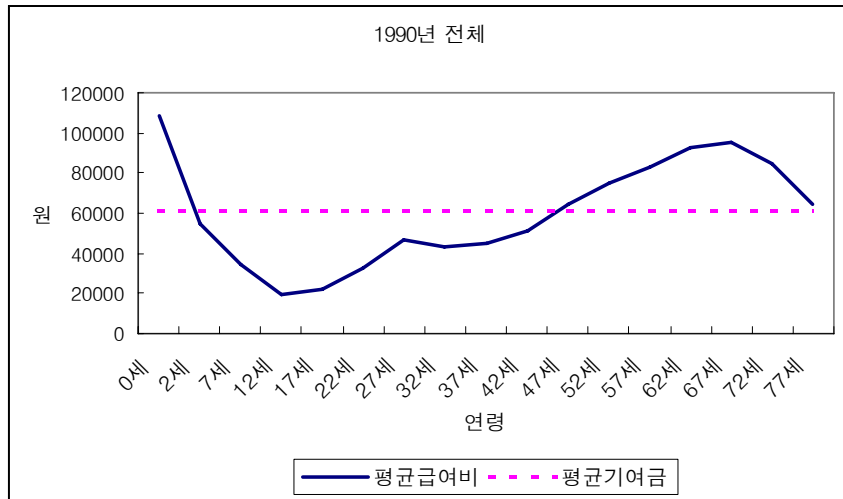
회귀분석을 이용한 결과에서도 실제자료를 이용해 구한 결과와 같이 소득이전의 경계연령이 계속 감소하는 경향을 관찰할 수 있었다.

(2) 평균기여금을 사용한 소득이전분의 크기와 비중

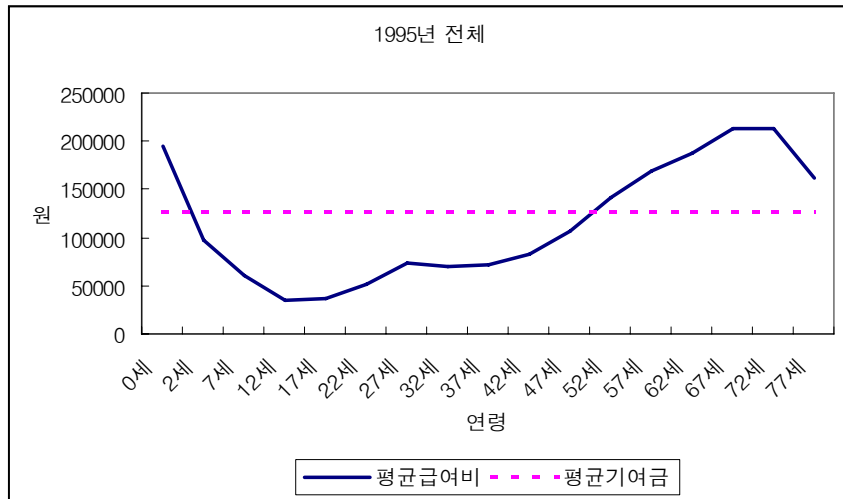
다음으로는 평균기여금을 사용하여 소득이전분의 크기와 비중을 구하고 이를 통해 우리나라 세대간 형평문제 발생의 크기가 어떠한지를 분석해 보겠다. 다음의 그림이 소득이전분의 크기를 시각화하고 있다.

[그림 11-10] 일인당 평균급여비와 평균기여금

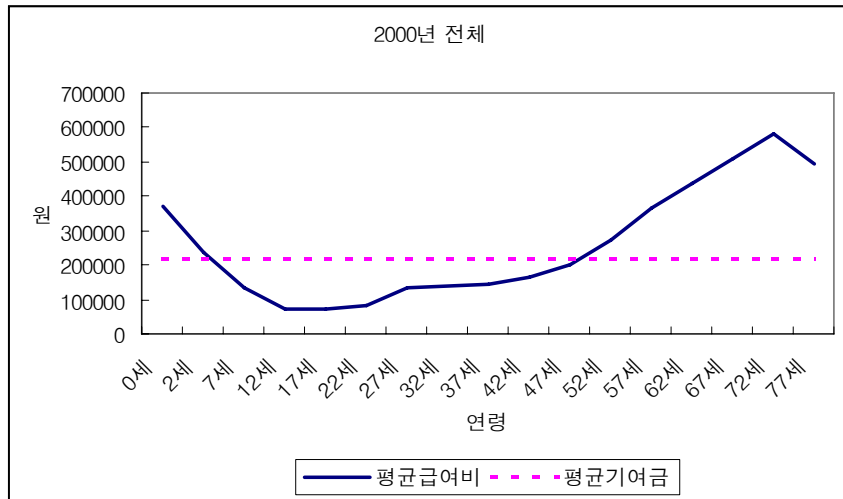
(a) 1990년



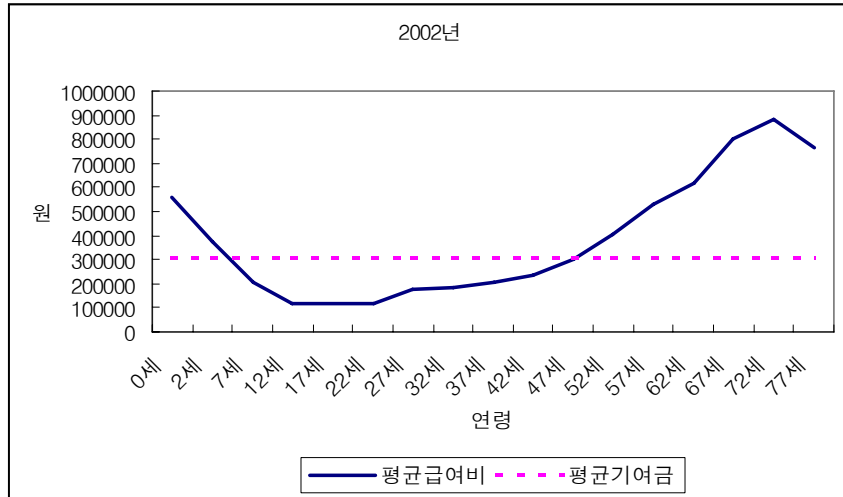
(b) 1995년



(c) 2000년



(d) 2004년



보조를 받는 연령층(일반적으로 노령층을 의미함)이 어느 정도의 보조를 받는가, 즉, 보조를 받는 총액은 그래프에서 평균급여비가 평균기여금보다 높은 곳의 면적을 구함으로써 알아볼 수 있다. 평균급여비가 평균기여금보다 높다는 것은 평균적으로 자신이 낸 기여금보다 더 많은 액수의 의료혜택을 받는다는 것을 의미하므로 소득이 이전되는 것으로 해석할 수 있다. 경우에 따라 낮은 연령층(유아기)과 높은 연령층(노년기)의 두 군데서 두 직선이 접하는 경우가 있는데 본 연구에서 관심이 있는 부분은 노년인구에서의 소득이전의 크기이므로 앞의 부분은 다루지 않는다.

소득이전의 총량은 각 연령대별로  $(\text{평균급여비} - \text{평균기여금}) \times \text{적용인구수}$ 를 계산한 후 이를 모두 합산하면 되며, 이때 평균급여비가 평균기여금보다 큰 연령대만을 대상으로 한다. 의료보험 총수입은 보험료 수입 + 국고보조금 합한 액수를 나타낸다. 소득이전의 정도는 백분율로 나타낼 수 있는데 이때 분자는 연령대별  $(\text{평균급여비} - \text{평균기여금}) \times \text{적용인구수}$ 의 합이고 분모는(보험료 수입 + 국고

보조금)이 된다. 위의 2002년 예와 같이 52세 이후부터 평균의료비가 평균기여금보다 많아진다면 52세 이상의 인구가 평균적으로 소득이전의 혜택을 받는 대상이 되는 것이다. 노령층으로의 소득이전 정도가 어떻게 변화되는지를 살펴보면 다음과 같다.

〈표 11-7〉 평균기여금을 사용한 소득이전의 크기 계산결과

			1989년	1990년	1991년	1992년	1993년
①	남	분자	5.0206E+10	8.0233E+10	4.8818E+10	6.4593E+10	1.0286E+11
		분모	1.81198E+12	2.43206E+12	3.26887E+11	3.77446E+12	4.19923E+12
		%	2.77	3.30	1.49	1.71	2.45
	여	분자	40828712400	66041455604	14961799927	25453654817	60482843848
		분모	1.81198E+12	2.43206E+12	3.26887E+11	3.77446E+12	4.19923E+12
		%	2.25	2.72	0.46	0.67	1.44
	전체	분자	91034701464	1.46275E+11	63779312508	90046493744	1.63347E+11
		분모	1.81198E+12	2.43206E+12	3.26887E+11	3.77446E+12	4.19923E+12
		%	5.02	6.01	1.95	2.39	3.89
②	남	분자	5.0206E+10	8.0233E+10	4.8818E+10	6.4593E+10	1.0286E+11
		분모	1.4589E+12	1.8835E+12	2.3317E+12	2.6582E+12	2.8586E+12
		%	3.44	4.26	2.09	2.43	3.60
	여	분자	40828712400	66041455604	14961799927	25453654817	60482843848
		분모	1.4589E+12	1.8835E+12	2.3317E+12	2.6582E+12	2.8586E+12
		%	2.80	3.51	0.64	0.96	2.12
	전체	분자	91034701464	1.46275E+11	63779312508	90046493744	1.63347E+11
		분모	1.4589E+12	1.8835E+12	2.3317E+12	2.6582E+12	2.8586E+12
		%	6.24	7.77	2.74	3.39	5.71
③	남	분자	4.409E+10	6.8228E+10	4.0054E+10	5.4454E+10	8.7232E+10
		분모	1.4589E+12	1.8835E+12	2.3317E+12	2.6582E+12	2.8586E+12
		%	3.02	3.62	1.72	2.05	3.05
	여	분자	3.5855E+10	5.616E+10	1.2276E+10	2.1458E+10	5.1291E+10
		분모	1.4589E+12	1.8835E+12	2.3317E+12	2.6582E+12	2.8586E+12
		%	2.46	2.98	0.53	0.81	1.79
	전체	분자	7.9946E+10	1.2439E+11	5.233E+10	7.5913E+10	1.8352E+11
		분모	1.4589E+12	1.8835E+12	2.3317E+12	2.6582E+12	2.8586E+12
		%	5.48	6.60	2.24	2.86	4.85

〈표 11-7〉 계속

		1994년	1995년	1996년	1997년	1998년	
①	남	분자	1.2891E+11	1.9651E+11	2.8804E+11	3.5407E+11	4.6158E+11
		분모	4.71092E+12	5.61438E+12	6.63095E+12	7.55423E+12	8.22969E+12
		%	2.74	3.50	4.34	4.69	5.61
	여	분자	89889800999	1.6871E+11	2.77955E+11	3.63014E+11	4.97752E+11
		분모	4.71092E+12	5.61438E+12	6.63095E+12	7.55423E+12	8.22969E+12
		%	1.91	3.00	4.19	4.81	6.05
	전체	분자	2.18802E+11	3.65224E+11	5.65999E+11	7.17088E+11	9.59337E+11
		분모	4.71092E+12	5.61438E+12	6.63095E+12	7.55423E+12	8.22969E+12
		%	4.64	6.51	8.54	9.49	11.66
②	남	분자	1.2891E+11	1.9651E+11	2.8804E+11	3.5407E+11	4.6158E+11
		분모	3.1874E+12	3.6007E+12	4.1754E+12	4.8787E+12	5.255E+12
		%	4.04	5.46	6.90	7.26	8.78
	여	분자	89889800999	1.6871E+11	2.77955E+11	3.63014E+11	4.97752E+11
		분모	3.1874E+12	3.6007E+12	4.1754E+12	4.8787E+12	5.255E+12
		%	2.82	4.69	6.66	7.44	9.47
	전체	분자	2.18802E+11	3.65224E+11	5.65999E+11	7.17088E+11	9.59337E+11
		분모	3.1874E+12	3.6007E+12	4.1754E+12	4.8787E+12	5.255E+12
		%	6.86	10.14	13.56	14.70	18.26
③	남	분자	1.0996E+11	1.7008E+11	2.5015E+11	3.0742E+11	4.0123E+11
		분모	3.1874E+12	3.6007E+12	4.1754E+12	4.8787E+12	5.255E+12
		%	3.45	4.72	5.99	6.30	7.64
	여	분자	7.6678E+10	1.4601E+11	2.4139E+11	3.1518E+11	4.3267E+11
		분모	3.1874E+12	3.6007E+12	4.1754E+12	4.8787E+12	5.255E+12
		%	2.41	4.06	5.78	6.46	8.23
	전체	분자	1.8664E+11	3.1609E+11	4.9154E+11	6.226E+11	8.339E+11
		분모	3.1874E+12	3.6007E+12	4.1754E+12	4.8787E+12	5.255E+12
		%	5.86	8.78	11.77	12.76	15.87

〈표 11-7〉 계속

		1999년	2000년	2001년	2002년	2003년	
①	남	분자	6.7888E+11	7.7929E+11	1.2339E+12	1.2021E+12	1.3147E+12
		분모	8.89239E+12	9.82772E+12	1.17885E+13	1.43053E+13	1.74667E+13
		%	7.63	7.93	10.47	8.40	7.53
	여	분자	7.78089E+11	9.77287E+11	1.87128E+12	1.77784E+12	1.89452E+12
		분모	8.89239E+12	9.82772E+12	1.17885E+13	1.43053E+13	1.74667E+13
		%	8.75	9.94	15.87	12.43	10.85
	전체	분자	1.45697E+12	1.75658E+12	3.10519E+12	2.97991E+12	3.20918E+12
		분모	8.89239E+12	9.82772E+12	1.17885E+13	1.43053E+13	1.74667E+13
		%	16.38	17.87	26.34	20.83	18.37
②	남	분자	6.7888E+11	7.7929E+11	1.2339E+12	1.2021E+12	1.3147E+12
		분모	6.3056E+12	7.2288E+12	8.8562E+12	1.0928E+13	1.3741E+13
		%	10.77	10.78	13.93	11.00	9.57
	여	분자	7.78089E+11	9.77287E+11	1.87128E+12	1.77784E+12	1.89452E+12
		분모	6.3056E+12	7.2288E+12	8.8562E+12	1.0928E+13	1.3741E+13
		%	12.34	13.52	21.13	16.27	13.79
	전체	분자	1.45697E+12	1.75658E+12	3.10519E+12	2.97991E+12	3.20918E+12
		분모	6.3056E+12	7.2288E+12	8.8562E+12	1.0928E+13	1.3741E+13
		%	23.11	24.30	35.06	27.27	23.36
③	남	분자	5.8989E+11	6.5616E+11	9.5915E+11	9.4881E+11	1.057E+12
		분모	6.3056E+12	7.2288E+12	8.8562E+12	1.0928E+13	1.3741E+13
		%	9.36	9.08	10.83	8.68	7.69
	여	분자	6.761E+11	8.2288E+11	1.4546E+12	1.4033E+12	1.5232E+12
		분모	6.3056E+12	7.2288E+12	8.8562E+12	1.0928E+13	1.3741E+13
		%	10.72	11.38	16.42	12.84	11.08
	전체	분자	1.266E+12	1.479E+12	2.4138E+12	2.3521E+12	2.5801E+12
		분모	6.3056E+12	7.2288E+12	8.8562E+12	1.0928E+13	1.3741E+13
		%	20.08	20.46	27.26	21.52	18.78



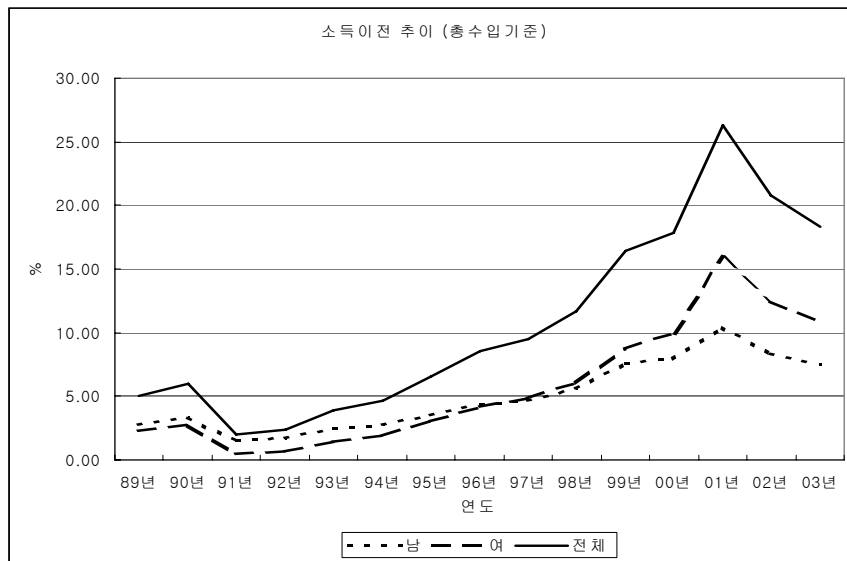
위의 표에서 ①번은 분모에 보험료수입과 국고보조금이 포함된 것이고, ②번은 분모에 보험료수입만 고려한 것이고, ③번은 분자의 소득이전 액수를 보험료수입과 국고보조금 비율로 구분해서 보험료 수입의 비율에 해당하는 소득이전분만을 분자에 사용한 경우이다. ③번에서 분자의 경우 소득이전의 부분 중 얼마만큼이 보험료에 의한 것인지 알 수가 없으므로, 보험료와 국고보조금으로부터의 소득이전분이 각각의 재원구성 비율에 비례한다는 가정 하에서 보험료에서 소득이전 된 부분을 분리한 것이다.

이와 같은 세 가지의 경우로 나누어 계산을 한 이유는 본 연구의 목적이 소득이전의 정도를 알아보는 것이고, 특히 소득이전 중에서 의료보험 내에서의 소득이전 정도를 알아보는 것이기 때문이다. ①번의 경우, 의료보험 총수입액에 국고보조금이 포함되어 있고, 분자에도 국고보조금에 의한 소득이전분이 포함되어 있다. ②번의 경우, 분모에는 보험료 수입만 고려하고 분자에는 국고보조금에 근거한 소득이전 부분이 포함되어 있다. ③번은 앞의 두 가지 경우를 절충하여 소득이전 액수 중에서 의료보험 내에서의 소득이전만을 계산한 것으로 볼 수 있다. 이 세 가지 소득이전지표간의 상대적 크기는 일반적으로 ①은 과대평가, ②는 과소평가, ③은 중간적 평가의 크기를 보일 것으로 기대되지만 국고보조금에 의한 소득이전분의 크기와 보험료에 의한 소득이전분의 상대적 크기에 따라 이와는 다른 결과를 보일 수 있겠다.

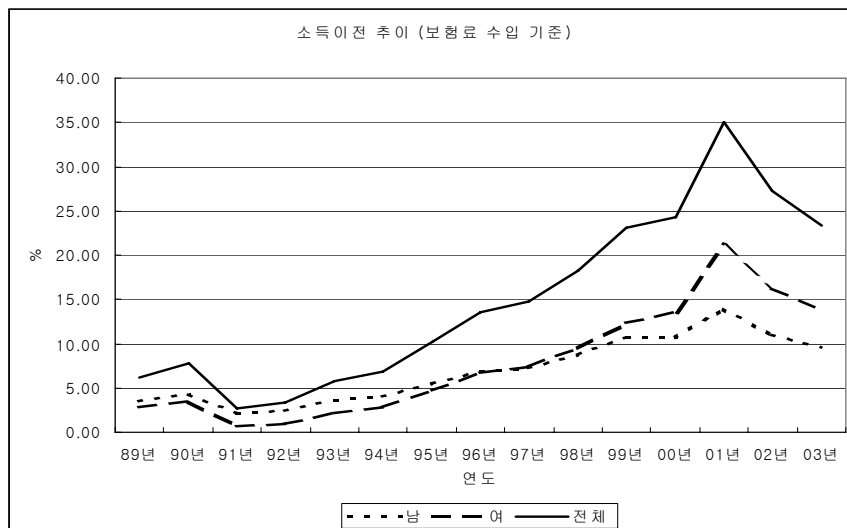
위의 표를 그림으로 나타내면 다음과 같다.

[그림 11-11] 평균기여금을 사용한 소득이전의 크기 계산결과

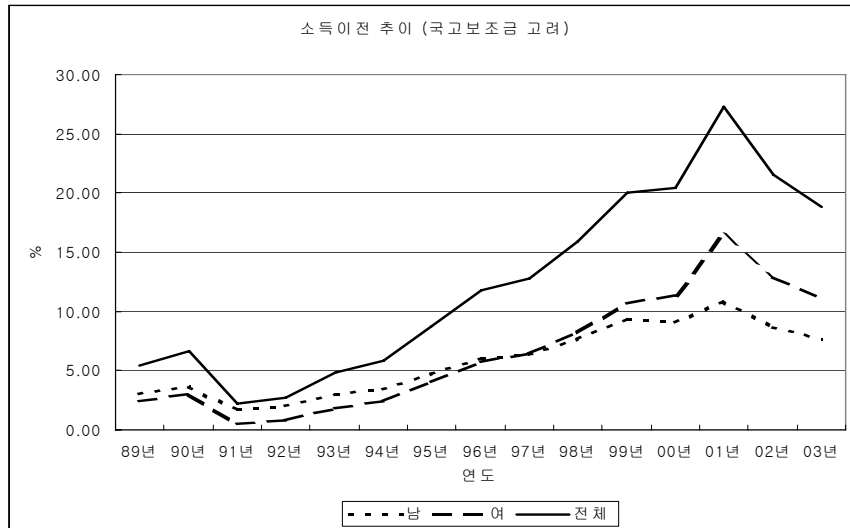
(a) 분모 분자에 모두 국고보조금이 고려된 경우(①의 경우)



(b) 분모에 보험료만을 고려한 경우(②의 경우)



(c) 분모 분자에 건강보험의 관계만을 고려한 경우(③)



위의 표와 그림에서 나타나듯 전체적으로 보면 연구기간에 걸쳐 소득이전의 정도가 증가하고 있다. 이는 우리나라에서 세대간 형평의 문제가 심화되고 있는 것으로 해석될 수 있겠다. 즉, 노령층으로의 소득이전이 점점 증가하고 있다는 것이다. 이는 노령화로 인한 사회적인 의료비의 부담이 점차 증가하고 있음을 의미한다. 기대수명이 점차 늘어나고 출생률이 점차 감소하는 현재의 상황이 계속된다고 가정하면 노령층으로의 소득이전은 점차 심화되고 사회적으로 노령층에 대한 재정지출 부담도 점차 가중될 것으로 예상된다.

전체적으로 보면 최근에 여자에게로의 소득이전분의 크기가 남자보다 커지고 있다. 이는 여자의 평균연령이 남자보다 큰 사실과 점차 여자의 의료비 곡선도 U-자 형태를 완전히 띠어가던 앞의 연구결과에 상응하는 결과로 생각된다. 즉, 노인여자인구의 의료이용을 저해하던 요소가 현재로 올수록 약해져서 노인여자가 노인남자와 비슷하게 접근도의 제한 없이 의료이용을 하는 방향으로 발전되고 있다고 생각된다.

건강보험내의 소득이전의 크기를 나타낸다고 생각되는 ③의 경우를 중심으로 결과를 해석해 보면 다음과 같다. ①과 ② 그리고 ③의 경우의 대소 관계는 일반적으로 과소과대를 예측한 경우와 상응하지는 않았다.

건강보험내의 소득이전을 나타내는 계산 ③에 의하여도 1989년에 약 799억 원으로 보험료의 5.48%를 차지하던 소득이전의 크기가, 2003년에는 약 2조 5,801억 원으로 보험료의 18.78%를 차지하게 되었다. 가장 비중이 컸던 2001년에는 2조4,138억 원으로 보험료수입의 27.26%를 차지하였다. 이러한 계산 결과에 의하면 현재 우리나라의 세대간 소득이전에 의한 세대간 형평의 문제는 작지 않다고 결론 내릴 수 있겠다. 특히 앞에서 살펴보았듯이 본연구의 계산이 보수적으로 실제보다 작게 추정된다는 점을 고려한다면 실제의 노인인구 예로의 소득이전분의 크기와 비중은 본 연구보다 크고, 따라서 우리나라 건강보험에서의 노인인구예로의 소득이전은 무시할 수 없는 크기라고 결론 내릴 수 있겠다.

최근의 소득이전분 비중의 감소는 재정상황의 변화와 관련이 있다고 생각된다. 재정흑자가 발생하면 이는 재정수입의 크기는 그대로 인대 소득이전으로 가는 부분이 상대적으로 줄어든 상황을 의미한다고 볼 수 있다. 재정흑자방향으로 나아갈 때 소득이전의 비중이 줄어든다고 할 수 있겠다. 이는 흑자폭이 증가하는 경우는 물론 적자폭이 감소하는 경우도 포함한다. 그리고 소득이전분이 차지하는 비중의 변화는 인접한 연도간의 관계에 의해 결정된다. 즉, 인접한 연도에서 재정흑자 쪽으로 변화가 일어나면 소득이전의 비중이 감소한다. 그리고 재정적자 쪽으로, 즉, 재정흑자가 감소하는 것을 포함하여, 변화가 일어나면 소득이전의 비중이 증가한다. 이를 다음의 재정수지 현황을 가지고 설명하면 다음과 같다.

〈표 II-8〉 의료보험 재정수지 현황

(단위:1000원)

연도	1989년	1990년	1991년	1992년	1993년
수입	1,811,979,090	2,432,062,948	3,268,870,976	3,774,455,258	4,199,230,445
지출	1,585,109,490	2,164,039,079	2,491,035,501	2,970,441,104	3,463,522,056
차액	226,869,600	268,023,869	777,835,475	804,014,154	735,708,389
연도	1994년	1995년	1996년	1997년	1998년
수입	4,710,921,563	5,614,382,325	6,630,948,267	7,554,230,636	8,229,693,757
지출	3,970,036,332	5,076,431,771	6,464,198,308	7,795,112,481	8,787,618,244
차액	740,885,231	537,950,554	166,749,959	-240,881,845	-557,924,487
연도	1999년	2000년	2001년	2002년	2003년
수입	8,892,385,195	9,827,717,426	11,928,329,647	14,305,318,796	17,466,651,331
지출	9,610,122,238	10,744,193,817	14,105,818,569	14,798,463,389	15,972,379,061
차액	-717,737,043	-916,476,391	-2,177,488,922	-493,144,593	1,494,272,270

\*차액이 음수인 경우는 의료보험 재정이 적자임을 나타냄.

1989년과 1992년 사이에는 재정흑자가 증가하고 있다. 소득이전의 비중은 약간의 예외를 보이지만 전체적으로 감소하는 경향을 보이고 있다. 예외적으로 비중이 증가하는 것은 비교적 흑자 변화의 크기가 작기 때문에 다른 요인이 영향을 미칠 수 있었던 데서 연유하는 것으로 생각된다.

1992년 이후 계속해서 흑자폭의 감소와 적자폭의 증가가 한번의 근소한 예외를 제외하고는 2001년까지 이어진다. 이 기간 중 소득이전의 비중은 지속적으로 증가했다. 그 크기도 대체로 재정수지의 변동크기에 비례하는 경향을 보이고 있다. 특히 2000년과 2001년 사이에 소득이전 비중이 20.46%에서 27.26%로 갑자기 뛰어 오른 것은 적자폭이 916,476,391천원에서 2,177,488,922천원으로 갑

자기 커진 것과 관련이 있다고 볼 수 있다. 그 다음의 2001년과 2002년 사이의 27.26%에서 21.52%로의 소득이전분의 감소는 적자폭이 2,177,488,922천원에서 493,144,593천원으로 갑자기 감소한 것과 관련이 있다고 생각된다. 2002년과 2003년 사이에도 소득이전의 비중이 21.52%에서 18.78%로 계속 감소하였는데 이는 그 사이에 재정수지가 적자에서 흑자로 전환한 것을 반영한다고 보겠다.

이와 같이 세대간 형평문제를 반영하는 소득이전분의 크기와 비중이 재정수지가 흑자인 경우와 흑자방향으로의 변화 시 작아지는 것은 일반적으로 세대간 형평문제의 완화를 위한 재정적인 조치로서 흑자재정을 통한 적립금의 증가를 거론하는 것을 뒷받침해주는 결과로 해석될 수 있겠다.

### Ⅲ. 세대간 형평문제 다이내믹의 존재와 크기-고령화와 의료비간의 상호관계 분석

#### 1. 고령화와 의료비간의 상호관계와 세대간 형평문제의 다이내믹

세대간 형평문제가 정적이거나 동적인(다이내믹한) 상태를 가지고 있는가의 여부는 문제의 심각성 판단, 향후의 정책 방향 등에 중대한 영향을 준다고 볼 수 있다.

세대간 형평문제의 다이내믹은 세대간 형평문제를 발생시키는 조건들이 상호 연쇄작용을 일으키어 세대간 형평문제가 안정되지 않고 계속 확대되는 현상을 말한다. 이러한 현상은 시지프스 현상에 의해 야기된다. 이는 세대간 형평문제의 발생요인과 시지프스 현상의 발생요인이 겹치고, 시지프스 현상의 동적인 진행이 이 공동의 겹쳐진 발생요인을 통해 세대간 형평에 동적인 문제의 심화를 야기하는 과정이 존재함을 보이면 설명이 된다. 따라서 이를 알아보기 위해, 먼저 사회의료보험에 있어 세대간 형평문제 발생의 조건들을 다시 정리해 보고 그 발생요인을 명확히 하겠다.

##### 가. 세대간 형평문제의 발생기전

###### a. 세대간 계약의 요소

- ① 부담은 연대원칙: 사회보장을 위한 재정부담은 위험이 아닌 소득과 같은 재정부담 능력에 비례한다. 이에 따르면 소득이 중간연령집단이 높고 노인집단, 특히 정년 이후의 집단에서는 낮으므로 노인집단의 보험료는 중간연령집단에 비해 상대적으로 낮다. 우리나라의 경우 노인은 재산이 많아도 피부

양자의 지위에 있으면 보험료를 내지 않고도 의료보험의 혜택을 받을 수 있다. 이 경우 보험료가 영(零)이라고 할 수 있다.

- ② 필요에 따른 수혜: 의료보험의 수혜는 필요에 따라 진료를 받은 결과이다. 이 결과에 의하면 수혜는 연령과 강한 비례관계가 있는 것으로 알려져 있다. 예를 들어 일인당 평균진료비는 연령에 대해 유-자 형태곡선 (U-shape curve)을 그리는 것으로 되어있다. 즉, 중간연령층이 상대적으로 진료를 적게 받고, 소아와 노인이 상대적으로 진료를 많이 받는 것이다.
- ③ 부과방식에 의한 재정충당: 적립방식에 의하면 보험이 적용되는 전 기간에 자신이 받는 혜택에 대한 비용은 자신이 부담하게 되어 있다. 이와 달리 부과방식에서는 주어진 기간의 비용은 그 주어진 기간의 보험료로 충당하게 되어 있다.

앞의 두 가지 요소가 존재하고, 부과방식에 의해 재정이 충당되면 중간연령층은 자신이 받는 혜택보다 보험료를 더 많이 내고, 노인은 자신이 받는 혜택보다 보험료를 더 적게 내게 된다. 따라서 이 차이만큼 중간연령층에서 노인로의 소득이전이 이루어진다.

출생수가 불변하여 연령구조가 변하지 않는 안정인구 이면 기여금이 시점에 상관없이 상수로서 일정하게 된다. 따라서 중간연령층은 현재 순소득이전을 하고 있지만, 미래에는 자신이 주었던 소득이전 만큼을 후세대에게서 문제없이 받으리라 기대할 수 있다. 왜냐하면 이러한 안정구간에서는 보험료가 불변이므로 미래의 세대도 현재의 세대와 같은 똑 같은 부담을 하게 되고, 따라서 이러한 동일한 부담을 미래세대가 감당하지 못할 것이라는 우려는 하지 않게 되기 때문이다. 이러한 사회제도에는 세대간 계약요소가 존재한다고 말한다.

- b. 출생수의 감소와 연령구조의 노령화와 세대간 형평의 문제(반대의 인구구조 변화는 반대의 결과)

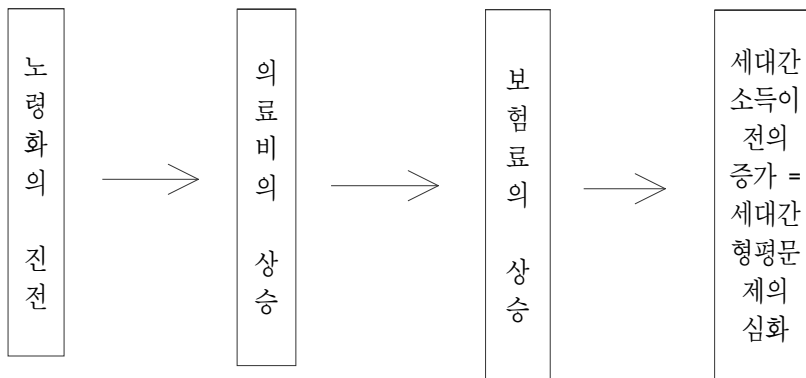
하지만 출생수가 감소하여 연령구조가 노령화되면, 그 영향이 존재하는 비안



정구간에서는 미래에 오는 세대일수록 더 높은 보험료를 부담하게 된다. 이 경우 전 생애에 걸친 순소득이전의 크기와 부호가 세대간에 차이가 난다. 출생수가 감소하는 비안정구간에 살거나 태어난 사람은 전 생애에 걸쳐 순소득이전을 하게 된다. 만일 계속되는 출생수의 감소와 노령화로 점점 더 많은 세대가 순소득이전을 하게 되면, 이는 이러한 상태에 있는 사회보장의 지속성을 위협하게 된다. 왜냐하면 시간상 불평등한 분배를 당하는 이들 세대들은 정치적으로 그들에게 불이익을 주는 사회보장에 반대하는 결정을 할 것이기 때문이다.

상기한 세대간 형평문제의 발생과정에서 노령화 될 때 보험료 부담이 올라가는 것은 부과방식 하에서는 결국 의료비가 상승하는 것을 의미한다. 따라서 다음과 같은 세대간 형평문제의 발생 기전이 존재한다고 말할 수 있다.

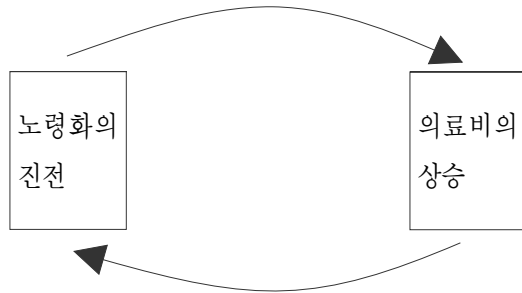
[그림 III-1] 세대간 형평문제의 발생기전



#### 나. 시지프스 현상의 발생기전과 세대간 형평문제의 다이내믹

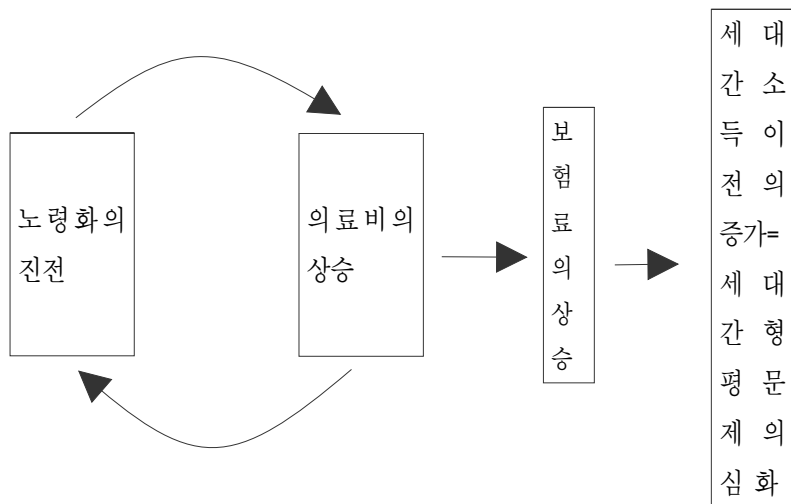
본 장에서 다루어지겠지만 시지프스 현상은 고령화와 의료비간의 상승적인 상호작용을 말한다. 이를 그림으로 나타내면 다음과 같다.

[그림 III-2] 시지프스 현상: 고령화와 의료비의 상승작용



앞의 세대간 형평문제의 발생기전과 위의 시지프스 현상의 발생기전을 비교하면 노령화의 진전과 의료비의 상승이라는 발생요인을 공동으로 가지고 있다. 이 두 공동요인을 중심으로 두 발생기전을 합하면 다음의 그림이 된다.

[그림 III-3] 시지프스 현상과 세대간 형평문제의 다이내믹



위의 그림은 어떻게 시지프스 현상이 연쇄적으로 세대간 형평의 문제를 다이내믹하게 심화 시키는 가를 나타내고 있다. 그림의 왼쪽에 있는 시지프스 현상은 노령화와 의료비의 상승작용관계이다. 즉, 의료비의 상승이 그 효과로서 잔여기대 수명을 늘리면 노인인구의 수와 비중이 증가하고, 이러한 노령화는 다시 의료비의 상승을 가지고 온다는 것이다. 이 상승작용이 존재하면 계속해서 연쇄적으로 의료비의 상승이 발생한다. 이는 그림 오른쪽의 세대간 형평의 문제가 계속되는 보험료의 상승을 통해 다이내믹하게 심화되는 것을 의미한다.

## 2. 고령화와 의료비간의 상호관계 관련 기존연구 및 상호관계 분석모형-세대간 형평문제 다이내믹의 존재와 그 크기

### 가. 기존연구

기존연구는 의료비가 고령화에 미치는 영향과 고령화가 의료비에 미치는 영향을 분리하여 본다. 전자는 건강함수에 관한 연구이고, 후자는 의료비에 관한 연구이다. 그러나 본 연구는 이 둘을 분리하여 따로 보는 것이 아니라, 이들의 상호관계를 보는 데에 그 주안점이 있다. 따라서 이 둘을 분리한 두 방향의 기존연구는 설명변수와 종속변수의 선택에 참고가 될 수 있지만 고령화와 의료비간의 상호관계를 분석하는 데는 도움을 줄 수 없다. 이러한 이유로 건강함수와 의료비에 관한 연구를 살펴본 후, 고령화와 의료비간의 상호관계 연구방법에 관한 문헌과 내용을 별도로 다루겠다.

#### 1) 건강생산함수에 관한 문헌

의료는 건강의 주 결정요인이라는 과거의 의료모델(*medical model*)을 비판하는 연구가 등장하면서 건강수준에 영향을 미치는 요인에 대한 연구가 진행되었다.

여전히 중요한 최초의 연구는 Auster, Leveson과 Sarachek(1969)의 연구이다. 이들은 미국의 연령과 성에 따라 보정된 사망률과 의료서비스 투입, 교육, 소득 그리고 환경적 변수들의 관계를 분석하여 학력과 사망률은 역관계가 있는 반면 의료의 투입은 항상 그렇지 않음을 발견하였다. 또한 소득이 높을수록 사망률이 증가함을 밝혔다.

Hadley(1982)는 위의 연구를 국가그룹을 연구단위로 하여 더 정치화시켰다. 이에 따르면 학력은 위의 연구결과와 일치하게 사망률과 역의 관계를 보인다. 소득수준은 영유아사망률과는 역관계를 나타내었지만 성인의 사망률과는 혼합된 결과를 보였다. 새로운 점은 대부분의 연령·성별에 따른 사망률이 의료서비스 투입과 역관계를 발견한 것이다. Hadley(1988)은 노인들에 초점을 맞출 때 이러한 역의 관계가 더 큼을 발견하였다.

Stewart(1971)는 건강생산함수에 관한 최초의 국제연구로 생각된다. 이 연구에서는 출생 시의 기대수명과 의료서비스 투입량, 문자해독률 그리고 음용수(potable water)의 존재 사이의 관계를 분석하였다. 문자해독률과 음용수의 경우 개발도상국이나 저개발국가의 경우에 있어 유의한 관련이 있는 것으로 나타났으나 미국에서는 상기 세 변수 모두 작은 한계적 영향만을 미쳤다.

Zweifel(1978)은 스위스의 경우 건강, 의료, 그리고 비의료투입은 소득과 정의 관계를 나타냄을 밝혔다. Cochrane, Leger와 Moore(1978)는 사망률과 일인당 소득 간에는 역관계가 존재한다고 주장하였다. 따라서 이들은 앞선 Auster et al.(1969)의 연구에서 소득이 사망률과 정의 관계를 보였던 것은 미국의 경우에만 해당하는 결과일 수 있다고 주장하였다. 사망률과 담배 및 주류소비량과는 일정한 관계를 보이지 않았다.

Pelzman(1987)은 보다 평등한 소득분배를 수반하는 평균 소득이 높을수록 사망률은 감소함을 보였다. 반면 건강증진을 위한 공적인 투입이나 법적인 규제는 그들이 의도하는 바와는 달리 감염이나 중독에 의한 사망률을 감소시키지 못한다고 주장하였다.

Leu(1986)도 교육과 의료비에 있어서의 공적지출의 비중과 함께 소득이 사망률을 감소시키는데 영향을 미친다는 결론을 얻었다. Hadley(1988)도 공적으로 지원되는 프로그램의 중요성을 발견하였다. 미국의 경우 메디케어(Medicare)에 대한 지출이 증가할수록 인구와 지역적 특성을 제어하고도 수혜자들 사이의 지역적 사망률이 감소하였음을 발견하였다.

Schneider와 Brody(1983), 그리고 Myers와 Manton(1984)은 미국의 경우 사망시 최고 연령이 지난 20년간 점차 증가해 오고 있음을 보이고, 60세가 넘어가면 사망연령의 편차가 점차 감소한다고 주장하였다.

Wolfe(1986)은 7개 OECD 국가의 경우, 출생 시 기대수명의 변화는 생활 습관의 변화와 의료비의 변화와 연관이 있다고 주장하였으나, Wolfe와 Gabay(1987)가 22개 국가의 자료로 같은 분석을 한 결과 통계적으로 유의하게 나타난 국가는 없었다.

Zweifel과 Ferrari(1992)는 OECD국가들의 1980년 횡단면자료를 이용하여 연구를 하였다. 이들은 설명변수로 10년 전의 의료비 지출을 사용하였다. 이는 이전의 의료적인 개입이 그 시기의 인구를 구성하는 세대들의 생존을 확보하는데 확실히 기여했으리라는 이유에 근거한 것이다. 그들이 시차를 10년으로 한 것은 자료의 구득 가능성에 의해 결정된 것이라 한다. 또한 이들은 종속변수로서 사망률 대신 기대여명 변수를 사용하였다. 이때 미래를 중시하는 개인의 계획상황을 고려하여 40살과 65살에서의 기대여명을 사용하였다. 그 결과 시차를 둔 과거의 의료비 지출이 상기한 종속변수인 기대여명과 유의한 관계를 가짐을 확인하였다.

Frech와 Miller(1999)는 그들의 연구를 함에 있어 비경제학자들의 연구도 참고하였는데 이들이 저소득 국가를 포함하여 다루기 때문에 의료자원이 아닌 교육과 식생활이 건강여부를 결정한다고 주장하는 경향이 있음을 발견하였다. 따라서 이들은 OECD국가들의 자료를 분석하였다. 주로 1993년의 40세와 60세 기대여명을 종속변수로 하였다. 독립변수로는 GDP, 담배와 주류소비량과 동물

성지방섭취량 등을 사용하였다. 이들도 자료의 구독성 때문에 10년의 시차를 사용하였는데, 이렇게 시차를 두는 이유는 사용되는 독립변수의 대부분이 즉각 영향을 미치지 않고 일생에 걸쳐 영향을 미칠 것으로 생각되었기 때문이다.

미시경제학적 수준에서는 의료서비스가 건강상태에 그리 많은 영향을 미치지 않는다는 제한적인 증거들이 존재한다. Newhouse와 Friedlander(1980)는 혈압, 콜레스테롤 수치, 그리고 ECG점수 등과 같이 육체적 건강을 나타내는 변수들과 의료서비스의 이용, 소득, 학력 간의 관계를 분석하여, 육체적 건강을 나타내는 변수들은 의료서비스의 투입과는 크게 연관이 없으며, 오히려 학력과 연관이 많다고 주장하였다.

이상의 기존연구에 의하면 추가적인 의료비의 투입은 일반적으로 생존율에 크게 영향을 미치지 않는 것으로 보인다. 하지만 이는 특정한 집단의 생존율에 의료비가 영향을 미칠 수 있음을 부정하는 것은 아니다. 기존연구는 후기 고령자의 기대여명을 늘이는 데 의료비가 효과가 있음을 강하게 뒷받침하고 있다. 그리고 음주, 흡연, 동물성지방섭취 등과 같은 몇몇의 요소들은 시차를 두고 감소하는 한계적 영향력을 보이면서 건강에 영향을 미친다는데 적어도 일치점이 이루어지고 있다고 볼 수 있겠다.

## 2) 의료비에 관한 문헌

많은 연구에서 의료비를 결정하는 요인으로 여러 가지 요인이 제시되고 있다.

Kleiman(1974)은 OECD 국가들에 대한 Cross section 자료를 이용하여 HCE와 GDP의 관계를 처음으로 분석하였는데 64세 이상 인구의 비율을 설명변수로 도입했으나 통계적으로 유의한 결과를 얻는 데는 실패하였다. Newhouse와 Phelps(1976)는 나이와 medical care episode를 시작하는 확률은 역관계이며 나이와 응급실 방문, 나이와 입원횟수는 통계적으로 유의한 연관이 없음을 보였다.

Newhouse(1977)는 일인당 GDP와 HCE 사이의 관계를 분석하여 Health care가 사치재(luxury good)임을 발견하였고 이 결과는 Maxwell(1981)에 의해 재확인되었다. 또한 Newhouse et al.(1982)은 나이보다는 건강상태가 더 중요한 변수라고 주장하였다.

Fuchs(1984)는 HCE에 대한 나이의 영향을 분석을 할 경우 나이보다는 기대수명이 더 적절한 변수라고 주장하고 Health care에 대한 수요는 잔여 기대수명과 정관계를 나타낸다고 하였다. Gerdtham, Jonsson, MacFarlan, 그리고 Oxley(1988)는 설명변수에 제도적 장치를 도입하였는데 제도적 장치를 나타내는 변수로는 public reimbursement, Capitation of physician, patient-first payment with later reimbursement 등이 있으며 이 변수들은 낮은 HCE와 연관이 있는 것으로 나타났다. 흡연여부는 높은 HCE와 관련이 있는 것으로 나타났으며 75세 이상의 고령인구의 비율은 유의한 효과를 나타내지 못한 것으로 나타났다.

Zweifel과 Ferrari(1992)는 HCE와 기대수명의 Feedback 관계, 즉, 기대수명이 HCE에 어떤 영향을 미치는가에 대하여 처음으로 연구하였으나 통계적으로 유의한 관계를 확인하는 데는 실패하였다. 그러나 공적인 HCE 역시 사적인 HCE와 마찬가지로 사치재임을 확인하였다. Gerdtham et al.(1992)의 경우를 제외하고는 고령인구의 비율이 높다고 해서 HCE가 증가한다는 결론을 얻지 못하였다. 다만, GDP와 흡연은 높은 HCE와 연관이 있다는 결론을 얻었다.

### 3) 시지프스 현상의 기존문헌과 시지프스 현상의 설명

#### 가) 기존문헌

의료서비스에 대한 재정적 부담이 개인에게 돌아간다면 개인들은 자신의 수입에 맞춰서 의료서비스를 수요하겠지만, 실제로 많은 부분의 의료서비스는 공적인 재정에 의해서 그 재원이 충당이 되고 있다. 특히 높은 연령층의 사람들 일수록 의료서비스에 대한 수요는 많아지고, 더불어 의료정책에 보다 많은 재

정을 투입하도록 정책입안자들에게 정치적으로 압력을 넣게 된다(예: 투표).

시지프스 현상이 존재하기 위해서 충족되어야 하는 두 가지 관계가 있다. 첫 번째는 의료비 지출이 증가할수록 잔여 기대수명이 늘어나는 효과가 있어야 한다는 것이다. 특히 퇴임을 한 고령층에서의 영향이 보다 중요한데, 그 이유는 이들이 보건재정에 기여하는 바는 작으나 이들에 대한 의료서비스의 재정은 대부분 공공부분에서 충당이 되기 때문에 의료비의 증가와 세대간 형평에 커다란 영향을 미치기 때문이다. 두 번째로는 증가하는 잔여 기대수명이 보다 많은 의료비 지출이 발생하도록 하는 효과가 있어야 한다는 것이다.

하지만 앞의 두 가지 관계를 혼동시키는 또 다른 관계가 존재하는데 그것은 많은 경우, 평생 동안 지출하는 의료비의 대부분이 사망하기 바로 전해에 지출된다는 것이다. (Lubits and Riley, 1993); Zweifel, Felder and Meier, 1999). 이 세 번째 관계 때문에 시지프스 현상이 존재하는 가를 분석할 때 사망률이 의료비에 미치는 영향을 통제하기 위해 사망률을 설명변수에 포함시켜야 한다.

Zweifel과 Ferrari(1992)는 OECD 자료를 통해 위의 첫 번째 관계는 확인하였다. 즉, 의료비 지출의 증가가 40세와 65세의 잔여 기대수명을 증가시킴을 확인하였다. 그러나 기대수명의 증가가 의료비의 증가에 미치는 두 번째 관계는 확인하지 못했다. 또한 이 연구에서는 사망률이 의료비에 미치는 세 번째 관계는 고려되지 않았다. 따라서 의료서비스에 있어 시지프스 현상이 존재한다는 결론을 내리지 못하였다. 하지만 Zweifel과 Steinmann(2002)는 Zweifel과 Ferrari(1992)의 연구를 개선시켜 시지프스 현상의 존재를 밝혀내었다. 이들의 연구에서는 사망률의 영향을 통제하고, 기대수명이 의료비에 영향을 미치는 과정을 기대수명과 은퇴연령자의 비중을 사용하는 시지프스 변수를 사용하여 밝히고 있다. 본 연구는 이 연구의 모델을 사용하여 연구를 하겠다.



나) 건강함수와 비용함수를 연결시켜보는 관점으로서의 시지프스 현상의 설명

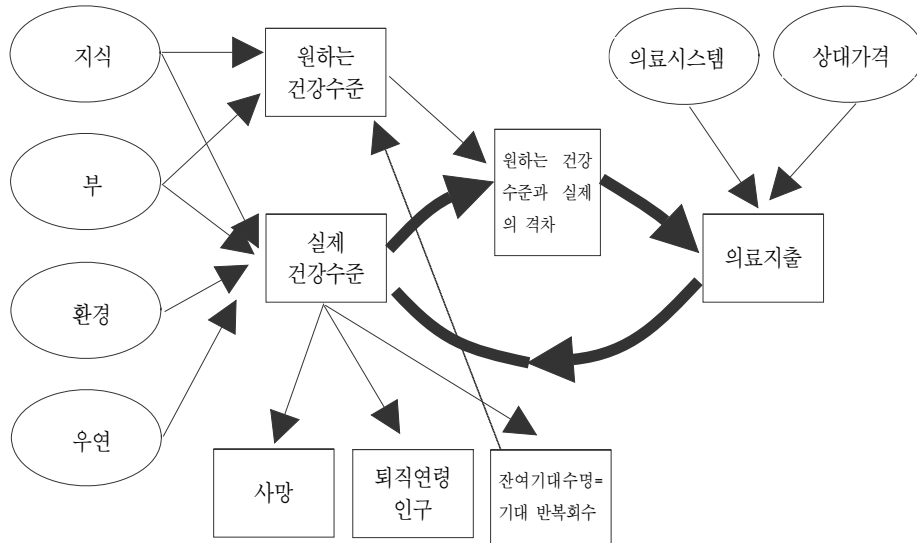
Zweifel과 Steinmann(2002)는 건강함수와 비용함수를 연결시켜 보는 관점으로서의 시지프스 현상의 설명을 다음과 같이 설명하고 있다. 본 연구에서는 이들의 설명을 받아들이고 사용하겠다.

건강에 있어서의 시지프스 현상에 관한 가능성은 건강생산과 그 비용을 따로 보지 않고 그들 사이에 존재하는 상호작용에 주목하는데서 찾을 수 있다. 먼저 건강생산의 측면에서 그 상호관계의 가능성을 설명하겠다.

각 개인은 여러 가지 자산을 운용한다고 볼 수 있다. 건강도 일종의 자산이라고 볼 수 있다. 이러한 맥락에서 건강자산(health stock)이외에도 부(a stock of wealth)와 지식(wisdom)이라 표현될 수 있는 인간자본자산(a stock of human capital)이 대표적으로 고려될 수 있다. 따라서 개인의 건강생산에 관한 결정은 자산에 관한 동적 최적화의 과정의 일부로 볼 수 있다. 즉, 지식, 부 그리고 건강이라는 형태로 각기 보유되는 지분을 결정하는 일련의 자산선택 과정에서 개인의 건강생산에 관한 결정이 이루어진다.

이러한 건강생산이 산업화나 도시화와 같은 환경요인(environmental influence)에 의해 조건지워 짐은 당연하다. 이상이 다음 그림의 왼쪽에 나와 있는데 이는 시지프스 현상의 건강생산의 측면이다.

[그림 III-4] 시지프스 현상의 가능성



출처: Zweifel & Steinmann, 2002, 8쪽

그림의 오른쪽은 파생된 수요를 나타내고 있다. 즉, 의료지출(health care expenditure: HCE)은 원하는 건강수준과 실제 건강수준 사이의 차이에 의해 유도된다. 이는 의료지출이 건강수준과 관련된 크기에 의해 유도되는 수요라는 사실을 나타내므로 건강을 결정하는 내생적 결정요인(an endogenous determinant of health)이라는 의미를 내포한다. 이는 시차가 없는 의료지출을 건강생산함수의 설명변수로 사용하는 현재의 연구들이 간과하는 측면이라 할 수 있겠다. 의료지출은 다른 한편 의료시스템의 제도적 특성들과 상대가격에 의해서도 영향을 받는다.

다음으로 건강생산함수의 투입요소로서의 의료지출은 보통 시차를 두고 실제 건강수준을 증가시킨다. 만일 그 결과의 건강수준이 어떤 결정적 수준이하라면 사망이 발생하고, 시지프스 과정도 끝이 난다.

하지만 건강수준이 생존을 보장하는 수준이라면 그 개인은 시지프스 과정을 반복할 수 있게 된다. 미래에 얼마나 많은 시지프스 과정이 반복될 수 있는가에 대한 기대는 잔여기대수명(remaining life expectancy; RLE)과 정의 관계를 갖는다.

즉, 의료지출이 실제건강수준에 미치는 피드백(feedback)은 의료를 수요하여 의료지출을 야기하는 생존자의 수를 결정하고, 이러한 피드백이 바로 시지프스 과정을 반복되게 하는 시지프스 현상의 원인이 된다.

이러한 시지프스 현상에 대한 의료지출의 영향의 크기는 의료지출이 원하는 건강수준과 실제 건강수준의 차이크기에 어떻게 영향을 미치는가에 의해 결정된다. 만일 의료지출이 실제건강수준을 현격히 개선하여 원하는 건강수준과 실제건강사이의 차이를 줄인다면 이는 의료지출의 감소로 이어질 수 있다.

하지만 다른 방향의 가능성도 존재한다. 의료기술혁신을 조장하거나 공적건강보험의 적용을 확대하거나 하는 외생적인 조처에 의해 의료지출이 증가한다고 하자. 이는 첫째로 더 많은 사람이 시지프스 과정을 반복할 수 있게 하고, 둘째로 증가한 잔여기대수명 때문에 이들은 더 긴 건강계획의 기간을 갖게 된다. 이는 원하는 건강수준을 높이고, 그 자체로서는 원하는 건강수준과 실제건강수준 사이의 격차를 더 크게 한다. 따라서 추가적인 의료지출을 야기시킨다.

실제로 이 둘의 상반된 방향이 상쇄된, 의료지출이 두 건강수준의 격차에 미치는 실제 의료지출의 효과는 경험적으로 연구되어야 할 사항이다. 그러나 이는 의료지출이 실제건강수준을 얼마나 효과적으로 향상시키는가와 상관이 있다고 보겠다.

이상의 시지프스 현상의 설명에서 시지프스 현상의 가능한 영향력의 크기를 반영하는 새로운 변수 **SISYPH**를 생각해 볼 수 있겠다. 즉, 시지프스의 크기는 두 가지 크기에 의존한다. 첫째로 잔여기대수명이다. 이는 해당연령의 개인이 반복할 수 있으리라 기대되는 시지프스 과정의 수를 반영하고 있다. 둘째로 시지프스 과정의 영향력은 정치과정에서 이 과정을 강화시키는 영향력을 앞의 잔

여기대수를 가진 사람들이 행사할 수 있어야 한다. 만약 잔여기대수명은 높지만 이에 해당하는 사람들의 수가 사회에서 상대적으로 적다면 민주주의 정치과정에서 그들의 영향력을 충분히 발휘할 수 없고 따라서 전체시스템에 미치는 영향은 미미할 것이다. 따라서 잔여기대수명에 해당하는 나이의 인구가 전체인구에서 차지하는 비중이 시지프스 현상의 영향력을 설명하는 중요한 요소가 될 것이다. 이 비중은 일종의 가중치로 생각할 수 있으므로 앞의 잔여기대수명에 곱하면 시지프스 현상의 영향력을 설명할 수 있는 두 중요한 요소의 크기를 반영하는 설명변수가 될 수 있다.

어떠한 나이에서의 잔여기대수명을 볼 것인가는 어느 정도 주관이 개입되는 사항이다. 시지프스 현상을 강화시키는 건강에 대한 계획기간을 갖는 나이는 벌써 사십대의 중년에서 시작된다고 볼 수 있다. 하지만 재정문제와 관련 지워 본다면 이러한 인구 중 퇴직연령 이후의 인구가 정책적으로 중요한 의미를 가질 수 있다. 즉, 퇴직연령 이후의 개인들은 미래의 의료지출 재정에 통상 많이 기여할 수 없는 것으로 여겨지고 있고, 이는 정책적으로 예산문제와 연결이 된다. 따라서 65세에서의 잔여기대수명과 그 비중이 시지프스 현상의 영향력의 크기를 나타내는 설명변수의 두 요소가 된다.

그러나 시지프스 현상의 영향력을 설명하는데 위의 고려만으로는 충분하지 않다. 어떤 사람들은 최소한 한번의 시지프스 과정을 더 누리기 위해 의료지출을 위한 수요를 하였지만 실제로는 죽는 경우가 있다. 이 경우 원하는 건강수준과 실제건강수준 사이의 격차는 통상 아주 크다고 상정할 수 있다. 따라서 이들은 현재의 과정에서 의료지출을 아주 높게 올려놓았음에도 미래의 시지프스 과정에는 참여하지 않게 되는 것이다. 만약 이 효과를 고려하지 않는다면 시지프스 현상의 동적과정을 너무 과대하게 평가하는 결과가 될 것이다. 개인적 수준에서는 의료지출이 연령보다도 사망에 근접한 정도에 의해 더 많이 결정된다는 것을 시사하는 증거가 축적되고 있다.

이러한 고려는 시지프스 현상의 정확한 측정을 위해 의료지출 방정식에 설명 변수로서 사망률(the mortality rate of the population; MORT)을 도입하게 한다. 이 변수는 정의상 생의 마지막 해를 보낸 개인의 상대적 수를 나타낸다. 생의 마지막 해는 일반적으로 최고의 의료지출을 시현하는 것으로 되어 있다.

#### 나. 세대간 형평문제 다이내믹의 존재와 크기 분석모형과 자료

##### 1) 세대간 형평문제 다이내믹의 존재 분석모형과 자료

###### 가) 자료 및 분석모형

###### (1) 자료

본 연구에서는 의료비 지출과 고령화와의 상호관계를 분석하기 위하여 국내의 시계열 자료를 이용한 경우와 OECD Health Data의 패널자료를 이용한 경우로 나누어 분석하고 있다. 우리나라 분석의 경우 통계청에서 발행하는 ‘한국의 사회지표’와 OECD Health Data의 1977~2001년에 걸친 시계열자료를 이용하였다.

OECD 국가 분석의 경우 이용된 자료의 해당기간과 선택국가에 따라 각기 다른 3차례의 분석이 행해졌다. 첫 번째 분석은 OECD 전체 국가를 대상으로 국내자료 분석결과와 비교하기 위하여, 1977년부터 1998년에 걸친 OECD Health Data 패널자료를 이용하여 분석하였으며 각 변수들에 대한 해당년도의 자료를 보유하고 있는 8개국<sup>주22)</sup>이 분석대상이 되었다.

두 번째 분석은 국내의 의료제도와 유사한 특성을 가지고 있는 국가들로 오스트리아, 캐나다, 독일, 일본, 네덜란드를 선택하여 한국을 포함한 6개국의 1990년 ~ 2001년에 걸친 OECD Health Data 자료를 이용하여 분석하였다.

의료제도는 여러 가지 기준으로 나눌 수 있으며 각각의 기준에 따라서 해당

주22) 호주, 오스트리아, 덴마크, 아이슬란드, 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴, 미국

국가가 달라질 수 있다. OECD(1995:24)에 따르면 의료공급체계의 특성에 따라 상환체계(reimbursement system), 계약체계(contract system), 통합체계(integrated system)로 구분하여 접근해 볼 수 있다.

상환체계(reimbursement system)하에서 의료서비스 공급자들은 비용을 후불로 지불받는다. 지불은 환자(차후에 보험업자로부터 다시 비용을 상환 받는 경우가 대부분)로부터 직접 상환 받거나 보험업자로부터 받는다. 이러한 체계 하에서는 환자의 의료서비스 이용선택에 따라 서비스 공급자들 사이에 서비스 비용지불에 대한 분배가 이루어진다. 상환체계는 일반적으로 다수의 보험회사와 다수의 공급자가 있는 상황에서 행위별수가제(fee-for-service)와 함께 실시되는 경우가 많으며 이러한 시스템 하에서는 의료비용을 통제하는데 어려움이 있다.

계약체계(contract system)는 제3자 지불자와 서비스 제공자간의 서비스내용과 지불비용에 관하여 사전의(prospective) 합의를 바탕으로 실행된다. 일반적으로 이러한 접근방법은 제한된 공공기관이나 비영리단체가 제공하는 강제보험(compulsory insurance)이 있는 사회보험체계에서 찾아볼 수 있다. 상환체계와 비교하여 볼 때 지불자의 전체의료비용에 대한 통제가 상대적으로 용이하다.

세 번째 접근방법으로 통합체계(integrated system)가 있는데 이 체계 하에서는 동일한 기관이 의료서비스 공급과 비용지불을 관장한다. 위의 두 가지 접근방법 하에서 존재하는 비용의 불확실성이나 계약상의 복잡함의 문제를 하나의 기관이 관장함으로써 내재화 한다고 볼 수 있다. 일반의를 포함한 의료기관 종사자들은 월급을 받으며 여분의 병원비용은 일괄 지원된다.

위의 세 가지 접근 방법 중 어떤 국가도 한 가지 체계 안에만 속하는 나라는 없다. 실제로 많은 국가들은 위의 3가지 요소를 모두 가지고 있다. 본 연구에서 국내의 의료제도와 유사한 특성을 지닌 국가로 분류된 국가 중 일본을 제외한 오스트리아, 캐나다, 독일, 네덜란드가 OECD(1995)에 따르면 공공계약(public contract)으로 분류되고 있다. 일본의 경우 공공상환(public reimbursement)

체계로 분류되고 있는데 우리나라와 유사성이 있는 것으로 판단되어 분석에 포함시켰다.

세 번째 분석은 기존문헌연구결과와의 비교를 위하여 1990년~2000년도의 자료를 이용하여 의료제도와 관계없이 OECD 전체 국가 중 해당년도의 자료를 보유하고 있는 17개국<sup>주23)</sup>을 대상으로 분석하였다.

## (2) 분석모형

유근춘외(2003)와 앞서 논의된 Zweifel & Ferrari(1992) 및 Zweifel & Steinmann(2002) 연구에서 이용된 모형을 참고하여 본 연구의 분석모형을 만들었다. 앞서 말한바와 같이 시지프스 현상이 존재한다는 것은 의료비지출과 수명이 서로 양(+)의 관계를 가지고 있다는 것을 의미한다. 즉, 의료비지출이 수명에 미치는 영향과, 역으로 수명이 의료비지출에 미치는 영향을 분석함으로써 시지프스 현상의 존재여부를 검증할 수 있다. 이러한 관계를 함수로 나타내면 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$(1) LE = f(HCE, \text{기타 독립변수})$$

$$(2) HCE = f(LE, \text{기타 독립변수})$$

LE(life expectancy)는 기대수명을 나타내며 HCE(health care expenditure)는 의료비 지출을 나타낸다. 즉, 식 (1)의 독립변수인 의료비지출이 식 (2)의 종속변수가 되는 동시에 식 (2)의 독립변수인 기대수명은 식 (1)의 종속변수가 되는 연립방정식의 형태로서 (1)번식은 건강에 대한 생산함수로 (2)번식은 건강에 대한 비용함수로 해석할 수 있다.

주23) 호주, 오스트리아, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 독일, 아이슬란드, 아일랜드, 일본, 한국, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국

본 연구에서는 건강에 대한 생산함수로 4개의 모형을 이용하고 있다. 60세 남·여의 기대여명, 사망률, 60세 이상의 인구비율에 대한 모형을 각각 분석하였다. 은퇴연령에 가까워 오는 인구집단은 일반적으로 의료보험 기여금은 줄어드는 반면 이용량은 점차 증가하게 됨으로 이들에 대한 시지프스 현상을 알아보기 위하여 본 연구에서는 60세를 은퇴연령으로 고려하여 60세를 기준연령으로 선택하였다. 또한 남·여의 기대여명에 대한 차이를 고려하기 위하여 각각의 변수를 모델에 포함시켰다. 60세 이상의 인구비율에 대한 분석은 뒤에 논의되는 시지프스 변수에 대하여 해당연령집단의 기대여명 변수에 대한 가중치를 주기 위하여 행해졌다.

일반적으로 연령이 높아질수록 의료서비스에 대한 수요도 많아지고, 의료정책에 보다 많은 재정을 투입하도록 하는 크고 작은 정치적 압력을 행사할 수 있다. 따라서 해당연령의 인구비율은 그들의 정치적 압력의 크기를 좌우하게 된다. 또한 해당연령인구가 적을 경우 그들의 기대여명이 전체 의료비용에 미치는 영향은 미미할 수도 있다. 따라서 시지프스 변수에 대하여 해당연령인구의 비율을 가중치로 줄 필요가 있다.

이들 종속변수에 대한 독립변수로 1인당 GDP, 1인당 의료비 지출, 1인당 음주량, 1인당 흡연량, 칼로리 섭취량 등의 생활습관에 관한 변수를 추가하여 분석하였다. 기존의 Wolfe(1986)의 연구에 의하면 기대수명의 변화는 생활습관의 변화와 의료비 지출에 영향을 받는 것으로 나타났다.

GDP를 제외한 독립변수들은 설명력을 높이기 위하여 5년의 시차를 둔 값을 사용하였다. Zweifel and Ferrari(1992)의 연구에서 처음으로 기대여명과 의료비 간의 관계를 분석하는 모델에서 10년의 시차를 둔 의료비 지출 변수가 이용되었다. 이는 현재의 의료비 지출보다 과거의 의료비지출이 현재의 기대여명에 더 영향을 미칠 것이라는 생각으로 이용되었으며 기대여명에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구에서는 자료의 제약으로 인하여 5년의 시차를 둔 변수를 이용하였다.



또한 1인당 섭취열량, 1인당 흡연량, 1인당 음주량과 같은 생활습관변수도 바로 기대여명에 영향을 미친 다기 보다는 과거의 행태가 앞으로의 기대여명에 더욱 영향을 미칠 것이라는 생각 하에 시차를 적용한 변수가 이용되었다.

본 연구에서 분석된 모델을 구체적으로 나타내면 다음과 같다.

(3)

$$\begin{bmatrix} RLEF_{60} \\ RLEM_{60} \\ POP_{60} \\ MORT \end{bmatrix} = \alpha + \beta_1 GDP + \beta_2 GDP^2 + \beta_3 HCE_5 + \beta_4 HCE_5^2 + \beta_5 ALC_5 + \beta_6 ALC_5^2 + \beta_7 CAL_5 + \beta_8 CAL_5^2 + \beta_9 TOB_5 + \beta_{10} TOB_5^2 + \nu_i + \nu_t + \epsilon_{it}$$

위의 식을 통하여 의료비 지출이 기대여명, 사망률 등에 미치는 영향을 분석하였으며 위의 식은 4개의 서로 다른 종속변수들 ( $RLEF_{60}$ ,  $RLEM_{60}$ ,  $POP_{60}$ ,  $MORT$ )과 1인당 GDP, 1인당 의료비지출, 1인당 음주량, 1인당 섭취열량, 1인당 흡연량과의 관계를 각각 나타내는 4개의 방정식이며 변수들에 대한 설명은 다음의 표와 같다.

〈표 III-1〉 건강생산함수에 대한 변수들의 정의

변수명	정의
$RLEF_{60}$	60세 여성의 기대여명
$RLEM_{60}$	60세 남성의 기대여명
$POP_{60}$	60세 이상의 인구비율
$MORT$	10만 명당 사망률
$GDP$	1인당 국민 총 생산(경상)
$HCE_5$	5년 전 1인당 총 의료비 지출(경상)
$ALC_5$	5년 전 1인당 술 소비량(19세 이상)
$CAL_5$	5년 전 1인당 섭취열량
$TOB_5$	5년 전 1인당 담배 소비량(19세 이상)

다음으로 건강에 대한 비용함수로 기대여명이 의료비 지출에 미치는 영향을 분석하기 위하여 다음과 같은 모형을 사용하였으며 아래의 표는 변수들에 대한 설명을 나타낸다.

(4)

$$\frac{HCE}{GDP} = \alpha' + \beta_1 GDP + \beta_2 RPH + \beta_3 \widehat{MORT} + \beta_4 \widehat{MORT}^2 + \beta_5 \widehat{SISYPH} + \beta_6 \widehat{SISYPH}^2 + v_i + v_t + \epsilon_{it}$$

〈표 III-2〉 건강비용함수에 대한 변수들의 정의

변수명	정의
$HCE/GDP$	GDP 대비 의료비 지출 비율
$RPHCE$	의료비의 GDP 디플레이터 대비 상대 물가지수
$\widehat{MORT}$	10만 명당 사망률 추정치
$\widehat{SISYPH}$	$(\widehat{RLEF}_{60} + \widehat{RLEM}_{60})/2 * \widehat{POP}_{60}$
$\widehat{RLEF}_{60}$	60세 여성의 기대여명 추정치
$\widehat{RLEM}_{60}$	60세 남성의 기대여명 추정치
$\widehat{POP}_{60}$	60세 이상 인구비율 추정치

위의 식에서는 기대여명에 대한 새로운 형태의 변수인  $\widehat{SISYPH}$ 라는 변수로 변형하여 사용하였는데 이 변수는  $(\widehat{RLEF}_{60} + \widehat{RLEM}_{60})/2 * \widehat{POP}_{60}$ 의 형태로 구성되어 있다. 앞서 설명한 바와 같이 60세 이상 인구에 대한 비율을 가중치를 줌으로써 기대여명의 영향을 보다 정확하게 알 수 있게 된다. 일반적으로 연령이 높아질수록 의료비 지출이 증가하고, 해당연령층이 많을수록 보건, 복지, 또는 의료정책에 대한 보다 적극적인 영향력을 줄 수 있다는

점에서 가중치를 부여하는 것이다.

또한 물가상승 등의 영향으로 인한 각 변수들의 명목적 증가추이를 방지하기 위하여 HCE 대신에 GDP 대비 HCE의 비율을 나타내는 HCE/GDP 변수를 사용하였다. 유의하여야 할 점은 건강에 대한 비용함수의 모델에서 HCE는 시차를 주지 않은 해당년도의 HCE값이 사용된다는 점이다.

또한 일반적으로 많은 부분의 의료비가 사망 직전에 지출이 되는 점을 감안하여, 의료비 지출이 사망 전의 상황에 의한 것인지, 시지프스 현상에 의한 것인지를 확인하기 위하여  $\widehat{MORT}$  변수를 독립변수에 포함시켜서 분석하였다.

건강비용함수의 모델에 사용되는 변수들은 내생성을 갖는 변수들로 여겨져 각각의 추정치를 이용하게 된다. 추정치를 이용하지 않고 두 방정식을 있는 그대로 OLS 추정을 하게 되면 오차항의 교란에 의하여 그 추정결과가 편의될 뿐만 아니라 일관성도 잃게 되기 때문이다. 이러한 문제점을 해결하기 위한 방안으로 (3)식을 추정하고, 거기에서 추정된 값들을 이용하여  $\widehat{MORT}$ 와  $\widehat{SISYPH}$  변수를 만든 후, 식 (4)를 추정하여 오차항의 교란을 제거하고 일관성을 가진 추정치를 구하게 된다. 따라서 본 연구에서는 (3)번 모델과 (4)번 모델이 two stage least squares estimators로 분석되는 것이다.

국내의 시계열자료를 이용한 분석의 경우 SPSS를 이용하여 OLS Regression 분석을 하였으며 OECD 국가 분석의 경우 STATA를 이용하여 panel 분석을 하였으며 국가의 특성을 통제하는 one-way model을 이용하였다. 각각의 분석결과는 Hausman's specification test를 통하여 Fixed-effects Model<sup>주24)</sup>과 Random-effects Model의 유의성과 효과성을 검증한 후에 각각 적합한 모델을 채택하였다.

---

주24) within regression estimator를 이용함.

## (3) 연구가설

## (가) 건강생산함수에 미치는 영향

기존문헌을 바탕으로 60세 남·여의 기대여명, 사망률, 60세 이상 인구비율에 대하여 각각의 독립변수들이 어떠한 영향을 미칠 것으로 기대되는지 본 연구의 가설을 설정해 보면 다음의 표와 같다.

앞서 설명한 바와 같이 시지프스현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건은 의료비 지출이 기대여명 증가에 유의한 영향을 미쳐야 한다는 가설이다. 이 밖의 가설을 살펴보면 GDP가 높을수록 기대여명이 증가하고, 60세 인구비율이 증가하게 된다. 경제수준이 높을수록 국민들의 건강수준이 향상되어 기대여명이 늘어나고 이에 따라 60세 이상 인구비율도 증가할 것으로 예상된다.

반면 GDP와 의료비지출이 사망률에 미치는 영향은 불분명한 것으로 예상된다. 이는 이들 요인과 상관없이 누구든 언젠가는 죽기 때문이다.<sup>주25)</sup>

흡연량과 음주량은 기대여명에 부정적인 영향을 미치는 반면 사망률 증가에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다. 이밖에 섭취열량의 영향은 이론적으로 적정 칼로리의 섭취가 기대여명에 긍정적인 영향을 줄 것으로 기대되는 한편, 칼로리 과잉섭취는 오히려 부정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다.

〈표 III-3〉 건강 생산함수에 대한 연구 가설

독립변수 \ 종속변수	RLEF <sub>60</sub>	RLEM <sub>60</sub>	POP <sub>60</sub>	MORT
GDP	+	+	+	- or +
HCE <sub>5</sub>	+	+	+	- or +
ALC <sub>5</sub>	-	-	-	+
CAL <sub>5</sub>	+or-	+or-	+or-	+ or -
TOB <sub>5</sub>	-	-	-	+

주25) Zweifel &Steinmann, 2002, p.13

(나) 건강 비용함수에 미치는 영향

각각의 독립변수들이 GDP대비 의료비지출비율에 미치는 영향에 대한 가설은 다음의 표와 같다.

GDP의 영향은 의료비지출과 GDP의 증가속도에 따라 양방향의 결과를 예상할 수 있다. 의료비의 GDP 디플레이터 대비 상대 물가 지수가 높을수록 GDP 대비 의료비지출비율이 감소할 것으로 예상된다. 의료비의 물가지수가 높을수록 가격상승효과의 결과로 수요가 감소하여 의료비지출이 감소할 것으로 예상됨에 따라 위와 같은 관계의 가설을 설정 하였다. 사망률의 경우, 사망률의 증가가 의료비의 증가를 초래할 것으로 기대되며 시지프스 변수(기대여명변수)또한 GDP 대비 의료비 비율에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다.

〈표 II-4〉 건강비용함수에 대한 연구가설

독립변수 종속변수	GDP	RPHCE	MORT	SISYPH
HCE/GDP	+ or -	-	+	+

(다) 분석결과 해석방법

본 연구의 분석모형에는 앞서 설명한 바와 같이 동일한 변수에 대하여 1차 항 변수와 2차 항 변수를 포함하고 있다. 따라서 1차 항의 계수와 2차 항의 계수에 의하여 해당 변수에 대한 영향력을 측정하게 된다. 결과의 해석에 대한 이해를 돕기 위해 해석방법을 간략하게 나타내면 다음의 표와 같다.

〈표 II-5〉 계수에 대한 해석방법

계수부호		종속변수에 미치는 영향 (독립변수가 0보다 큰 범위)
1차항	2차항	
+	+	한계효과(+)가 증가하는 형태로 긍정적인 영향
-	-	한계효과(-)가 증가하는 형태로 부정적인 영향
+	-	한계효과(+)가 증가하다가 감소하는 형태로 긍정적인 영향을 주다가 일정 시점을 지나면 부정적인 영향 <sup>주26)</sup>
-	+	한계효과(-)가 증가하다가 감소하는 형태로 부정적인 영향을 주다가 일정 시점을 지나면 긍정적인 영향

## 2) 세대간 형평문제 다이내믹의 크기 분석모형과 자료

시지프스 현상이 유의미한 경우, 이러한 분석결과를 바탕으로 시지프스 현상이 과연 어느 정도의 재정문제를 야기하고 있는지의 영향력을 측정해 볼 수 있다. 이는 존재하는 시지프스의 영향력이 관심을 끌 정도로 큰가를 판단할 수 있는 기준을 제공한다.

이러한 영향력은 수학적 의미로 나타낼 경우 과거의 의료비 지출이 현재의 의료비 지출에 얼마나 영향을 미치는가를 분석해 볼 수 있다. 본 연구에서는 시차를 5년으로 주었기 때문에 이를 식으로 표현하면 다음과 같다.

$$(5) \partial HCE_t / \partial HCE_{t-5}$$

우선  $HCE \equiv (HCE/GDP) * GDP$  이며 앞선 식을 다음과 같이 유도할 수 있다.

주26) 이론적으로는 유의하지만 일반적으로 분석의 범위를 벗어나는 경우가 많아 일정시점 이후의 영향력은 무의미한 경우가 있으며 이 경우 굳이 일정시점 이후의 부정적인 영향은 고려하지 않고 긍정적인 영향력만 존재하는 것으로 해석하는 경우도 있음. 그 반대의 경우도 동일함.

$$(6) \quad \frac{\partial HCE}{\partial HCE_5} = \frac{\partial (HCE/GDP) * GDP}{\partial HCE_5}$$

$$= \frac{\partial (HCE/GDP)}{\partial HCE_5} * GDP + (HCE/GDP) * \frac{\partial GDP}{\partial HCE_5}$$

위의 식에서 우리는 의료비 지출이 GDP에 미치는 영향의 시간분포(time distribution)를 고려해 볼 때,  $\frac{\partial GDP}{\partial HCE_5}$  는 5년의 시차를 둔 변수이며 한 시점에 서의 영향을 나타내기 때문에 무시할 수 있을 만큼 작은 값으로 여겨져 본 연구에서는 0으로 가정하였다. 이와 같은 가정 하에 다음과 같은 식이 성립된다.

$$(7) \quad \frac{\partial HCE}{\partial HCE_5} = \frac{\partial (HCE/GDP)}{\partial HCE_5} * GDP$$

5년전 의료비 지출은 기대여명에 영향을 미치고 다시 시지프스 변수는 GDP 대비 현재 의료비에 영향을 미치기 때문에 5년 전 의료비용 지출은 시지프스 변수를 통하여 현재 의료비에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 이러한 관계를 이용하여 음함수 미분(implicit differentiation)을 하면 아래와 같은 식을 얻을 수 있다.

$$(8) \quad \frac{\partial (HCE/GDP)}{\partial HCE_5} = \frac{\partial (HCE/GDP)}{\partial SISYPH} * \frac{\partial SISYPH}{\partial HCE_5}$$

$$= \frac{\partial (HCE/GDP)}{\partial SISYPH} \left[ \frac{1}{2} \left( \frac{\partial RLEF_{60}}{\partial HCE_5} + \frac{\partial RLEM_{60}}{\partial HCE_5} \right) \times POP_{60} \right. \\ \left. + \frac{RLEF_{60} + RLEM_{60}}{2} \times \frac{\partial POP_{60}}{\partial HCE_5} \right]$$

따라서 위의 식에 GDP를 곱하면  $\frac{\partial HCE}{\partial HCE_5}$  에 대한 값을 구할 수 있다.

### 3. 우리나라와 OECD 국가의 자료를 사용한 분석결과

#### 가. 시지프스 현상의 존재에 대한 분석 결과

##### 1) 국내 시계열 자료 분석

국내의 1인당 의료비 지출 자료의 경우 OECD Health Data에 제시되지 않은 1972~1981년도 자료는 홍정기(1995)의 연구에서 추정된 자료를 이용하였다. 이 자료의 경우 OECD Health Data와 수집방법과 추정방법은 다르지만 추정된 의료비와 변화추이를 비교해본 결과 OECD Health Data와 같이 사용하여도 무방하다고 여겨졌다. 이 밖에 몇몇 결측값의 경우 전·후년도의 자료를 이용한 내삽법(linear interpolation)으로 추정한 값을 이용하였으며 이들 결측값에 대한 처리내용은 다음의 표와 같다.

〈표 III-6〉 국내자료의 결측값 처리 내용

변수명	결측값 처리방법
RLEF <sub>60</sub>	1977년~2001년 기간 중 홀수년도에만 조사가 이루어진 관계로 짝수년도의 값은 내삽법을 이용한 추정치 사용
RLEM <sub>60</sub>	
ALC <sub>5</sub>	해당년도 총 출고량을 19세 이상 인구로 나누어 계산하였으며 72년~74년 자료는 70년과 75년의 값을 이용한 내삽법 추정치 사용
TOB <sub>5</sub>	해당년도 총판매량을 19세 이상 인구로 나누어 계산하였으며 72년~74년 값은 70년과 75년의 자료를 이용한 내삽법 추정치 사용, 76년~78년 사이의 값은 75년과 79년의 자료를 이용한 내삽법 추정치 사용



다음의 표는 국내자료를 이용한 모델에 사용된 변수들의 기술통계량이다.

〈표 III-7〉 변수의 기술통계량 (1977~2001년)

변수명	정의 및 단위	최소값	최대값	평균	표준 편차
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	18.60	22.80	20.23	1.29
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	13.00	18.10	15.29	1.63
POP <sub>60</sub>	60세 이상의 인구비율 (%)	5.31	11.49	7.32	1.77
MORT	10만 명당 사망률 (명)	510.00	730.00	586.40	58.65
GDP	1인당 국민총생산 (백만 원)	0.521	13.141	5.218	4.147
HCE	1인당 총 의료비 (백만 원)	0.013	0.690	0.225	0.199
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비지출 (100만원)	0.003	0.418	0.118	0.123
ALC <sub>5</sub>	5년 전 19세 이상 성인 1인당 술 소비량(10리터)	8.76	12.02	10.20	1.07
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	2.90	3.12	3.00	.063
TOB <sub>5</sub>	5년 전 19세이상 성인 1인당 담배소비량(1000 개비)	2.89	3.50	3.18	.154
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	2.61	5.85	4.13	.73
RPHCE	의료비의 GDP 디플레이터 대비 상대물가 지수	.66	1.00	.808	.11

〈표 III-8〉 변수의 기술통계량 (1977년, 2001년)

변수명	정의 및 단위	1977	2001
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	18.60	22.80
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	13.00	18.10
POP <sub>60</sub>	60세 이상의 인구비율 (%)	5.31	11.49
MORT	10만 명당 사망률 (명)	690.00	510.00
GDP	1인당 국민총생산 (백만 원)	0.521	13.141
HCE	1인당 총 의료비 (백만 원)	0.013	0.690
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비 지출 (100만원)	0.003	0.418
ALC <sub>5</sub>	5년 전 19세 이상 성인 1인당 술 소비량 (10리터)	10.39	9.25
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	2.93	3.04
TOB <sub>5</sub>	5년 전 19세 이상 성인 1인당 담배소비량(1000개비)	2.89	3.32
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	2.61	5.85
RPHCE	의료비의 GDP 디플레이터 대비 상대 물가 지수	1.00	.82

가) 건강 생산함수에 미치는 영향<sup>주27)</sup>

건강의 생산함수를 나타내는 변수로 잔여기대수명, 사망률, 60세 이상의 인구 비율이 분석되었으며 이들 모형에는 1인당 GDP, 5년 전 1인당 총 의료비, 5년 전 1인당 음주량, 5년 전 1인당 섭취열량, 5년 전 1인당 흡연량이 독립변수로 포함되었다. 이들 독립변수가 4개의 종속변수와 어떠한 관계가 있는지 분석한 결과를 살펴보도록 하자. 다음의 표는 60세 남성과 여성의 잔여기대수명과 독립변수들 간의 관계를 나타낸다.

〈표 III-9〉 60세 남성의 잔여 기대수명

기대여명	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	0.277	0.702	2.385	0.031
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-0.017	-0.570	-2.172	0.046
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	-1.354	-0.102	-0.498	0.626
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	9.402	0.267	2.364	0.032
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	0.508	0.332	1.320	0.207
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.029	-0.390	-1.541	0.144
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-0.506	-0.020	-1.900	0.077
<i>TOB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.024	-0.014	-1.054	0.309
<i>TIME</i>	0.151	0.680	5.831	0.000
<i>Constant</i>	12.104		5.386	0.000

R-Square=0.999 F=2388.977

주27) 앞서 설명된 모델과 같이 모든 변수들이 독립변수에 포함되었으나 *CAL*<sub>5</sub><sup>2</sup>와 *TOB*<sub>5</sub>는 Variance Inflation Factor(VIF)가 너무 높아 다중공선성(multicollinearity)문제를 발생하여 모델에서 자동으로 제외되었다.

〈표 III-10〉 60세 여성의 잔여 기대수명

기대여명	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	0.343	1.099	3.865	0.002
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-0.025	-1.048	-4.133	0.001
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	4.598	0.437	2.218	0.042
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	8.582	0.309	2.829	0.013
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	0.238	0.197	0.811	0.430
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.011	-0.198	-0.811	0.430
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-0.393	-0.019	-1.931	0.073
<i>TOB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.081	-0.062	-4.715	0.000
<i>TIME</i>	0.045	0.258	2.286	0.037
<i>Constant</i>	18.943		11.052	0.000

R-Square=0.999 F=2558.169

해당년도의 1인당 GDP는 60세 남·여의 기대여명 연장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 Zweifel and Ferrari(1992), Frech and Miller(1999), Zweifel and Steinmann(2002)의 연구와 같은 결과이다. GDP<sup>2</sup>의 계수가 음의 값을 가지면서 유의하기 때문에 1인당 GDP증가에 따른 한계효과가 증가하다가 감소하게 된다. 한계효과가 감소하는 지점은 여성의 경우 1인당 GDP가 약 685만원(주28)에 이른 지점이며 남성의 경우 805만원에 이른 지점이다. 이 지점에서 GDP가 기대여명 증가에 미치는 한계효과는 감소하지만 여전히 기대여명을 증가시키는 효과가 있는 것이다.주29)

주28) 표에는 소수점 3자리까지만 계수 값이 제시되었으며 이 값들을 기준으로 계산할 경우에는 686만원의 값이 나오며 보다 정확한 계수를 적용하여 계산한 값과 약간의 차이가 있다.

주29) 이론적으로 남·여 각각 1인당 GDP가 약 1400만 원, 1600만 원 이상이 되는 지점에서 GDP가 기대여명 증가에 미치는 한계영향은 음의 값을 갖게 되어 전체적으로 기대여명증가에 부정적인 영향을 주는 것으로 분석되지만 일반적으로 1인당 GDP가 증가하면서 그 효과는 saturation 되는 것이 일반적이기 때문에 이러한 부정적인 영향을 미치는 구간은 유의한 분석의 범위를 벗어나는 것으로 해석됨.

1인당 의료비지출은 남·여 모두 기대여명에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으며 여성의 경우 1차 항과 2차 항 모두 통계적으로 유의하게 나타난 반면 남성의 경우 2차 항만 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 의료비지출이 기대여명에 미치는 영향은 GDP와는 달리 계속적으로 한계 효과가 증가하는 것으로 나타났다. 의료비 지출이 기대여명에 통계적으로 유의한 영향을 줌으로써 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 성립된다고 볼 수 있다. 이러한 결과는 Zweifel 과 Ferrari(1992)의 연구결과와 같은 결과이다.

1인당 섭취열량은 남·여 모두 기대여명 증가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석된 반면 1인당 흡연량은 여성의 경우만 유의하게 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 일반적으로 칼로리 과다섭취가 기대여명에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려진 바와 같이 본 연구에서도 섭취열량이 증가할수록 기대여명이 감소하는 것으로 나타났다.

다음의 표는 사망률과 독립변수들 간의 관계를 보여준다. 이 모델의 경우 어떠한 독립변수도 사망률에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.<sup>주30)</sup> 따라서 이 경우에 사망률이 내생적 변수(endogenous variable)가 아닐 확률이 높다고 볼 수 있으므로 2번째 단계의 분석모형에서 사망률변수에 대한 추정치 대신에 실제 관찰 값을 이용하였다.

주30) 본 모델에 포함된 독립변수들은 이론적으로 종속변수인 사망률에 영향을 미치는 변수들이지만 시계열 자료의 특성상 트렌트에 의하여 변수들 간의 다중공선성이 존재할 가능성이 있다. Variance Inflation Factor(VIF)가 상대적으로 높은 변수가 모델에서 제외 되었음에도 불구하고 여전히 존재하는 변수들 간의 다중공선성이 변수들의 통계적 유의성에 영향을 미친 결과로 해석된다.

〈표 III-11〉 사망률

사망률	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	-11.092	-0.784	-0.208	0.838
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	0.724	0.668	0.199	0.845
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	258.043	0.541	0.207	0.839
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-411.265	-0.326	-0.226	0.824
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	87.471	1.597	0.496	0.627
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-4.472	-1.705	-0.527	0.606
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	73.693	0.080	0.604	0.555
<i>TOB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-1.502	-0.025	-0.146	0.886
<i>TIME</i>	-8.389	-1.053	-0.705	0.491
<i>Constant</i>	74.495		0.072	0.943

R-Square=0.886 F=12.950

아래의 표는 60세 이상의 인구비율과 독립변수들 간의 관계를 나타낸다. 5년 전 1인당 의료비 지출이 증가할수록 60세 이상 인구의 비율이 증가하는 것으로 나타난 반면, 1인당 의료비 지출의 제곱 변수를 제외한 다른 모든 변수들이 60세 이상의 인구비율에 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

〈표 III-12〉 60세 이상의 인구비율

인구비율	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	0.075	0.177	0.247	0.808
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	0.007	0.229	0.358	0.725
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	-8.384	-0.582	-1.172	0.259
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	23.600	0.620	2.256	0.039
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	0.587	0.355	0.579	0.571
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.030	-0.384	-0.623	0.543
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-0.204	-0.007	-0.291	0.775
<i>TOB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.030	-0.017	-0.505	0.621
<i>TIME</i>	0.149	0.620	2.184	0.045
<i>Constant</i>	3.099		0.524	0.608

R-Square=0.996 F=401.8962

## 나) 건강 비용함수에 미치는 영향

앞서 분석된 4개의 모델을 통하여 추정된 값들을 이용하여 두 번째 모델을 분석한 결과는 다음과 같다. 이때 사망률에 관한 모델의 경우 어떤 변수도 유의하지 않게 나왔기 때문에 추정치 대신에 실제 측정값을 적용하였다. 분석결과를 살펴보면, GDP 디플레이터 대비 의료비의 상대물가지수(RPHCE)와 SISYPH 변수가 유의하게 나타났다.

RPHCE가 증가할수록, 즉, GDP 디플레이터 보다 의료비 가격지수가 더 빠르게 증가할수록 GDP에서 차지하는 의료비지출비중이 증가하는 것으로 분석되었다. 이는 앞서 논의된 본 연구의 가설과 다른 결과이다. 일반적으로 RPHCE가 증가할수록 상대적으로 의료비용이 상승하는 결과를 초래하기 때문에 가격상승에 따른 수요의 감소를 가정할 경우 전체적인 의료비가 감소하여 GDP대비 의료비 지출이 감소할 것으로 가정하였다.

하지만 본 연구의 결과는 오히려 반대의 결과가 나타났다. 의료서비스의 가격 탄력성이 비탄력적이거나 공급자의 수요창출능력이 작동하는 등의 가능성을 생각해 볼 수 있겠다.

반면에 1인당 GDP는 HCE/GDP에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이는 1인당 의료비지출의 소득(GDP)탄력성이 1임을 의미한다.<sup>주31)</sup>

본 연구에서 가장 중요한 변수인 시지프스 변수는 GDP대비 의료비지출 비율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 2차 항 변수도 음의 값을 가지며 통계적으로 유의한 값을 나타내고 있다. 이는 시지프스 변수가 GDP대비 의료비 지출비율에 미치는 한계효과가 어느 시점에 감소하게 된다는 것을 의미한다. 앞서 설명한 바와 같이 한계효과는 감소하더라도 한계효과가 마이너스가

주31)  $HCE \equiv (HCE/GDP) \times GDP$ ,

$$\frac{\partial HCE}{\partial GDP} = \frac{\partial (HCE/GDP)}{\partial GDP} \times GDP + \frac{HCE}{GDP}$$

$$\frac{\partial HCE}{\partial GDP} \times \frac{GDP}{HCE} = \beta' \times (GDP)^2 / HCE + 1 = 1$$

되기 전까지는 HCE/GDP 변수에 미치는 영향은 여전히 긍정적인 영향을 미치는 것이다. 한계효과가 감소하기 시작하는 지점은 시지프스 변수의 값이 230에 이르는 지점이며, 시지프스 변수의 값이 460에 이르는 지점을 지나면서 한계효과는 음의 값을 갖게 되며 HCE/GDP 변수에 부정적인 영향을 미치기 시작하는 것으로 나타났다. 본 연구 샘플에서 시지프스 값의 범위는 최저 84에서 최고 234에 이른다.주32) 이는 거의 모든 구간 시지프스변수의 한계효과는 증가하는 것을 알 수 있다. 이는 기대여명의 증가가 GDP 대비 의료비 지출증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석 할 수 있다.

따라서 국내의 경우 앞서 의료비지출이 기대여명에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 결과와 함께 본 분석의 결과를 살펴 볼 때 시지프스 현상이 존재하고 있음을 시사한다.

〈표 III-13〉 GDP 대비 의료비 지출비율

HCE/GDP	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	-0.158	-0.892	-1.272	0.220
<i>RPHCE</i>	4.356	0.663	1.874	0.077
<i>MORT</i>	0.010	0.793	0.213	0.833
<i>MORT</i> <sup>2</sup>	-9.7E-06	-0.943	-0.275	0.786
<i>SISYPH</i>	0.106	6.257	3.350	0.004
<i>SISYPH</i> <sup>2</sup>	-2.3E-04	-4.139	-2.676	0.015
<i>Constant</i>	-10.605		-0.673	0.509

R-Square=0.907 F=29.186

주32) 최저값은 1977년도의 값으로  $((18.6+13)/2 \times 5.31)=84$ 이며 최고값은 2001년도 값으로  $((22.8+18.10)/2 \times 11.49)=234$ 이다.

2) OECD 8개국<sup>주33)</sup> 분석(1977~1998년)

앞서 설명된 같은 모델을 OECD 국가를 대상으로 한 첫 번째 분석은 국내 시계열자료 분석의 결과와 비교하기 위하여 변수들에 대한 해당연도의 자료를 제공하고 있는 국가를 대상으로 분석하였다.

OECD Health Data를 이용한 분석의 경우 몇몇 변수들은 앞선 분석에서와 정의를 달리하였다. 음주량의 경우 OECD health data는 15세 이상 인구 1인당 섭취량을 리터 단위로 제공하고 있으며 흡연량의 경우 또한 15세 이상 인구 1인당 흡연량을 Kg단위로 제공하고 있다. 따라서 앞서 국내의 시계열자료를 가지고 분석한 결과와 비교하는 경우 주의가 필요하다.

아래의 표는 OECD 8개국 자료 분석에 이용된 변수들의 기술통계량이다.

〈표 III-14〉 변수의 기술통계량(1977-1998년)

변수명	정의 및 단위	최소값	최대값	평균	표준 편차
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	19.9	24.3	22.5	.88
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	15.9	20.8	18.28	1.03
POP <sub>60</sub>	60세 이상의 인구비율 (%)	9.1	17.8	13.54	2.38
MORT	10만 명당 사망률 (명)	578.6	1022.6	751.3	86.9
GDP	1인당 국민 총 생산 (ppp\$1000)	6.66	31.61	16.66	5.66
HCE	1인당 총 의료비 (ppp\$1000)	.41	4.10	1.41	.68
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비 지출 (ppp\$1000)	.20	3.36	1.02	.57
ALC <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 술 소비량(리터)	4.0	16.0	9.22	3.3
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	2.86	3.59	3.16	.15
TOB <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 담배 소비량 Kg)	1.63	3.82	2.49	.52
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	1.63	3.82	2.49	.52

주33) 호주, 오스트리아, 덴마크, 아이슬란드, 네덜란드, 노르웨이, 스웨덴, 미국



〈표 III-15〉 변수의 기술통계량(1977년)

변수명	정의 및 단위	최솟값	최댓값	평균	표준 편차
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	20.0	23.0	21.63	.87
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	16.1	19.7	17.44	1.09
POP <sub>60</sub>	60세 이상의 인구비율 (%)	9.1	15.6	12.40	2.58
MORT	10만 명당 사망률 (명)	706.2	1010.3	841.16	88.54
GDP	1인당 국민 총 생산 (ppp\$1000)	6.66	9.13	7.63	.71
HCE	1인당 총 의료비 (ppp\$1000)	.41	.75	.56	.12
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비 지출 (ppp\$1000)	.20	.42	.31	.09
ALC <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 술 소비량 (리터)	4.2	15.6	9.18	3.73
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	2.86	3.30	3.10	.13
TOB <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 담배소비량(Kg)	1.97	3.61	2.72	.63
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	5.3	8.8	7.35	1.20

〈표 III-16〉 변수의 기술통계량 (1998년)

변수명	정의 및 단위	최솟값	최댓값	평균	표준 편차
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	21.9	24.3	23.53	.77
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	18.4	20.7	19.59	.77
POP <sub>60</sub>	60세 이상의 인구비율 (%)	11.7	17.4	14.15	1.99
MORT	10만 명당 사망률 (명)	578.6	743.4	644.21	58.40
GDP	1인당 국민 총 생산 (ppp\$1000)	23.53	31.61	26.08	2.53
HCE	1인당 총 의료비 (ppp\$1000)	1.95	4.10	2.35	.717
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비 지출 (ppp\$1000)	1.54	3.36	1.89	.60
ALC <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 술 소비량(리터)	4.5	12.3	8.43	3.04
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	3.09	3.59	3.28	.19
TOB <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 담배 소비량(Kg)	1.63	2.59	1.99	.33
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	7.7	13.0	8.90	1.68

## 가) 건강 생산함수에 미치는 영향

건강 생산함수를 나타내는 변수로는 앞서 분석한 모델과 같이 기대여명, 사망률, 65세 이상의 인구비율<sup>주34)</sup>이 분석되었으며 이들 모형에는 1인당 국민 총생산, 5년 전 1인당 총 의료비 지출, 5년 전 1인당 음주량(15세 이상), 5년 전 1인당 섭취열량, 5년 전 1인당 흡연량(15세 이상)이 독립변수로 포함되었다. 이들 독립변수가 4개의 종속변수와 어떠한 관계가 있는지 분석한 결과를 살펴보면 다음과 같다. 다음의 표는 60세 남성과 여성의 잔여기대수명과 독립변수들 간의 관계를 나타낸다.

〈표 III-17〉 60세 남성의 잔여 기대수명(Random-effects Model)

기대여명	Coefficients	z	Sig.
<i>GDP</i>	.125	1.607	0.108
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	0.42E-03	0.225	0.822
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	.230	0.344	0.731
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.105	-0.648	0.517
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	-.293	-2.916	0.004
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.007	1.276	0.202
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-25.298	-2.630	0.009
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	3.672	2.436	0.015
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	3.334	3.630	0.000
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.588	-3.376	0.001
<i>Constant</i>	56.687	3.665	0.000

R-Square: within=0.79 between=0.79 overall=0.79

주34) 은퇴연령의 기준을 60세로 하여 기대여명은 60세를 기준으로 계산되어진 반면 인구비율은 자료의 제한 상 65세의 비율을 적용하였다.

〈표 III-18〉 60세 여성의 잔여 기대수명(Random-effects Model)

기대여명	Coefficients	z	Sig.
<i>GDP</i>	.099	2.080	0.039
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-.001	-1.087	0.279
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	1.132	2.450	0.015
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.390	-3.648	0.000
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	-.186	-1.179	0.240
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.003	-0.930	0.697
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-40.973	-5.284	0.000
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	6.310	5.195	0.000
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-1.825	-2.613	0.010
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.323	2.674	0.008
<i>Constant</i>	91.388	7.204	0.000

R-Square: within=0.82 between=0.48 overall=0.60

1인당 GDP와 5년 전 1인당 의료비지출은 60세 여성의 기대여명에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 반면 60세 남성의 기대여명에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

여성의 경우 5년 전 1인당 의료비지출이 증가함에 따라 기대여명이 점차 증가하지만 한계효과는 1인당 의료비 지출이 약 \$1,450이 되는 지점까지 점차 증가하다가 이 시점을 지나면서 점차 감소하는 것으로 분석되었다. 한계효과는 감소하더라도 한계효과가 마이너스가 되기 전까지는 여전히 기대여명에 긍정적인 영향을 미치게 된다.<sup>주35)</sup> 이와같이 여성의 경우 의료비 지출이 기대여명증가에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났기 때문에 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 성립한다고 볼 수 있다.

주35) 5년 전 1인당 의료비 지출이 약 \$2,900에 이르는 지점부터 한계효용이 마이너스가 되어 기대여명에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 이는 유의한 분석의 범위를 벗어나는 것으로 해석되어 의료비 지출이 기대여명증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석함.

이밖에 5년 전 1인당 섭취열량, 흡연량이 기대여명에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 조사되었다. 1인당 섭취열량은 기대여명증가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며 부정적인 한계효과는 점차 증가하다가 남·여 각각 1인당 섭취열량이 3,440, 3,250칼로리가 되는 점을 기점으로 감소하는 것으로 나타났다. 해당기간의 1인당 섭취열량을 살펴보면 평균 3,100칼로리로 조사되었으며 이러한 상황에서 칼로리 과잉 섭취는 오히려 기대여명에 부정적인 영향을 주는 것으로 보아진다.

1인당 흡연량의 경우 남성의 기대여명에는 긍정적인 영향을 미치는 반면 여성의 기대여명에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 남성의 경우 1인당 흡연량이 약 2.83Kg이 되는 지점을 지나면서 기대여명에 미치는 한계효과는 감소하게 된다.

음주량은 남성의 기대여명에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타난 반면 여성의 기대여명에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

다음의 표는 사망률과 독립변수들 간의 관계를 분석한 결과이다.

〈표 III-19〉 사망률 (Random-effects Model)

사망률	Coefficients	z	Sig.
<i>GDP</i>	-19.994	-2.906	0.004
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	.024	0.147	0.883
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	74.333	1.260	0.208
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	6.314	0.442	0.659
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	-14.865	-1.676	0.094
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	1.515	3.105	0.002
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	2544.957	2.996	0.003
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-374.890	-2.817	0.005
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-139.045	-1.715	0.086
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	21.576	1.404	0.160
<i>Constant</i>	-3097.581	-2.269	0.023

R-Square: within=0.81 between=0.72 overall=0.77

사망률의 경우 1인당 GDP가 증가할수록 사망률은 감소하는 것으로 나타났으나 1인당 의료비지출은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 이밖에 음주량과 흡연량이 증가할수록 사망률이 감소하는 것으로 나타났다. 1인당 음주량이 4.9리터를 넘어서는 지점에서 사망률에 대한 한계효과는 감소하게 된다.

반면 섭취열량이 증가할수록 사망률이 증가하는 것으로 나타났으며 이러한 결과는 앞서 섭취열량이 기대여명에 부정적인 영향을 미친다는 결과와 일맥상통하는 것으로 보인다. 섭취열량의 한계효과는 약 3,350칼로리를 넘어서면서 감소하게 되는 것으로 분석되었다.

다음의 표는 65세 이상 인구비율에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

〈표 III-20〉 65세 이상 인구비율(Random-effects Model)

인구비율	Coefficients	z	Sig.
<i>GDP</i>	-.0456	-0.199	0.842
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-.007	-1.266	0.205
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	5.673	2.891	0.004
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-1.548	-3.255	0.001
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	-.496	-1.682	0.093
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.028	1.711	0.087
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-146.571	-5.187	0.000
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	23.536	5.316	0.000
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-16.915	-6.270	0.000
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	2.587	5.059	0.000
<i>Constant</i>	267.692	5.893	0.000

R-Square: within=0.37 between=0.76 overall=0.67

65세 이상 인구비율의 경우 GDP를 제외한 모든 변수들이 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 5년 전 1인당 의료비 지출이 현재의 65세 이상 노인인구 비율에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으며 한계효과는 5년 전 1인당 의료비 지출이 \$1,830이 되는 지점을 기점으로 감소하는 것으로 분석되었다. 한계효과가 점차 감소하면서도 5년 전 1인당 의료비 지출이 약 \$3,660이 되는 지점까지는 노인인구비율을 증가시키는 것으로 나타났다.

이밖에 5년 전 1인당 섭취열량, 흡연량, 음주량이 현재 65세 이상 인구비율에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다.

#### 나) 건강 비용함수에 미치는 영향<sup>주36)</sup>

앞서 분석된 4개의 모델을 통하여 추정된 값을 이용하여 시지프스 변수가 포함된 모델을 분석한 결과는 다음의 표와 같다.

GDP와 시지프스 변수가 GDP대비 의료비 지출비율에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 1인당 GDP가 증가할수록 GDP대비 의료비지출이 증가하는 것으로 나타난 반면 사망률은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 국내의 시계열자료를 분석한 결과와 다른 결과로서 의료비지출의 소득탄력성이 1보다 크다는 것을 의미한다.<sup>주37)</sup>

국내의 시계열자료를 이용한 분석과 마찬가지로 OECD 8개국 분석의 경우 시지프스변수가 GDP 대비 의료비 지출에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 즉, 기대여명의 증가가 의료비용의 증가에 긍정적인 영향을

주36) GDP 디플레이터 대비 의료비의 상대가격지수(RPHCE)는 OECD국가 분석의 경우 자료의 제한으로 제외되었다.

주37)  $HCE \equiv (HCE/GDP) \times GDP$ ,

$$\frac{\partial HCE}{\partial GDP} = \frac{\partial (HCE/GDP)}{\partial GDP} \times GDP + \frac{HCE}{GDP}$$

$$\frac{\partial HCE}{\partial GDP} \times \frac{GDP}{HCE} = \beta' \times (GDP)^2 / HCE + 1$$

미치는 것으로 나타났으며 한계효과는 시지프스 변수의 값이 약 283에 이르는 지점을 기점으로 점차감소하기 시작하는 것으로 분석되었다. 한계효과가 점차 감소하다가 시지프스 변수의 값이 약 566에 이르러서는 마이너스가 되어 GDP 대비 의료비 지출에 부정적인 영향을 미치게 된다. 본 분석에 이용된 데이터의 최저값과 최고값을 대입한 시지프스 변수의 값은 각각 164와 401<sup>주38)</sup>인 것을 감안할 때 거의 모든 구간에서 기대여명의 증가가 의료비의 증가를 초래한다고 해석할 수 있다.

〈표 III-21〉 HCE/GDP (Random-effects Model)

HCE/GDP	Coefficients	z	Sig.
GDP	.161	7.082	0.000
$\widehat{MORT}$	.018	1.366	0.172
$\widehat{MORT}^2$	-8.18E-06	-0.985	0.324
$\widehat{SISYPH}$	.053	1.851	0.064
$\widehat{SISYPH}^2$	-9.37E-05	-1.875	0.061
Constant	-10.705	-1.778	0.075

R-Square: within=0.51 between=0.18 overall=0.29

3) OECD 6개국 분석결과(1990~2001)

OECD Health Data 자료를 이용한 두 번째 분석의 경우 국내의 의료제도와 유사한 특성을 가지고 있는 국가들로서 오스트리아, 캐나다, 독일, 일본, 네덜란드, 한국을 포함한 6개국의 1990~2001년에 걸친 OECD Health Data 자료를 이용하여 분석하였다.

OECD(1995)에 있는 Gerdtham의 의료공급형태에 따른 분류에 의하면 6개국

주38) 최저값은  $((20.0+16.1)/2 \times 9.1)=164$ 이며 최고값은  $((24.3+20.8)/2 \times 17.8)=401$ 이다. 실제 시지프스 변수의 범위는 각각의 기대여명에 추정치를 대입하여 구하여짐으로 이들의 값과 다르지만 범위를 크게 벗어나지 않을 것으로 예상된다.

중에서 오스트리아, 캐나다, 독일, 네덜란드는 공공계약(public contract)의 형태를 취하고 있으며 일본의 경우는 공공상환(public reimbursement)체계의 특성을 지니고 있는 것으로 조사되었다. 공공계약의 형태는 사회보험국가가 주로 속하는 것으로 되어있으나 캐나다와 같이 현재 NHS에 가까운 나라도 분류하여 놓고 있다. 이는 우리나라 의원급에 해당하는 다수의 공급부분이 사회보험적인 공공계약에 가까운 형태를 보이는 것으로 해석한 결과로 생각된다. 또한 일본을 사회보험국가로 주로 속한 공공계약이 아닌 공공상환의 부분에 분류하고 있다. 이 부분에 대해서는 통상 우리나라와 같이 일본이 독일의 제도를 답습하고 있다는 것으로 받아들여지고 있다는 점을 감안하여 우리나라와 독일과 같은 사회보험적인 의료제도 특성을 갖는 나라로 결정을 하였다.

본 분석에 사용된 데이터 또한 네덜란드를 제외한 몇몇 국가의 경우 결측값을 가지고 있었으며 이들의 내용은 다음의 표와 같다. 결측값은 국내의 시계열 자료의 보정방법과 동일하게 앞·뒤 년도의 자료가 존재하는 경우에는 내삽법(linear interpolation)으로 추정하였으며 한쪽의 값만 존재하는 경우에는 끝점에서 linear trend로 추정한 값을 이용하였다.

〈표 III-22〉 OECD 국가의 분석자료 결측값<sup>1)</sup>

변수명	오스트리아	캐나다	독일	일본	한국
RLEF <sub>60</sub>		98~99년도			짝수년도
RLEM <sub>60</sub>		98~99년도			짝수년도
MORT		2001년도		2001년도	
HCE <sub>5</sub> :			1996년도		
ALC <sub>5</sub>				1991년도	90-92년도
TOB <sub>5</sub>	99-2001년도		1995년도	2001년도	90-92년도

주: 1) 5년 전의 데이터를 요구하는 변수의 경우 5년 전 데이터를 필요로 하는 년도를 기준으로 작성하였다. 예를 들어 독일의 경우 96년도의 HCE5 자료가 결측되었다는 말은 실제로 90년도의 의료비 지출자료가 없다는 것으로 이해하면 된다.



아래의 표는 OECD 국가자료 분석에 이용된 변수들의 기술통계량이다.

〈표 III-23〉 변수의 기술통계량(1990~2001년)

변수명	정의 및 단위	최소값	최대값	평균	표준 편차
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	20.30	27.10	23.37	1.48
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	15.60	21.70	18.87	1.39
POP <sub>65</sub>	65세 이상의 인구비율 (%)	4.42	18.70	12.78	3.69
MORT	10만 명당 사망률 (명)	467.96	919.40	676.23	97.72
GDP	1인당 국민총생산 (ppp\$1000)	7.84	29.24	21.04	4.89
HCE	1인당 총 의료비 지출 (ppp,\$1000)	0.33	2.74	1.70	0.63
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비 지출 (ppp,\$1000)	0.17	2.41	1.32	0.56
ALC <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 술 소비량(리터)	7.20	14.00	10.27	1.77
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	2.77	3.59	3.17	0.24
TOB <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 담배소비량(Kg)	1.19	3.33	2.40	0.52
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	4.14	10.87	7.84	1.85

〈표 III-24〉 변수의 기술통계량(1990년)

변수명	정의 및 단위	최소값	최대값	평균	표준 편차
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	20.30	24.40	22.53	1.49
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	15.60	20.00	17.97	1.48
POP <sub>65</sub>	65세 이상의 인구비율 (%)	4.42	18.70	12.37	4.71
MORT	10만 명당 사망률 (명)	586.10	807.00	726.42	84.85
GDP	1인당 국민총생산 (ppp\$1000)	7.84	20.36	17.08	4.61
HCE	1인당 총 의료비 지출 (ppp,\$1000)	0.33	1.73	1.27	0.52
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비 지출(ppp,\$1000)	0.17	1.38	0.92	0.42
ALC <sub>5</sub>	5년 전 15세이상 1인당 술 소비량(리터)	8.60	14.00	10.91	1.92
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	2.77	3.47	3.11	0.26
TOB <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 담배소비량(Kg)	2.05	3.16	2.61	0.46
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	4.42	9.00	7.16	1.73

〈표 III-25〉 변수의 기술통계량(2001년)

변수명	정의 및 단위	최소값	최대값	평균	표준 편차
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	22.80	27.10	24.38	1.50
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	18.10	21.70	20.02	1.26
POP <sub>65</sub>	65세 이상의 인구비율 (%)	7.56	17.80	13.99	3.71
MORT	10만 명당 사망률 (명)	467.96	719.10	605.70	84.19
GDP	1인당 국민총생산 (ppp\$1000)	17.95	29.24	26.07	4.23
HCE	1인당 총 의료비 지출 (ppp,\$1000)	0.94	2.74	2.19	0.67
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비 지출 (ppp,\$1000)	0.56	2.41	1.75	0.64
ALC <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 술 소비량 (리터)	7.20	11.80	9.57	1.68
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	2.83	3.59	3.20	0.28
TOB <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 담배 소비량 (Kg)	1.68	3.29	2.26	0.56
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	5.85	10.75	8.33	1.67

## 가) 건강 생산함수에 미치는 영향

아래의 표는 60세 남성과 여성의 잔여기대수명과 독립변수들 간의 관계를 나타낸다.

〈표 III-26〉 60세 남성의 잔여 기대수명(Fixed-effects Model)

기대여명	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	0.327	1.150	5.296	0.000
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-0.004	-0.558	-2.902	0.005
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	0.097	0.039	0.124	0.902
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	0.197	0.197	0.788	0.434
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	0.423	0.538	1.528	0.132
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.022	-0.608	-1.731	0.089
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-14.596	-2.566	-2.152	0.036
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	2.180	2.433	2.087	0.041
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-0.359	-0.134	-0.518	0.607
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	0.157	0.289	1.116	0.269
<i>Constant</i>	35.600		3.206	0.002

R-Square: within=0.9399

〈표 III-27〉 60세 여성의 잔여 기대수명(Fixed-effects Model)

기대여명	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	0.182	0.599	2.344	0.023
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-0.002	-0.210	-0.928	0.357
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	2.960	1.126	3.020	0.004
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.551	-0.517	-1.754	0.085
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	0.793	0.945	2.283	0.026
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-0.035	-0.894	-2.162	0.035
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-4.247	-0.700	-0.499	0.620
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	0.515	0.539	0.393	0.696
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-2.572	-0.898	-2.951	0.005
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	0.774	1.338	4.389	0.000
<i>Constant</i>	22.964		1.648	0.105

R-Square: within=0.9062

해당년도의 1인당 GDP는 60세 남·여의 기대여명증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으며, 이러한 결과는 앞서 행해진 국내의 시계열 자료를 이용한 분석의 결과와 같은 결과이다. 하지만 남성과 여성의 경우 약간의 차이를 보인다. 남성의 잔여기대수명은 1인당 GDP가 증가함에 따라 점차 증가하지만 그 한계효과는 어느 시점을 지나 감소하게 된다. 남성의 경우 1인당 GDP가 약 \$39,800에 이른 지점까지 한계효과가 증가하다가 이 시점을 기준으로 점차 감소하게 된다. 한계효과가 감소하면서도 1인당 GDP가 약 \$80,000에 이르기 전까지는 GDP의 증가가 남성의 기대여명을 증가시키는 것으로 나타났다.<sup>주39)</sup> 여성의 경우는 1인당 GDP의 2차 항이 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

5년 전 1인당 의료비 지출의 경우 남성의 기대여명에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 반면 여성의 경우 기대여명 증가에 긍정적

주39) 이후의 한계효과가 마이너스의 값을 가져 1인당 GDP의 증가가 남성의 기대여명을 감소시키는 것으로 나타나지만 이는 유의한 분석의 범위를 벗어나는 것으로 해석된다.

인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 의료비 지출이 여성의 기대여명에 미치는 한계효과 또한 어느 시점까지 증가하다가 감소하기 시작한다. 한계효과는 5년 전 1인당 의료비 지출이 \$2,680이 되는 지점까지 점차 증가하다가 이 시점이 지나면서는 점차 감소하는 것으로 분석되었다. 점차 한계효과가 감소하면서도 5년 전 의료비 지출이 약 \$5,360에 이르는 지점까지는 여성의 기대여명의 증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

국내의 시계열자료를 이용한 분석에서는 남·여 모두 1인당 총 의료비지출이 기대여명 연장에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석된 것과는 달리, OECD 6개국 분석의 경우 5년 전 1인당 의료비 지출이 여성의 기대여명증가에만 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 앞서 분석한 OECD 8개국에 대한 결과와 같다. 여성의 경우 의료비 지출이 기대여명증가에 통계적으로 유의한 영향을 줌으로써 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 성립한다고 볼 수 있다.

1인당 섭취열량의 증가는 남성의 기대여명에 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났으나 여성의 기대여명에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 남성의 기대여명에 미치는 부정적인 한계효과는 점차 증가하다가 남성의 1인당 섭취 칼로리가 3,300이 되는 지점에서 부정적인 영향의 한계효과는 다시 감소하는 것으로 나타났다.

이밖에 1인당 음주량의 경우 여성의 기대여명에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타난 반면 남성의 기대여명에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 여성의 경우 한계효과는 점차 증가하다가 1인당 음주량이 11.3리터를 지나면서 감소하는 것으로 나타났다. 적정량의 알코올섭취는 기대여명증가에 긍정적인 영향을 미친다고 보아진다.

흡연량의 경우 남성의 기대여명에는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않은 반면 여성의 기대여명에는 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 흡연량이 약 1.7Kg을 넘어서면서 부정적인 한계효과는 감소하기 시작하면서 5년 전

1인당 흡연량이 3.4Kg이 되는 지점까지 여성의 기대여명을 감소시키는 것으로 나타났다.

다음의 표는 사망률과 독립변수들 간의 관계를 분석한 결과이다.

〈표 III-28〉 사망률 (Fixed-effects Model)

사망률	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	-2.576	-0.129	-0.358	0.721
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-0.093	-0.180	-0.566	0.574
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	-96.664	-0.558	-1.064	0.292
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	4.527	0.064	0.155	0.877
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	-43.685	-0.791	-1.356	0.180
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	2.342	0.907	1.559	0.125
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	2437.982	6.098	3.089	0.003
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-363.091	-5.768	-2.987	0.004
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	44.778	0.237	0.554	0.582
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-19.001	-0.499	-1.162	0.250
<i>Constant</i>	-2963.938		-2.294	0.026

R-Square: within=0.8383

사망률의 경우 섭취열량을 제외한 모든 변수가 통계적으로 유의한 영향을 주지 않는 것으로 나타났다. 섭취열량이 증가할수록 사망률이 증가하는 것으로 분석되었으며 한계효과는 약 3,350칼로리를 넘어서면서 점차 감소하게 되는 것으로 분석되었다.

사망률의 경우 1인당 GDP와 의료비 지출변수가 모두 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었으나 전체적인 모델의 설명력은 높게 나타났으며 이는 앞서 설명한 바와 같이 독립변수들 간의 다중공선성에 의해 영향을 받은 것으로 판단된다. 따라서 두 번째 단계의 분석에서는 사망률의 경우 추정치와 관찰치를 이용하여 분석한 두 가지 결과를 제시하였다.

다음의 표는 65세 이상 인구비율에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

〈표 III-29〉 65세 이상 인구비율(Fixed-effects Model)

인구비율	Coefficients	Standardized Coefficients	t	Sig.
<i>GDP</i>	0.089	0.118	0.403	0.688
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	0.003	0.143	0.551	0.584
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	4.938	0.756	1.764	0.083
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-1.225	-0.461	-1.365	0.178
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	-0.276	-0.132	-0.278	0.782
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	0.029	0.299	0.630	0.531
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	50.894	3.372	2.094	0.041
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-8.119	-3.416	-2.169	0.034
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-5.516	-0.774	-2.217	0.031
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	1.582	1.100	3.142	0.003
<i>Constant</i>	-70.296		-1.767	0.083

R Square: within=0.6735

1인당 GDP는 65세 이상 인구비율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난 반면 5년 전 1인당 의료비 지출이 현재의 65세 이상 노인인구 비율증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

이밖에 5년 전 1인당 섭취열량이 현재 65세 이상 인구비율증가에 긍정적 영향을 미치는 것으로 분석되었으며 한계효과는 점차 증가하다가 5년 전 1인당 섭취열량이 3,100칼로리를 넘어서는 지점 이후 점차 감소하는 것으로 나타났다.

반면 5년 전 1인당 흡연량은 65세 이상 인구비율증가에 부정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었으며 음주량은 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다.

#### 나) 건강 비용함수에 미치는 영향

앞서 분석된 4개의 모델을 통하여 추정된 값들을 이용하여 시지프스 변수가

포함된 모델을 분석한 결과는 다음의 2개의 표에 나타나 있다. 첫 번째 결과는 사망률을 포함하여 시지프스 변수의 추정치를 사용하여 분석한 것이며 두 번째 결과는 앞서 분석한 사망률 모델의 경우 시지프스현상을 설명하는데 중요한 변수인 1인당 GDP와 의료비 지출이 유의하지 않게 나왔기 때문에 내생적 변수가 아닐 가능성이 있으며 다중공선성에 의해 모델의 설명력에 다소 의문이 가는 모델이었기에 추정치 대신 실측치를 적용한 모델을 분석한 결과이다.

우선 사망률을 추정치를 이용한 모델의 경우 사망률 변수만 GDP대비 의료비 지출에 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났으며 이밖에 1인당 GDP와 시지프스 변수는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 1인당 GDP가 HCE/GDP에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는다는 결과는 국내의 시계열자료를 분석한 결과와 마찬가지로 1인당 의료비지출의 소득(GDP)탄력성이 1임을 의미한다.

사망률이 증가할수록 GDP 대비 의료비 지출비율이 증가하는 것으로 나타났으며 한계효과는 점차 증가하다가 10만 명당 사망률이 약 712가 되는 지점을 기점으로 점차 감소하는 것으로 나타났다. 이는 의료비의 증가가 사망 직전의 상황에 의한 것이라는 것을 의미한다.

본 연구에서 가장 중요한 변수인 시지프스 변수는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며 이결과 시지프스 현상은 존재하지 않는 것으로 분석되었다.

〈표 III-30〉 HCE/GDP (Random-effects Model)

HCE/GDP	Coefficients	z	Sig.
GDP	0.036	0.565	0.572
$\widehat{MORT}$	0.084	2.478	0.013
$\widehat{MORT}^2$	-0.59E-04	-2.248	0.025
$\widehat{SISYPH}$	0.021	1.387	0.166
$\widehat{SISYPH}^2$	-1.32E-05	-0.419	0.675
Constant	-26.80	-2.965	0.003

R-Square: within=0.1162 between=0.7358 overall=0.6751

하지만 앞서 서술한 바와 같이 사망률에 대한 모델의 많은 변수들이 통계적으로 유의하지 않은 관계로 추정치를 대신하여 실측치를 이용하여 시지프스 모델을 분석할 경우 시지프스 현상이 존재하는 것으로 분석되었으며 결과는 아래의 표와 같다.

본 모델의 경우 사망률과 시지프스 변수 모두가 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 사망률의 경우 앞의 결과와 마찬가지로 GDP 대비 의료비 지출비율증가에 긍정적인 영향을 미치며 한계효과는 점차 증가하다가 10만 명당 사망률이 7331<sup>주40)</sup>이 되는 시점 이후부터 감소하는 것으로 나타났다. 사망률이 GDP대비 의료비 지출비율 증가에 긍정적인 영향을 미친다는 것은 의료비 지출이 사망 직전의 상황에 의한 것일 가능성이 있음을 보여준다.

시지프스 변수 또한 GDP 대비 의료비 지출비율증가에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 시지프스변수의 통계적 유의성은 기대여명 증가가 의료비증가를 초래한다는 것을 의미한다. 이와 같은 결과는 앞서 증명된 1인당 의료비가 증가할수록 60세 여성의 기대여명이 증가한다는 결과와 함께 시지

주40) 10만 명당 사망률 7331은 유의한 범위를 벗어나는 값으로 생각되며 사망률이 GDP 대비 의료비 증가에 미치는 한계효과는 유의한 범위 내에서 계속 증가한다고 볼 수 있다.



프스현상이 존재하고 있음을 나타낸다. 이처럼 사망률의 추정치 대신에 실제 관찰 값을 이용한 모델의 경우 시지프스 현상이 존재하는 것으로 나타났으며 이러한 결과는 기존의 Zweifel and Steinmann(2002)이 1992~1999년의 OECD Health Data를 가지고 분석한 결과와 다른 결과로서 국가의 의료제도 특성에 따라 시지프스 현상의 존재유무가 영향을 받을 가능성이 있음을 보여준다.

〈표 III-31〉 HCE/GDP (Random-effects Model)

HCE/GDP	Coefficients	z	Sig.
GDP	0.051	0.877	0.381
MORT	0.676	3.137	0.002
MORT <sup>2</sup>	-4.61E-05	-2.841	0.005
<i>SISYPH</i>	0.027	2.218	0.027
<i>SISYPH</i> <sup>2</sup>	-2.61E-05	-1.046	0.296
Constant	-22.65	-3.640	0.000

R-Square: within=0.1109 between=0.7362 overall=0.6757

4) OECD 17개국 분석결과(1990~2000년)

OECD 국가 자료를 이용한 세 번째 분석은 앞서 의료제도의 특성을 고려하여 선택한 6개국의 분석결과와 기존문헌의 연구결과와 비교하기 위하여 1990년~2000년의 자료를 이용하여 의료제도와 관계없이 해당년도의 데이터를 보유하고 있는 17개국(주41)을 대상으로 분석하였다.

기존의 Zweifel and Steinmanne(2002)의 연구에서는 1970~1991년 자료를 이용한 경우에만 시지프스 현상이 존재하는 것으로 조사되었으며 1992~1998년

주41) 오스트레일리아, 호주, 캐나다, 덴마크, 핀란드, 독일, 아이슬란드, 아일랜드, 일본, 한국, 네덜란드, 뉴질랜드, 노르웨이, 스웨덴, 스위스, 영국, 미국

OECD 국가 자료를 이용하여 분석한 경우에는 시지프스 현상이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 당시에는 자료의 제약이 많았던 관계로 본 연구에서는 비슷한 해당기간에 대하여 보다 보완된 자료를 이용하여 분석할 경우 기존 연구 문헌의 결과와 어떠한 차이를 보이는지 살펴보고자 한다.

〈표 III-32〉 변수의 기술통계량 (1990~2000년)

변수명	정의 및 단위	최소값	최대값	평균	표준 편차
RLEF <sub>60</sub>	60세 여성의 기대여명 (년)	20.0	26.9	23.1	1.2
RLEM <sub>60</sub>	60세 남성의 기대여명 (년)	15.6	22.2	18.9	1.2
POP <sub>65</sub>	65세 이상의 인구비율 (%)	4.4	18.7	13.4	2.8
MORT	10만 명당 사망률 (명)	474.1	919.4	691.0	87.1
GDP	1인당 국민총생산 (ppp\$1000)	7.84	35.82	21.63	4.72
HCE	1인당 총 의료비 지출(ppp,\$1000)	0.33	4.54	1.83	0.70
HCE <sub>5</sub>	5년 전 1인당 총 의료비 지출 ppp,\$1000)	0.17	3.66	1.41	0.58
ALC <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 술 소비량 (리터)	4.4	14.0	9.5	2.4
CAL <sub>5</sub>	5년 전 1인당 칼로리 섭취량 (Kcal)	2.77	3.66	3.21	0.21
TOB <sub>5</sub>	5년 전 15세 이상 1인당 담배 소비량 (Kg)	1.07	3.33	2.16	0.50
HCE/GDP	국민 총 생산 대비 총 의료비 지출 (%)	4.1	13.3	8.2	1.8

다음의 표는 60세 남성과 여성의 잔여기대수명과 독립변수들 간의 관계를 나타낸다.

〈표 III-33〉 60세 남성의 잔여 기대수명(Random-effects Model)

기대여명	Coefficients	z	Sig.
<i>GDP</i>	.172	3.946	0.000
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-.002	-2.402	0.016
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	1.688	4.815	0.000
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.233	-3.181	0.001
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	.485	2.669	0.008
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.028	-3.163	0.002
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	2.778	0.475	0.634
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.457	-0.502	0.616
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-1.715	-3.090	0.002
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.384	3.017	0.003
<i>Constant</i>	10.127	1.093	0.275

R-Square: within=0.85 between=0.40 overall= 0.50

〈표 III-34〉 60세 여성의 잔여 기대수명(Random-effects Model)

기대여명	Coefficients	z	Sig.
<i>GDP</i>	.173	3.717	0.000
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-.003	-3.043	0.002
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	2.247	6.056	0.000
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.366	-4.696	0.000
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	.414	2.191	0.028
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.026	-2.778	0.005
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-1.923	-0.311	0.756
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.317	0.328	0.743
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-2.435	-4.138	0.000
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.699	5.188	0.000
<i>Constant</i>	21.744	2.213	0.027

R-Square: within=0.76 between=0.52 overall=0.55

5년 전 1인당 섭취열량을 제외한 모든 독립변수가 60세 남·여의 기대여명에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 1인당 GDP, 5년 전 1인당 의료비지출, 5년 전 1인당 음주량(15세 이상)은 60세의 잔여기대수명에 긍정적인 영향을 주는 반면 흡연량은 부정적인 영향을 주는 것으로 분석되었다.

기대여명은 1인당 GDP가 증가함에 따라 점차 증가하지만 그 한계효과는 어느 시점을 지나 감소하게 된다. 남성의 경우 1인당 GDP가 약 \$43,000에 이른 지점까지 한계효과가 증가하다가 이 시점을 기준으로 점차 감소하게 되며 여성의 경우 1인당 GDP가 약 \$29,000을 넘어서면서 GDP의 한계효과는 감소하게 된다. 한계효과는 점차 감소하지만 남·여 각각 1인당 GDP가 \$86,000, \$58,000에 이르는 지점까지 기대여명을 증가시키는 효과를 나타낸다. 앞서 말한바와 같이 1인당 GDP가 기대여명에 미치는 효과는 saturation 되는 것이 일반적이기 때문에 1인당 GDP의 증가는 기대여명을 증가시키는데 긍정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다.

5년 전 1인당 의료비 지출이 기대여명에 미치는 한계효과는 남·여 각각 \$3,600, \$3,000이 되는 시점까지 점차 증가하다가 감소하기 시작하며 1인당 의료비 지출이 남·여 각각 \$7,200, \$6,000이 되는 지점까지 기대여명을 증가시키는 효과가 있는 것으로 나타났다. 본 분석에서 의료비 지출이 기대여명에 통계적으로 유의한 영향을 줌으로써 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 성립된다고 볼 수 있다.

이밖에 1인당 음주량도 기대여명에 긍정적인 영향을 주는 것으로 나타났으며 한계효과는 점차 증가하다가 남·여 각각 1인당 음주량이 8.7, 8.0리터를 지나면서 감소하는 것으로 나타났다. 한계효과가 점차 감소하여 남·여 각각 1인당 음주량이 17.4, 16리터를 넘어서면서 한계효과는 마이너스가 되어 기대여명을 감소시키는 것으로 나타났다.

다음의 표는 사망률과 독립변수들 간의 관계를 분석한 결과이다.

〈표 III-35〉 사망률 (Fixed-effects Model)

사망률	Coefficients	z	Sig.
<i>GDP</i>	-2.320	-0.671	0.503
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-.025	-0.357	0.722
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	-177.426	-6.158	0.000
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	28.768	4.874	0.000
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	-57.355	-3.521	0.001
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	2.974	3.842	0.000
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	261.459	0.548	0.584
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-38.662	-0.520	0.604
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	198.996	4.382	0.000
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-46.394	-4.468	0.000
<i>Constant</i>	555.194	0.736	0.463

R-Square: within=0.81

1인당 GDP는 사망률에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 5년 전 1인당 의료비지출이 증가할수록, 음주량이 증가할수록 사망률이 감소하는 것으로 나타난 반면 흡연량이 증가할수록 사망률이 증가하는 것으로 나타났다.

1인당 의료비 지출의 한계효과는 약\$3,000까지 증가하다가 감소하는 것으로 나타났으며 약 \$6,000이 되는 시점까지 1인당 의료비의 증가는 사망률을 감소시키는 것으로 나타났다.

다음의 표는 65세 이상 인구비율에 미치는 영향을 분석한 결과이다.

〈표 III-36〉 65세 이상 인구비율(Random-effects Model)

인구비율	Coefficients	z	Sig.
<i>GDP</i>	.176	1.739	0.082
<i>GDP</i> <sup>2</sup>	-.005	-2.427	0.015
<i>HEC</i> <sub>5</sub>	3.007	3.655	0.000
<i>HEC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	-.415	-2.430	0.015
<i>ALC</i> <sub>5</sub>	-.652	-1.491	0.136
<i>ALC</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.028	1.337	0.181
<i>CAL</i> <sub>5</sub>	-3.531	-0.258	0.796
<i>CAL</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.420	0.197	0.844
<i>TOB</i> <sub>5</sub>	-1.360	-1.046	0.296
<i>TPB</i> <sub>5</sub> <sup>2</sup>	.467	1.566	0.117
<i>Constant</i>	19.903	0.917	0.359

R-Square: within=0.25 between=0.27 overall=0.27

1인당 GDP와 5년 전 1인당 의료비 지출이 증가할수록 현재의 65세 이상 노인인구 비율이 증가하는 것으로 나타났다. 1인당 GDP의 한계효과는 \$17,600까지 증가하다가 점차 감소하며 1인당 GDP가 약 \$35,200이 되는 지점까지 1인당 GDP의 증가는 65세 이상 노인인구 비율을 증가시키는 것으로 나타났다.

5년 전 1인당 의료비 지출의 한계효과는 약 \$3,600까지 증가하다가 점차 감소하면서 1인당 의료비 지출이 약 \$72,00에 이르는 지점까지 65세 이상 인구비율을 증가시키는 것으로 나타났다. 이밖에 5년 전 섭취열량, 흡연량, 음주량은 현재 65세 이상 인구비율에 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

(2) 건강 비용함수에 미치는 영향

1인당 GDP가 증가할수록, 사망률이 증가할수록 GDP대비 의료비 지출 비율은 감소하는 것으로 나타났다. 1인당 GDP가 GDP대비 의료비에 통계적으로 유의한 음의 영향을 미친다는 것은 의료비지출의 소득(GDP)탄력성이 1보다 작음을 의미하며 의료비 지출의 증가속도보다 GDP의 증가속도가 더 빠르다는 것을 의미한다.

사망률이 증가할수록 GDP 대비 의료비 지출비율은 감소하는 것으로 나타났으며 사망률의 한계효과는 점차 증가하다가 10만 명당 사망률이 약 923명을 넘어서면서 점차 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 본 연구의 가설과 반대되는 결과로서 의료비의 증가가 사망 직전의 상황에 의해서 초래된다는 가설을 뒷받침하지 못하는 결과이다.

〈표 III-37〉 HCE/GDP (Fixed-effects Model)

HCE/GDP	Coefficients	z	Sig.
GDP	-.060	-2.280	0.024
$\overline{MORT}$	-.029	-3.321	0.001
$\overline{MORT}^2$	1.57E-05	2.442	0.016
$\overline{SISYPH}$	-4.79E-04	-0.032	0.975
$\overline{SISYPH}^2$	0.67E-05	0.289	0.773
Constant	21.641	4.254	0.000

R-Square: within=0.2124

본 연구에서 가장 중요한 변수인 시지프스변수는 통계적으로 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으며 이는 기대여명의 증가가 의료비지출 증가를 초래한다는 가설을 뒷받침하지 못하는 결과이다. 앞서 의료비지출 증가는 60세 남·여의 기대여명을 증가시킨다는 시지프스현상의 첫 번째 조건은 성립하였지

만 두 번째 조건을 충족시키지 못함으로써 본 분석의 경우 시지프스 현상이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 기존의 Zweifel and Steinmann(2002)의 1992~1999년 OECD Health data를 분석한 연구결과와 동일한 결과로서 시지프스 현상은 의료제도 뿐만 아니라 해당기간에 따라서도 영향을 받는 것으로 해석할 수 있다.

#### 나. 시지프스 현상의 크기에 대한 분석 결과

##### 1) 시지프스 현상 분석결과

시지프스 현상에 관한 앞선 4개의 분석결과를 살펴보면 다음의 표와 같다. 4개의 분석 중 1977~2001년의 국내의 시계열 자료를 이용하여 분석한 경우, 1977~1998년의 OECD 8개국의 자료를 이용하여 분석한 경우, 국내의 의료공급 체계와 유사한 특성을 지닌 국가를 대상으로 하여 1990~2001년도의 OECD 6개국의 자료를 이용하여 분석한 경우에 통계적으로 시지프스 현상이 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 의료제도와 상관없이 OECD 전체국가를 대상으로 1990~2000년도의 분석 자료가 있는 17개국을 대상으로 조사한 결과 시지프스 현상이 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈표 III-38〉 시지프스 현상 분석 결과

해당국가	국내	OECD 8개국	OECD 6개국	OECD 17개국
해당기간	1977~2001년	1977~1998년	1990~2001년	1990~2000년
여성의 기대여명에 대한 의료비 영향	유의함	유의함	유의함	유의함
남성의 기대여명에 대한 의료비 영향	유의함	유의하지 않음	유의하지 않음	유의함
의료비에 대한 기대여명의 영향	유의함 <sup>1)</sup>	유의함	유의함 <sup>1)</sup>	유의하지 않음
시지프스현상	존재함	존재함	존재함	존재하지 않음

주: 1) 사망률의 경우 추정치 대신에 실측치를 사용



세 번째 분석과 네 번째 분석의 경우 해당년도의 차이가 거의 없는 상태에서 선택국가에 따라 시지프스 현상의 존재 유무가 달라짐을 보여준다. 이러한 결과는 앞서 말한바와 같이 의료체계의 특성과 시지프스 현상과 관련이 있을 가능성을 시사한다.

위의 결과를 바탕으로 각각의 시지프스 현상의 크기를 분석해 보면 다음의 표와 같다.<sup>주42)</sup> 시지프스의 크기를 계산함에 있어서 통계적으로 유의한 변수만 고려하여 앞서 설명된 8변식에 대입하여 계산된  $\partial HCE/\partial HCE_5$ 의 값을 시지프스 현상의 크기로 분석 하였다.

변수들의 값을 각 해당년도의 값 대신에 표본의 평균값으로 가정하였을 경우 시지프스 영향력의 크기는 각각 7.78, 1.08, 3.10이 나온다. 국내의 경우 평균적으로 과거(5년 전)의 1인당 의료비 지출을 10만원 증가시킨 경우 현재(5년 후)의 1인당 의료비 지출이 78만원 증가한다는 의미로 해석할 수 있으며 5년 동안 연평균 약 50%의 증가를 초래한 것으로 된다. 대부분의 시지프스 현상은 1990년대에 집중적으로 나타난 것으로 보인다.

국내의 시지프스현상의 크기 변동을 살펴보면 1994년 이후 10이상의 값을 나타내며 계속적으로 증가하다가 2000년에 3.5로 감소한 후 2001년에는 음의 값을 나타내고 있다. 국내의 경우 1989년 전 국민 의료보험실시이후 1990년대에 접어들면서 의료비용이 급격하게 증가하기 시작하였으며 1997년 외환위기에 따라 의료비용의 증가가 둔화되었다가 2000년 의약분업이후 다시 급증하였다. 이러한 의료비용 변동 요인이 시지프스 현상의 크기에 영향을 미친 것으로 생각 된다. 하지만 본 연구의 결과로 국내의 시지프스 현상의 변동 양상을 파악하는데에는 무리가 없을 것으로 보인다.

주42) 일반적으로 의료비가 인구비용에 미치는 영향( $\partial POP_{60}/\partial HCE_5$ )은 이론적으로 안정적이지 않기 때문에 시지프스의 영향력을 계산하는 데에서는 제외하였다.

〈표 III-39〉 시지프스 현상 영향력의 변화추이

년도	한국	OECD 8개국	OECD 6개국
1977	0.44	5.68	--
1978	0.59	5.52	--
1979	0.76	5.19	--
1980	0.92	4.89	--
1981	1.16	4.89	--
1982	1.34	4.50	--
1983	1.62	3.95	--
1984	1.89	3.45	--
1985	2.19	2.65	--
1986	2.658	1.48	--
1987	3.39	0.67	--
1988	4.09	0.41	--
1989	4.60	-0.49	--
1990	5.58	-0.82	3.32
1991	6.79	-1.20	3.20
1992	7.83	-1.18	3.25
1993	9.33	-1.01	3.19
1994	11.59	-1.14	3.16
1995	13.91	-0.77	3.13
1996	15.67	-0.50	3.04
1997	17.04	-0.05	2.93
1998	15.56	0.65	2.82
1999	15.00	--	2.78
2000	3.51	--	2.70
2001	-3.52	--	2.55
표본평균대입	7.78	1.08	3.10

OECD 8개국 분석결과를 살펴보면 1980년대 후반에 접어들면서 시지프스 영향력의 크기가 점차 감소하고 있음을 알 수 있다. 이는 이들 국가에서 비용억제 정책이 어느 정도 성공한 결과라 생각된다. 이러한 결과는 1990~2000년의 OECD 17개국의 분석결과 시지프스 현상이 존재하지 않음을 보인 결과와 일맥상통한다고 볼 수 있다.

반면에 국내의 의료체계가 비슷한 OECD 6개국 분석의 경우 1990년대에도 여전히 시지프스 현상이 존재하는 것으로 나타났다. 표본평균을 대입하여 구해진 시지프스의 값은 3.1이었으며 이는 과거(5년 전)의 1인당 의료비 지출이 현재(5년 후)의 1인당 의료비 지출에 있어서 3.1배의 증가를 초래한다는 의미이다. 즉, 5년 전 1인당 의료비로 \$10을 지출하면 5년 후의 의료비 지출이 \$31로 증가한다는 의미이다. 이 경우 연평균 증가율은 약 25%에 이르며 이 값은 국내의 시계열 자료의 분석결과보다 낮은 수치이다.

또한 OECD 6개국 분석의 경우 91년과 2001년에  $\partial HCE/\partial HCE_0$ 의 값을 구하면 각각 3.3과 2.6으로 1990년도에 비해서 2001년도의 시지프스 현상에 기인한 의료비 지출 증가의 속도가 다소 완화되었음을 볼 수 있다. 이러한 수치는 국내의 값과 비교하여 보았을 때 상대적으로 낮은 수치이며 이는 우리나라의 시지프스 현상이 의료비증가에 미치는 영향력이 유사한 의료제도 하에 속한 6개국의 평균보다 높을 가능성이 있다는 것을 시사한다.

#### 다. 분석의 제한점

본 연구에서는 국가를 대상으로 하는 macro data를 이용하여 분석하였기 때문에 국가 내에 속해있는 개인들의 변수들 간의 관계를 간과하게 된다. 예를 들어 개별 데이터를 적용할 경우 의료비의 증가가 기대여명의 증가에 보다 분명한 영향을 미칠 수도 있으며 기대여명의 증가가 다시 개인의 의료비 증가를 초래하는 결과로 보다 분명하게 나타날 수도 있다. 이처럼 본 분석은 국가단위

의 데이터를 바탕으로 정부의 의료비지출을 바탕으로 해당 국가 내에 시지프스 현상의 존재하는지를 알아본 것이기 때문에 개별데이터를 이용한 결과가 아님을 유의하여 해석할 필요가 있다.

결측값들에 대한 추정치를 사용하여 분석함에 있어서 문제가 있을 수 있다. 특히 국내의 시계열자료의 경우 기대여명에 관한 자료가 불충분하여 상당부분 내삽법이나 *linear trend*를 이용하여 추정된 값을 사용하였기 때문에 데이터의 명확성에 한계가 있으며 이로 인해 분석의 결과가 영향을 받았을 가능성이 있다.

과거 의료비용 지출이 현재의 의료비용 지출에 미치는 영향을 살펴봄에 있어서 5년의 시차는 그 영향을 보기에 충분한 시차가 아닐 가능성이 있다. 기존연구에서는 10년의 시차를 두고 분석하였으나 본 연구에서는 자료의 제약으로 인하여 5년의 시차를 두고 분석하였는데 시차가 충분하지 않아 시지프스 현상을 충분히 파악하지 못하였을 가능성이 있다.

또한 의료비용이 기대여명 증가에 미치는 영향을 분석한 결과에 있어서 여성의 기대여명만 통계적으로 유의한 결과를 나타내는 경우 시지프스 현상이 존재하기 위한 첫 번째 조건이 반만 충족되었다고 볼 수 있다. 따라서 앞으로의 연구는 남성과 여성의 의료비지출에 대한 자료가 분리 가능하다면 두 그룹으로 나누어서 분석해 보는 것도 의의 있는 일이라 여겨진다.

## IV. 시뮬레이션 모형 결과를 통해 본 세대간 형평문제에 대한 정책적 가능성

### 1. 분석모형 및 자료

#### 가. 분석의 의의와 제한점

본 연구에서는 세대간형평의 척도로 사용하는 각 동시출생코호트 세대의 순 기여분인  $E(t)$ 를 실제로 계산할 수 있는 방법과 계산에 필요한 자료의 종류를 제시한다. 그리고 그  $E(t)$ 를 사용하여 세대간 형평을 제고할 수 있는 정책을 입안하는 경우 사용할 수 있는 형평에 대한 가능한 개념을 제시하고 이를 조작적으로 다룰 수 있게 수리모형으로 표현하는 방법을 제시한다.<sup>주43)</sup>

그러나 상기의 모형을 가지고 분석을 하는 데는 다음과 같은 제한점이 있다. 우선 모형을 사용하여 계산을 하는 것과 계산을 위한 자료를 만드는 것을 가능하게 하기위해 여러 가지 단순화를 하였다. 그리고 사용한 자료도 비판을 받을 수 있는 엄밀하지 못한 추계에 의해 생성되었다. 이는 계산을 위해 필요한 건강보험과 관련된 피보험자, 소득, 기여금 그리고 비용 등의 통계가 아주 부족하기 때문에 불가피한 제약이었다.

따라서 연구결과는 직접적인 계량적 결론이나 구체적인 정책시사점을 제시하기에는 부족하다. 하지만 세대간 형평에 관한 계산이나 형평의 개선을 위한 조작을 어떻게 할 것인가라는 방법을 제시하고 있으며, 그 결과는 정책의 질적인 방향을 제시하기에는 충분하다. 그리고 이 모형을 더 현실에 가깝도록 수정하

---

주43) 이러한 작업은 Schulenburg(1987)에서 이루어 졌다. 이에 따르면 특히 형평성 개념을 조작적으로 다룰 수 있게 한 것은 이 연구가 처음이라 한다.

는 것이 가능하며, 이때 만약 더 현실에 가까운 자료가 얻어지면 계량적이고 구체적인 정책을 제시할 수 있게 된다.

본 장의 분석은 Schulenburg(1987)에 의해 개발된 모형을 우리나라의 연구에 필요한 수정을 하여 사용하도록 하겠다.

#### 나. 세대간 형평을 달성하기 위한 모델 구성

##### 1) 형평성의 가치에 대한 모델 구성: 목적함수의 구성

###### 가) 세대간형평이 문제가 되는 이유

본 연구에서 다루는 건강보험에 있어서 세대간 형평의 문제란 인구구조의 노령화가 일어나서 일생에 걸친 기여와 수혜의 차이를 출생 시로 현재화 한 순기여분  $E(t)$ 가 세대간에 크기와 부호에 있어 차이가 날 때 발생하는 것이다. 즉, 일생동안 건강보험에 기여만을 한 세대도 있고 혜택만을 받은 세대도 있으며 그 정도도 차이가 나게 된다는 것이다.

이는 그대로 방치할 수 없는 사회적 문제이다. 그 이유는 첫째로 세대간에 부담과 수혜에 관한 차별적 대우의 존재를 의미하므로 분배적 가치의 측면에서 보면 옳지 못하다. 구체적으로 각 세대가 동등한 기회를 가져야 한다는 가치관에서 보면 건강보험에 의한 세대간의 불균등한 부담과 수혜는 옳지 못한 것이 된다. 둘째로 세대간 형평에 있어 불리한 위치에 있는 세대들은 건강보험의 존재에 대해 부정적인 의견을 갖게 될 것이다. 현대의 민주주의 사회에서는 일반적으로 사회제도는 다수결에 의해 정당성을 획득한다. 이는 만약 세대간 형평의 관점에서 불리한 입장에 놓인 세대들이 충분히 정치적 힘을 획득하면 다수결에 의해 건강보험의 정당성을 박탈하여 건강보험 자체의 존속이 불가능해질 수도 있다는 것을 의미한다.

이러한 이유들로 세대간 차별대우를 가져오는 건강보험 구조의 시정을 원한다면 먼저 무엇이 세대간 형평인지에 대한 개념을 가지고 있어야 할 것이고, 다음으로 이를 실현시킬 정책수단을 가지고 있어야 한다.

#### 나) 세대간 형평의 가능한 개념들과 그 수학적 구성

세대간 형평에 대해서 여러 가지 개념이 있을 수 있다. 본 연구에서는 대표적으로 기대순이전의 총 크기를 작게 하는 비형평성 최소화(minimizing inequity; MI)기준과 Rawls의 기준에 따라 세대간 형평상 가장 불리한 세대의 상황을 개선시켜주는 최대 비형평성 최소화(minimizing maximum inequity; MMI)기준을 사용하겠다.

비형평성 최소화(trans-min)의 기준은 형평성에 벗어난 총 크기를 최소화 하는 기준이다. 순소득이전  $E(t)$ 를 가지고 설명하면 형평성이란  $E(t)$ 가 영일 때 존재한다. 즉, 기여한 액수와 수혜를 받은 액수가 일생에 걸쳐 서로를 상쇄하는 것이다. 이는 위험을 기준으로 하여 보험금을 계산하는 경우에 해당된다. 이러한 관점에서 보면 수혜를 더 받아  $E(t)$ 가 음수인 경우나 기여를 더하여  $E(t)$ 가 양수인 경우 모두 비형평적인 것이 된다. 따라서 이는 수학적으로 고려되는 기간에 있어 각 세대의  $E(t)$ 의 절대값의 합을 최소화 하는 것에 해당된다. 이는  $E(t)$ 의 값이 너무 심하게 변화하는 것을 피하게 하고, 순기여나 순수혜를 동일하게 다루는 것을 의미한다.

최대 비형평성 최소화(min max)는 최약자의 보호를 우선하는 원칙이다.<sup>주44)</sup> 즉, 세대간의 형평에 있어 가장 불리한 위치에 있는 세대의 처지를 개선시키

주44) 이는 Rawls(1971)의 정의관을 대표하는 원칙이다.(이준구, 1989, 62쪽) Rawls는 원초적 상황에서 선택되리라 기대되는 두 가지 정의의 원칙을 들었다. 그 첫째는 자유의 원칙이고, 그 두 번째는 차등의 원칙이다. 이 중 차등의 원칙은 완전한 평등보다 어느 정도의 불평등이 존재하는 것이 나은 경우가 있고, 그 조건으로 그 불평등이 모든 사회구성원에, 특히 최약자에게 이익이 되는 경우에 그렇다는 것이다.(Schulenburg, 1987, 165쪽; 이준구, 60-62쪽)

는 것에 가치를 두는 형평성의 개념이다. 상기한 비형평성 최소화는 경우에 는 순기여자나 순수혜자를 동등하게 취급하였다. 이는 순기여의 합과 그 변화를 최소화하는 결과를 가져왔지만 순기여자와 순수혜자를 동등하게 취급한 관계로 일부 세대가 극도로 불리한 상황에 처하는 것을 허용할 수 있다. 이에 반해 최대 비형평성 최소화는 이들을 동등하게 취급하지 않고 부담을 지는 순기여자의 처지 개선에 각별한 비중을 두는 것이 된다. 그 결과 부담인 순기여가 좀더 비슷하게 나누어지는 결과를 가져온다. 이는 세대간 비형평문제가 건강보험의 존속을 위협하는 것에 대응하는 조처의 성격도 갖는다. 즉, 세대간 형평에 있어 불리한 상황에 처한 집단일수록 건강보험의 존속에 반대를 할 것이므로 가장 불만이 클 수 있는 가장 불이익을 받는 집단의 처지를 우선적으로 개선시키는 것은 건강보험의 정치적 존속에 기여를 하는 조처인 것이다. 최대 비형평성 최소화의 기준은 수학적으로  $E(t)$ 의 최대값을 최소화하는 것으로 표현된다.

#### 다) 다른 형평성 개념의 가능성

위의 두 가지 형평성의 개념 외에 다른 형평성의 개념이 가능하다. 이는 특정한 형평성의 개념은 특정한 가치판단을 근거로 하고 있고, 이러한 가치판단이 바뀌면 형평성의 개념도 바뀌는데 가치판단에는 절대적 우위를 증명할 수 있는 길이 없기 때문이다. 즉, 가치판단은 기껏해야 그 가치관이 그럴 듯 할 수 있는 가능성들을 들어 옹호하거나, 기존의 다른 가치판단들과 정합성이 있는지의 여부로 그 타당성을 시험을 해보거나, 혹은 그 가치판단을 지키지 않았을 때의 나쁜 결과를 강조하여 받아들이도록 할 수 있을 뿐인데, 이는 결코 이러한 가치판단이 절대적 우위를 가진 가치판단이라는 증명은 될 수 없는 것이다.

이러한 관점에서 상기한 두 가지 형평성의 개념은 중요하긴 하지만 결코 절



대적인 것은 아니고, 근본적으로는 단지 여러 가지 가능성 중에서 선택한 두 가지 가능성에 지나지 않는다. 따라서 이와 다른 형평성의 개념이 가능하고, 또한 그들에 대해 열린 마음을 가지고 있어야 한다.

예를 들어 이상의 논의에서는 은연중에 노년세대로의 소득이전을 비형평적인 것만으로 전제하고 논의를 한 셈인데, 다른 측면 즉, 노년세대가 젊은 세대에게 유산을 물려주는 측면을 생각하면 건강보험에서의 노년세대로의 소득이전은 비형평적인 것만으로 볼 수 없다. 오히려 물려주는 유산에 비중을 둔다면 뒤에 오는 세대의 순기여분을 덜 중요하게 다룰 수도 있다.

## 2) 형평성의 실현수단과 제약조건에 대한 모델 구성

### 가) 형평성 제고를 위한 정책수단

형평성의 실현을 위한 정책수단은 형평성에 대한 지표인 순기여분  $E(t)$ 의 구조에서 파생이 된다고 볼 수 있다. 앞의 세대간 형평문제의 존재를 다룬 부분에서 사용한  $E(t)$ 에 관한 다음의 식을 보면서 형평성의 실현 수단에 대한 논의를 진행하겠다.

$$E(t) = \int_0^{\infty} e^{-\rho\tau} [y(t, \tau)B(t+\tau) - r(t, \tau)]x(t, \tau) d\tau$$

형평의 관점에서 보면  $E(t)$ 의 부호를 결정하는 부분이 핵심부분이다. 이는 위의 식에서 네모 괄호 안에 들어있는 다음 부분이다.

$$[y(t, \tau)B(t+\tau) - r(t, \tau)]$$

괄호안의 기호는 차례대로 각각 평균 기여금의 수정요인, 평균기여금, 일인당 평균의료비를 나타낸다. 빼기 기호를 중심으로 보면 앞부분은 건강보험의 수입을 뒷부분은 지출을 나타낸다. 따라서 건강보험의 수입과 지출에 영향을 미칠 수 있는 정책수단이  $E(t)$ 의 부호를 결정시키고, 이는 결국 세대간 형평에 영향

을 미치는 정책수단이 되는 것이다. 본 연구에서는 그러한 가능성으로 다음의 두 가지만을 다루기로 한다.

첫째, 건강보험의 지출에 영향을 미칠 수 있는 정책변수로 비용분담의 방법이 있다. 이를 통해 위 식에서 건강보험 입장으로서 지출을 줄일 수 있다. 비용분담을 하는 개별 세대의 입장에서 보면 어떻게 비용분담이 되는가에 따라 자신들의  $E(t)$ 가 변할 것이다. 그러나 위의 목적함수에 맞게 비용분담이 결정되면 전체적으로는 형평의 개선이 있게 되는 것이다. 본 시뮬레이션의 목적은 이러한 효과를 단순한 형태에서나마라도 보이고, 그 영향의 방향을 보여주어 정책입안에 도움이 될 수 있는 시사점을 제공하는 것이다.

$t$ 기의 비용분담비율을  $\alpha$ 라 하면 평균의료비에  $(1 - \alpha)$ 를 곱하여 순기여분에 관한 식을 구성할 수 있다. 이 때  $\alpha$ 는 0보다 크거나 같고 1보다 작거나 같다.

둘째, 본 연구에서 세대간 형평이 발생하는 기본조건으로 재정방식인 부과방식을 들었다. 재정수지를  $F(t)$ 라 하면 이를 나타내는 식의 핵심도 당연히  $E(t)$ 와 같다. 왜냐하면 위의 첫째 조건에서 보았듯이  $E(t)$ 의 핵심은 건강보험 입장에서의 수입과 지출에 해당했기 때문이다. 부과방식에서는  $F(t)=0$ 을 기준으로 한다. 이와 달리  $F(t)$ 가 0보다 클 수 있도록 하여, 어느 정도의 적립금을 허용하면, 이는 상기한 형평성의 제고라는 전제하에 수입과 지출을 구성하는 요소에 영향을 미쳐  $E(t)$ 에 변화를 줄 수 있게 되는 것이다.

기타 다른 정책수단이 가능하겠지만 그 핵심은 상기한  $E(t)$ 의 핵심구성요소에 영향을 미치는 경로를 통하여야 한다는 것에는 변함이 없다. 따라서 다른 정책수단의 개발도 이러한  $E(t)$ 의 핵심요소에 영향을 미칠 수 있는 정책요소가 무엇인가라는 측면에서 접근이 가능할 것이다.

## 나) 모형구성을 위한 단순화 가정들

형평성의 개념을 정하고 이를 조작화 하여 실제로 형평성 제고를 위한 정책적 수단의 효과를 보려면, II장에서 세대간 형평문제의 발생조건을 알아보기 위해 사용했던 모형의 제약점을 완화하여 좀더 현실에 가깝도록 하는 조치와 동시에, 이렇게 구성된 모형을 사용하여 정책의 효과를 실제자료를 사용한 시뮬레이션을 통해 알아보기 위해서는 어느 정도의 단순화가 필수적이다.

먼저  $E(t)$ 가 계산되는 동시출생코호트의 기간을 10년으로 한다. 그리고 본 연구에서는  $E(t)$ 에 대한 정책의 효과를 알아보기 위한 정책의 계획기간을 2010년대(2010~2019년)부터 2100년대(2100~2109년)까지로 한다. 이 경우  $E(t)$ 를 계산해주어야 하는 세대는 만일 인간이 최대로 살 수 있는 나이( $T$ )를 90세까지로 가정한다면 계획기간의 시작점에서 90년을 뒤로 소급한 시기에 태어나 계획기간의 시작점까지 생존하다가 죽는 세대로부터 계획기간이 끝나는 시점에 태어나 90년을 더 생존하는 세대까지 고려를 해야 한다. 따라서 계획기간에 생존하여  $E(t)$ 를 계산해 주어야 하는 세대의 시작은 1920년대가 되고 이 기간을  $t=1$ 로 표시한다. 그러면 계획기간의 시작인 2010년대는  $t=10$ 이 되고 계획기간이 끝나는 2100년대는  $t=19$ 가 된다. 즉,  $[1, 19]$ 이다.  $t=19$ 에 태어난 2100년대 세대의  $E(t)$ 를 구하기 위해서는 이들의 마지막 구성원이 죽는 것으로 되어있는 2190년대 즉,  $t=28$ 까지의 필요한 자료가 있어야 한다.

계획기간이전인  $t=9$ 까지의 우리나라의 시기에는  $F(t)=0$ 인 부과방식을 가정할 수 있다. 또한 이 기간에는 비용분담이 이루어지지 않는다고 가정한다. 이것이 가능한 이유는 본 연구에서는 비용자료로 건강보험의 급여비를 사용하기 때문이다. 따라서 실제로 비용분담이 일어났지만 그 부분이 이미 제외된 자료를 사용하므로 비용분담이 일어나지 않은 것과 같은 의미를 갖는다고 보겠다.

따라서 계획기간에 세대간형평에 영향을 미치는 정책변수로 고려되는 것은

적립금의 허용 즉,  $F(t) \geq 0$  과 비용분담의 허용 즉,  $0 \leq \alpha(t) \leq 1$  이다. 비용분담의 경우에는 우리나라의 경우 실질적으로는 비용분담이 이전보다 더 커지는 것으로 해석될 수 있겠다.

앞에서 가정했듯이 인생의 주기를 최대한 90년으로 보고 연령그룹을 기간의 길이와 같이 10년씩 묶으면 나이변수  $\tau$  는 0 즉, 0~9세에서 8 즉, 80~89세의 범위를 갖는다. 즉, 나이의 범위는  $[0, 8]$ 이다.

복잡한 기여금의 계산을 반영하기 위해 다음과 같은 가정들을 한다.

먼저 남녀간의 현저한 의료비상의 차이를 구분하기 위해 남녀를 구분한다. 남자는  $j=1$ , 여자는  $j=2$ 로 한다.

다음으로 소득그룹을 반영하기 위해 소득에 의한 3집단을 구분한다( $i=1-3$ ). 이는 저소득층, 중산층, 고소득층을 반영하는 것으로, 5분위를 기준으로 각각 1/5분위, 2/5~4/5분위 그리고 5/5분위로 정의한다. 따라서 이들의 구성비를  $\mu(i)$ 라 하면, 이는 각각 20%, 60%, 20%가 된다.

나이에 관련된 기여금범주를 반영한다. 0~19세까지 즉,  $\tau < 2$ 에 대해서는 기여금을 부과하지 않는다. 이는 이 연령대에서는 통상 피부양자로 되어 있어 기여금을 내지 않는 현실을 반영한 것이다. 통상 근로연령층이라 볼 수 있는 20세에서 59세까지의 연령층, 즉,  $2 \leq \tau < 6$ 에 대해서는 전 기여금을 부담하게 하고, 퇴직연령층인 60세 이상, 즉,  $\tau \geq 6$ 인 경우에는 근로자 기여금의 50%를 기여금으로 납부하는 것을 가정한다. 우리나라의 경우 퇴직자에 대해서는 현재까지 연금이 보편적이지 않아 건강보험에의 기여금을 납부하는 것이 통상적이지 않았다. 하지만 전국민연금보험이 정착되면 어떤 형태로든 퇴직연령에 해당하는 사람들도 기여금을 납부하는 것이 바람직하다는 판단 하에 퇴직연령의 기여금을 위와 같이 가정했다.

다) 형평성 제고 모형

이상의 가정을 반영하여 상기한 형평성 제고 정책수단의 효과를 보기위한 모형을 다음과 같이 구성할 수 있다. 각 식을 구성하는 변수는 II장과 위에서 정의한 것과 동일하다.

<목적함수>

목적함수는 두 가지 형평성의 개념을 반영하여 다음의 두 가지가 존재한다. 결정변수는 평균기여금  $B(t)$ 와 비용분담분  $\alpha(t)$ 이다.

a. 비형평성 최소화(trans-min)

$$\text{Min}_{\{B(t), \alpha(t)\}} \sum_{t=1}^{19} |E(t)|$$

b. 최대 비형평성 최소화(minimax)

$$\text{Min}_{\{B(t), \alpha(t)\}} \text{Max } E(t) \quad , \quad t \in [1, 19]$$

<제약조건>

A. 재정방식

먼저 재정수지에 관한 제약조건으로서, 이에는 두 가지 종류가 있다. 하나는 부과방식을 유지하는 경우이고 다른 하나는 적립금을 허용하는 경우이다. 이는 기간  $t$ 의 각 연령그룹에 대해 계산된다. 따라서 각 변수의 기간  $t$ 에  $t - \tau$ 가 들어간다. 즉,  $t - \tau$ 에 출생하여야  $t$ 기의 각 연령그룹  $\tau$ 에 속하게 되는 것이다. 예를 들어  $r(t - \tau, \tau, j)$ 는  $t - \tau$ 기에 태어나  $t$ 기에  $\tau$ 세인 연령그룹에 속하는 남녀( $j=1, 2$ )의 평균의료비이다.

$y(t, \tau, i)$ 는 평균기여금  $B(t)$ 에 곱해서, 연령  $\tau$ 집단, 소득  $i$ 집단에 속하는 경우의 기여금을 환산하는 조정항목이다.  $\tau < 2$ 인 경우엔 소득  $i$ 에 상관없이 0이다. 즉, 기여금을 내지 않는다. 근로연령층인  $2 \leq \tau < 6$ 에서는 소득에 따라 저소득층, 중산층, 고소득층 각각 0.5, 1, 1.75값을 갖는다. 퇴직연령층인  $\tau \geq 6$ 에 대해서는 각각의 소득그룹에 속한 근로연령층의 절반의 값을 갖는다. 즉, 각각 0.25, 0.5, 0.75의 값을 갖는다.

a-1. 부과방식으로 적립금을 허용하지 않는 경우

$$F(t) = \sum_{\tau=0}^8 \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^3 [y(t-\tau, \tau, i)B(t) - (1-\alpha(t))r(t-\tau, \tau, j)]$$

$$n(t-\tau, \tau, j)\mu(i) = 0, \quad t \in [1, 28]$$

a-2. 적립금을 허용하는 경우

$$F(t) = \sum_{\tau=0}^8 \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^3 [y(t-\tau, \tau, i)B(t) - (1-\alpha(t))r(t-\tau, \tau, j)]$$

$$n(t-\tau, \tau, j)\mu(i) \geq 0, \quad t \in [10, 19]$$

$$F(t) = \sum_{\tau=0}^8 \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^3 [y(t-\tau, \tau, i)B(t) - (1-\alpha(t))r(t-\tau, \tau, j)]$$

$$n(t-\tau, \tau, j)\mu(i) = 0, \quad t < 10, t > 19$$

## B. 순기여금의 산출식

순기여금의 산출식은  $F(t)$ 와는 달리  $t$ 기의 각 연령그룹에 대해 계산되는 것이 아니라,  $t$ 기에 동시 출생한 동일 세대에 대해 계산되는 것이다. 따라서  $F(t)$ 의 계산 시와는 달리 출생과 관련된 구성부분의  $t$ 부분에는 그대로  $t$ 가 들어가고,  $t$ 기에 결정되는 정책변수의 경우인  $B(t)$ 와  $\alpha(t)$ 의 경우에는  $t$ 기에 태어나

$\tau$ 세가 된 사람들의 시기를 반영하기 위해  $t$ 대신  $t + \tau$ 를 넣게 된다.  $(n(t,1))^{-1}$ 을 곱해주는 것은  $t$ 기에 출생하여 19세까지 살아남은 인구수로 나누어 일인당에 해당하는  $E(t)$ 를 구하기 위해서 이다. 이는 인구수가 다른 각 기간의  $E(t)$ 를 비교하기 위한 조치이다.  $z(t + \tau)$ 는 할인율로서  $t$ 세대가 각 연령대에 속하는  $t + \tau$ 기에서 순기여한 것을 출생 시인  $t$ 의 가치로 환산해 주는 역할을 한다. 그 외에  $E(t)$ 를 계산하기 위해서는 좀더 자세한 보험료 부과 체계에 관한 자료와 일인당의료비에 관한 자료가 필요함을 알 수 있다.

$$E(t) = (n(t,1))^{-1} \left[ \sum_{\tau=0}^8 \sum_{j=1}^2 \sum_{i=1}^3 z(t + \tau) [y(t, \tau, i) B(t + \tau) - (1 - \alpha(t + \tau)) r(t, \tau, j)] n(t, \tau, j) \mu(i) \right], t \in [1, 28]$$

### C. 비용분담의 조건

$$\alpha(t) = 0, \quad \text{for } t < 10 \text{ and } t > 19$$

$$\alpha(t) \geq 0, \quad \text{for } 10 \leq t \leq 19$$

#### 라) 형평성 제고 모형의 종류

##### A. 모형1

전 기간에 걸쳐 비용구조가 2000년대 즉,  $t=9$  때와 동일하다는 가정을 하는 경우로, 할인율도 전 기간에 걸쳐 0으로 가정한다.

##### B. 모형2

의료비용이 일정한 조건하에 변동한 것을 가정한다. 비용에 관해서는 우리나라 국민의료비의 10년 기간별 증가율과 증감경향을 반영하여  $t < 6$ 에서는 10%,  $t = 6$ 에서는 100%,  $7 \leq t < 10$ 에서는 400%, 그리고

$10 \leq t \leq 28$ 에서는 50%의 증가율을 가정하였다. 마지막 기간은 계획기간 시작이후의 기간으로서 비용절감정책이 어느 정도 효과를 얻어 10년간 의료비의 증가율이 50%로 떨어진 경우를 상정하였다.

그리고 모형1의 할인율 0의 가정과는 달리 할인율도  $t < 6$ 에서는 0.2,  $6 \leq t \leq 28$ 에서는 0.5를 가정하였다.

### C. 모형3

비용증가의 가정은 모형2와 같으나 할인율의 증가폭이 모형2보다 커서,  $t < 6$ 에서는 0.4,  $6 \leq t \leq 28$ 에서는 0.7을 가정하였다.

### D. 각 모형에서의 계산 종류

각 모형에 대해 재정수지  $F(t) = 0$  인 경우와  $F(t) \geq 0$  인 두 가지 경우의 모형을 계산하였다. 이는 적립금의 존재가 세대간 형평에 미치는 영향을 보기위한 것이다.

그리고 각 모형에 대해서 현상유지의 경우를 계산했는데 이는 형평성개입이 없이  $F(t) = 0$ 의 조건에 의해  $B(t)$ 와  $E(t)$ 가 결정되는 경우이다. 따라서  $B(t)$ 와  $E(t)$ 가 결정될 수 없는  $F(t) \geq 0$ 의 경우에는 현상유지의 경우가 계산될 수 없다.

각 모형의 계산에서 현상유지와 비교되게 두 가지 경우의 형평성 제고정책에 해당하는 경우를 계산하였다. 이 각각의 경우에도 비용분담을 고정시키는 경우와 변화시키는 경우를 구분하였는데, 변동시키는 경우가 고정시키는 경우보다 정책의 자유의 폭이 더 넓어 세대간 형평성 제고정책의 효과가 더 크리라 예상 이 되기 때문이다.



## E. 목적함수의 선형화와 선형계획법에 의한 계산

상기한 모형의 제약조건은 선형계획의 조건을 충족시키고 있으나 목적함수는 그렇지 못하다. 따라서 선형계획법으로 정책효과를 계산해 보기 위해서는 이를 선형화 하여야 한다. 절대값의 경우에는 목적함수에서는  $|E(t)| = a + b$ 로 놓고, 제약식에서는  $E(t) = a - b$  (단  $a \geq 0, b \geq 0$ )으로 놓으면 선형화가 된다.  $\text{Min Max } E(t)$ 의 경우에는  $\text{Max } E(t) = z$ 로 놓아  $\text{Min } z$ 의 형태로 목적식을 만들고, 제약조건에서는  $E(t) \leq z$ 이 되도록 한다.

이러한 선형계획법의 문제에서는 수식의 형태로 되는 분석적인 일반적 결과는 없으나, 구체적인 수치해는 해가 존재하는 한 항상 구할 수 있는 심플렉스 방법(simplex methode)와 같은 방법이 있다. 본 연구에서는 ILOG사의 OPL Studio 3.0이라는 선형계획(Linear Programming: LP)용 계산프로그램을 사용하여 해를 구하였다.

## 다. 자료구조와 자료

위의 모형을 계산하기 위해서는 가정들에 의해 값들이 이미 주어진 계산식의 부분들 이외에 인구자료인  $n(t, \tau, j)$ 와 비용자료인  $r(t, \tau, j)$ 를 추계하여야 한다. 이들은 각각  $t$ 기에 태어난 세대 중  $\tau$ 세까지 살아남은 사람의 수와  $t$ 기에 태어난 사람이  $\tau$ 세에 발생시키는 일인당평균의료비이다.  $j$ 는 1과 2로서 각각 남녀를 나타낸다.





통계청 KOSIS 자료에는 인구추계가 1960년부터 2050년까지 각 연도에 대해 연령별로 추계되어 있다. 각 10년 기간의 연령구조는 각 10년 기간에 속하는 9년째의 연령구조가 해당연령구조이다. 따라서 1960년대에 해당하는  $t=5$ 부터 2040년대에 해당하는  $t=13$ 까지의 각  $t$ 기의 연령구조는 각각 각 10년대의 9년째인 1969, ..., 2049로서 구해진다.

인구가 정태화(stationary population) 된 후의 결과와 비교하기 위해 사망률이 과거의 일정기간 동안 변하지 않았다고 가정하고, 2050년대부터 일정한 수의 출생이 이루어 졌다고 가정한다. 이 가정으로 남녀모두 2050년대에 태어나는  $t=14$ 세대부터 2190년에 태어나는  $t=28$ 세대까지 동일한 수의 각 연령대별 생존수를 갖게 된다. 위 표의 기간  $t$ 는 동시출생코호트를 나타내고 있다. 따라서  $t$ 년도의 연령구조를 보기 위해서는 오른쪽 위로 한 칸씩 올라가면서 보아야 한다. 예를 들어 1980년대에 10~19세의 연령집단에 속하는 사람들의 수는 1970년대 동시출생코호트 중에서 10~19세까지 살아남은 사람의 수인 1970년대 두 번째 칸의 수와 같다. 이는 연령의 그룹 수만큼 아래로 내려간 기간인  $t - \tau$  기의  $\tau$ 세 항목 즉,  $n(t - \tau, \tau, j)$ 을 찾는 것과 같다. 이 것이  $t$ 기에  $\tau$ 세 연령집단에 속하는 사람의 수인 것이다.

2050년대의 생존수 아래에 비는 부분들은 바로 위 칸에서의 생존확률을 계산하고 같은 생존확률이라 가정하여 채워 넣었다. 1950년대 인구( $t=4$ )는 원래 1959년의 연령집단별 인구가 있어야 채워 넣을 수 있으나 추계가 존재하지 않고, 1959년 인구와 일년 차이가 나는 1960년의 추계인구가 있으므로 일년 사이에 커다란 차이가 없는 것으로 가정하여 1960년의 연령별 인구를 사용하였다. 이하 추계가 존재하지 않는 1920, 1930, 1940년대의 연령별 인구는 위와 비슷한 가정을 하여 1930년, 1940년 그리고 1949년의 인구가구총조사의 결과를 해당 도를 통해 남쪽인구만으로 정하고 각 세 연령인구가 있는 경우, 전체 남녀인구가 있는 경우 등 각각의 경우에 있어 적당한 가정을 하여 본 연구의 자료 구조에 맞는 연령별 인구를 추계하였다.

이는 물론 엄밀성에 있어서는 비판 받을 소지가 있지만 주어진 자료 여건 하에서는 최대한 납득할 만한 이유를 가지고 추계를 하였다고 생각된다. 그리고 본 연구의 취지가 정확한 양적인 결과를 추구하는 것이 아니고, 현상의 질적인 양상 즉, 현상의 발전방향만을 연구하는 것이므로 현실의 관계를 어느 정도 반영하는 자료만으로도 충분하다고 생각된다. 이는 앞으로 정확한 자료와 더 현실에 접근하는 모형을 가능하게 하는 자료의 생산을 촉구하는 의미를 가지고 있는 상황을 감추지 않고 드러내어 놓는 데에 의미가 있다고 생각된다.

## 2) 남여 일인당평균의료비 $r(t, \tau, j)$ 의 추계

2000년대의 각 연령별 일인당평균의료비는 2000년도의 건강보험의 자료를 사용하여 구한 일인당평균급여비를 사용하였다. 나머지 십년대의 각 연령별 일인당평균의료비는 2000년의 비용에 앞에서 모형 설명 시 가정한 증가율을 사용하여 추계하였다. 이 역시 엄밀한 추계는 되지 못하나 모델의 작동방식과 현상의 발전방향만을 파악하려는 본 연구의 목적에는 크게 잘못이 되지 않는 추계라 생각된다.<sup>주45)</sup>

주45) 추계자료 중 계산 프로그램의 한계 수치인 2의 31승이 넘는 4개의 자료(남자 (19, 8), (20, 8), (21, 7), 여자 (20, 8))는 2의 31승에서 1을 뺀 2,147,483,647로 치환하여 계산하였음.

〈표 IV-3〉 남자급여비 추계

연령그룹		0	1	2	3	4	5	6	7	8
연령		0~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세 이상
기간	년도									
1	1920	2547	968	965	1497	2110	3745	5842	12562	23514
2	1930	2802	1064	1062	1647	2322	4119	6426	13818	25865
3	1940	3082	1171	1168	1812	2554	4531	7069	15200	28452
4	1950	3391	1288	1285	1993	2809	4984	7776	16720	31297
5	1960	3730	1417	1413	2192	3090	5483	8553	18392	34426
6	1970	4103	1558	1555	2411	3399	6031	9409	20231	37869
7	1980	8205	3117	3109	4823	6798	12062	18818	40461	75738
8	1990	41025	15584	15546	24114	33989	60309	94088	202307	378691
9	2000	205127	77918	77732	120568	169946	301547	470441	1011536	1893457
10	2010	307691	116877	116598	180852	254919	452321	705662	1517304	2840186
11	2020	461536	175316	174897	271278	382379	678481	1058492	2275956	4260278
12	2030	692304	623344	621856	964544	1359568	2412376	3763528	8092288	15147656
13	2040	1038455	394460	393518	610376	860352	1526582	2381608	5120901	9585626
14	2050	1557683	591690	590277	915563	1290527	2289873	3572411	7681352	14378439
15	2060	2336525	887535	885416	1373345	1935791	3434809	5358617	11522027	21567659
16	2070	3504787	1331302	1328124	2060017	2903687	5152213	8037926	17283041	32351488
17	2080	5257181	1996953	1992186	3090026	4355530	7728320	12056888	25924561	48527232
18	2090	7885771	2995430	2988279	4635039	6533295	11592480	18085332	38886842	72790848
19	2100	11828656	4493145	4482419	6952558	9799943	17388720	27127999	58330263	109186272
20	2110	17742985	6739717	6723628	10428838	14699914	26083079	40691998	87495394	163779408
21	2120	26614477	10109575	10085442	15643256	22049871	39124619	61037997	131243092	245669112
22	2130	39921716	15164363	15128164	23464885	33074807	58686928	91556995	196864637	368503668
23	2140	59882573	22746544	22692245	35197327	49612210	88030393	137335493	295296956	552755501
24	2150	89823860	34119816	34038368	52795991	74418315	132045589	206003240	442945434	829133252
25	2160	134735790	51179724	51057552	79193986	111627473	198068383	309004860	664418151	1243699878
26	2170	202103685	76769586	76586328	118790979	167441209	297102575	463507289	996627227	1865549817
27	2180	303155528	115154380	114879492	178186468	251161813	445653863	695260934	1494940841	2798324725
28	2190	454733292	172731569	172319237	267279702	376742720	668480794	1042891401	2242411261	4197487088

〈표 IV-4〉 여자급여비 추계

연령그룹		0	1	2	3	4	5	6	7	8
연령		0~9세	10~19세	20~29세	30~39세	40~49세	50~59세	60~69세	70~79세	80세 이상
기간	년도									
1	1920	2267	814	1746	2017	2346	4068	5814	11614	12832
2	1930	2494	895	1921	2218	2581	4475	6395	12775	14116
3	1940	2743	985	2113	2440	2839	4922	7035	14053	15527
4	1950	3017	1083	2324	2684	3123	5414	7738	15458	17080
5	1960	3319	1191	2556	2952	3435	5956	8512	17004	18788
6	1970	3651	1311	2812	3248	3779	6551	9363	18704	20667
7	1980	7302	2621	5624	6495	7557	13103	18727	37408	41333
8	1990	36511	13106	28120	32477	37787	65514	93635	187042	206666
9	2000	182555	65532	140599	162386	188934	327571	468174	935212	1033330
10	2010	273833	98298	210899	243579	283401	491357	702261	1402818	1549995
11	2020	410749	147447	316348	365369	425102	737035	1053392	2104227	2324993
12	2030	616123	221171	474522	548053	637652	1105552	1580087	3156341	3487489
13	2040	924185	331756	711782	822079	956478	1658328	2370131	4734511	5231233
14	2050	1386277	497634	1067674	1233119	1434718	2487492	3555196	7101766	7846850
15	2060	2079416	746450	1601510	1849678	2152076	3731238	5332794	10652649	11770275
16	2070	3119123	1119676	2402266	2774517	3228115	5596858	7999192	15978974	17655412
17	2080	4678685	1679513	3603399	4161776	4842172	8395286	11998788	23968461	26483118
18	2090	7018027	2519270	5405098	6242663	7263258	12592930	17998181	35952691	39724677
19	2100	10527041	3778905	8107647	9363995	10894886	18889395	26997272	53929037	59587015
20	2110	15790562	5668358	12161470	14045993	16342330	28334092	40495908	80893555	89380522
21	2120	23685843	8502537	18242205	21068989	24513495	42501138	60743862	121340332	134070783
22	2130	35528764	12753806	27363308	31603483	36770242	63751706	91115793	182010498	201106175
23	2140	53293146	19130708	41044962	47405225	55155363	95627560	136673689	273015747	301659262
24	2150	79939719	28696062	61567443	71107837	82733044	143441340	205010534	409523621	452488894
25	2160	119909579	43044094	92351165	106661756	124099566	215162009	307515801	614285432	678733341
26	2170	179864368	64566140	138526747	159992634	186149350	322743014	461273702	921428147	1018100011
27	2180	269796552	96849211	207790120	239988951	279224024	484114521	691910553	1382142221	1527150016
28	2190	404694828	145273816	311685181	359983426	418836037	726171782	1037865830	2073213331	2290725025

## 2. 분석결과 및 정책에 주는 시사점

### 가. 분석결과

#### 1) 모형1의 분석결과

계산결과 중 모형1의 결과를 보이면 다음의 두 표와 같다. <표 IV-5>의 현상유지결과(status quo)는 비용불변이고 비용분담도 없는 상태이므로 평균보험금  $B(t)$ 와 순기여금  $E(t)$ 의 변화는 오로지 연령분포와 성분포의 변화에만 의한 것이다.

10년 일인당평균기여금은  $t=16$ 인 2070년대에 14,125,560원으로 최대가 되고, 이후에 정상인구 상태에 해당하는 9,469,121원으로  $t=22$ 인 2130년대부터 수렴한다.  $t=7$ 인 1980년대까지 태어난 세대는  $E(t)$ 가 음수로서 건강보험에 낸 것보다 더 많은 서비스를 일생동안 받게 된다. 반대로 그 이후의 세대는  $E(t)$ 가 양수로서 일생동안 건강보험에 수혜를 받은 액수 보다 더 많은 기여금을 내게 된다.

이로서 인구구조의 노령화는 비용불변이고 급여의 범위가 변하지 않는 조건 하에서 세대간 비형평성을 야기하고 뒤에 오는 세대일수록 뚜렷하게 높은 부담을 하게 만든다는 결론을 얻을 수 있겠다.

위의 현상유지결과와 비교되는 비형평성 최소화와 최대비형평성 최소화의 경우에는 비용분담을 허용하는데 각각 비용분담이 일정한 경우와 10년마다 변화하는 경우를 계산했다.

비형평성 최소화(Trans-Min)의 경우에 있어 <표 IV-5>의 두 번째 세 번째의 칼럼에서 보듯이 일정한 비용분담 비율은 63%를 보이고, 가변적인 비용분담 비율은 29%에서 89%의 범위 사이에 있다. 양쪽 모두 실제에서 받아들이기 어려운 수준의 비용분담변화이나 비용분담이 비형평성최소화라는 정책의 수단으로서 사용된 경우, 현상유지 상태에 비하여  $E(t)$ 가 고르게 분포하고 음수, 양수



모두가 0쪽으로 가까워졌다. 이는 비용분담이 세대간의 형평성을 제고시키고 있음을 나타낸다. 비용분담률이 가변적인 경우는  $E(t)$ 에 0이 더 많이 나타나고 그 값도 현상유지상태와 비교해서는 물론이고, 일정한 비용분담의 경우와 비교해도 훨씬 형평한 방향인 0쪽으로 몰리고 있다. 이는 비형평성최소화의 형평개념의 작동 방향을 나타내 주고 있다고 보겠다.

네 번째와 다섯 번째 칼럼에 나오는 최대비형평성 최소화(Minimax)의 형평성의 개념을 실현시킨 경우를 보면 현상유지상태에 비하여 비용분담을 도입함으로써  $E(t)$ 가 많은 세대에서 작아지고 부호가 반대로 변한 경우에는 0에서의 편차도 많이 줄어든 것을 관찰할 수 있다. 즉, 비용분담의 도입이 세대간 형평성을 향상시킨 것으로 결론 지을 수 있겠다. 그리고 비형평성 최소화와 비교하면 최대비형평성 최소화의 작동기전을 알 수 있다. 즉, 비용분담이 일정한 경우와 가변인 경우에 있어 가장 큰  $E(t)$ 의 값이 각각 6,699,234에서 2,860,700으로, 그리고 2,676,737에서 2,625,222로 감소하였다. 이를 달성하기 위해 최대비형평성 최소화에서는 비형평성 최소화에 비하여 다른 세대의  $E(t)$ 값이 0에서 더 떨어진 세대가 있고 특히 몇몇 세대는 커다란 음수를 갖으며, 비용분담도 특히 일정한 경우에는 커지고 있다.

다음으로 <표 IV-6>은 <표 IV-5>와 재정수지가 적립금을 가능하게 0보다 클 수 있다는 조건만 다르고 다른 조건은 같은 경우이다. 이 경우 현상유지상태는 값이 정해지지 않는다. 따라서 다른 대응하는 부분만을 비교하면 최대비형평성 최소화의 경우에는 변화가 없지만 비형평성 최소화의 경우는 적립금의 허용으로 확연히  $E(t)$ 의 값들이 작아지고 그 분포도 더 형평적인 0에 몰리고 있다. 따라서 적립금을 허용하는 정책은 비형평성최소화의 정책에서는 현저하게 형평성을 개선시킨다는 결론을 내릴 수 있겠다.

〈표 IV-5〉 모형1-1: 비용이 불변이고 할인율이 영인 경우로서  $F(t) = 0$  인 경우

t	Status quo			Trans-Min, a=const.			Trans-Min, a=var			MiniMax, a=const			Minimax a=var.		
	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)
1	3009395	-15877093	0	3009395	-15877093	0	3009395	-15877093	0	3009395	-15877093	0	3009395	-15877093	0
2	3043036	-22287234	0	3043036	-13467078	0	3043036	-8189806	0	3043036	-10443301	0	3043036	-17547684	0
3	2783778	-27188905	0	2783778	-8855112	0	2783778	0	0	2783778	-2569814	0	2783778	-23226793	0
4	2781603	-30970438	0	2781603	-6646440	0	2781603	0	0	2781603	1692455	0	2781603	-25238737	0
5	2877132	-22572508	0	2877132	-4472385	0	2877132	0	0	2877132	1732805	0	2877132	-5274547	0
6	2950038	-12003923	0	2950038	-1397949	0	2950038	0	0	2950038	2238053	0	2950038	2202929	0
7	2999613	-4216169	0	2999613	0	0	2999613	0	0	2999613	1445412	0	2999613	2625222	0
8	3494870	3233783	0	3494870	968410	0	3494870	-8392845	0	3494870	191781	0	3494870	141014	0
9	4428867	8904493	0	4428867	3234248	0	4428867	-7006808	0	4428867	1290342	0	4428867	2625222	0
10	5729387	14152023	0	2144755	5297710	0.63	0	-6397075	1	915851	2262222	0.84	3803169	2625222	0.34
11	7657209	17895981	0	2866422	6699234	0.63	874131	0	0.89	1224016	2860700	0.84	7517789	2625222	0.02
12	10412820	17141824	0	3897966	-3919901	0.63	2884342	-2654947	0.72	1664505	-11140404	0.84	8393635	2625222	0.19
13	12687825	15305358	0	4749598	-8965709	0.63	2056161	-2599398	0.84	2028168	-17286458	0.84	2708235	2625222	0.79
14	13537734	13217138	0	5067755	-9952650	0.63	3443892	-484830	0.75	2164027	-17895852	0.84	5927088	2625222	0.56
15	13753504	12150910	0	5148527	-8291611	0.63	2932005	0	0.79	2198518	-1529836	0.84	7916295	2625222	0.42
16	14125360	8697828	0	5287804	-5330332	0.63	9065604	0	0.36	2257992	-10139548	0.84	10196715	2625222	0.28
17	13415150	5368171	0	5021866	-1423763	0.63	8513954	0	0.37	2144432	-3752213	0.84	9051950	2625222	0.33
18	12890938	2513599	0	4825632	2772084	0.63	9117821	2676737	0.29	2060636	2860700	0.84	9188682	2625222	0.29
19	12376650	703511	0	4633111	827027	0.63	6332173	799925	0.49	1978426	869371	0.84	9225477	753775	0.25
20	11304666	0	0	11304666	0	0	11304666	0	0	11304666	0	0	11304666	0	0
21	10181035		0	10181035		0	10181035		0	10181035		0	10181035		0
22	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
23	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
24	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
25	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
26	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
27	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
28	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0

〈표 IV-6〉 모형1-2 비용이 불변이고 할인율이 영인 경우로서  $F(t) \geq 0$  인 경우

t	Status quo			Trans-Min, a=const.			Trans-Min, a=var			MiniMax, a=const			Minimax a=var.		
	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)
1				3009395	0	0	3009395	0	0	3009395	-15877093	0	3009395	-15877093	0
2				3043036	0	0	3043036	0	0	3043036	-10443301	0	3043036	-17547684	0
3				7465244	0	0	7893224	0	0	2783778	-2569814	0	2783778	-23226793	0
4				8691693	0	0	12491442	0	0	2781603	1692455	0	2781603	-25238737	0
5				5713803	0	0	2877132	0	0	2877132	1732805	0	2877132	-5274547	0
6				3939195	0	0	2950038	0	0	2950038	2238053	0	2950038	2202929	0
7				5091778	247493	0	2999613	0	0	2999613	1445412	0	2999613	2625222	0
8				4336901	835430	0	3494870	0	0	3494870	191781	0	3494870	141014	0
9				4428867	3791287	0	4428867	0	0	4428867	1290342	0	4428867	2625222	0
10				1934334	7085944	0.66	1123544	0	0.80	915851	2262222	0.84	3803169	2625222	0.34
11				2585198	9504324	0.66	0	3211039	1	1224016	2860700	0.84	7517789	2625222	0.02
12				3515537	0	0.66	5216961	0	0.66	1664505	-11140404	0.84	8393635	2625222	0.19
13				4283616	-3360573	0.66	2641881	-628614	0.79	2028168	-17286458	0.84	2708235	2625222	0.79
14		N/A		4570559	-3396065	0.66	3699269	0	0.73	2164027	-17895852	0.84	5927088	2625222	0.56
15				4643406	0	0.66	4686521	0	0.66	2198518	-15299836	0.84	7916295	2625222	0.42
16				4769019	0	0.66	9368101	0	0.67	2257992	-10139548	0.84	10196715	2625222	0.28
17				7953757	0	0.66	8467965	135401	0.47	2144432	-3752213	0.84	9051950	2625222	0.33
18				8745205	2787258	0.66	8906076	2677858	0.31	2060636	2860700	0.84	9188682	2625222	0.29
19				6022783	834277	0.66	6453922	797983	0.48	1978426	869371	0.84	9225477	753775	0.26
20				11304666	0	0	11304666	0	0	11304666	0	0	11304666	0	0
21				10181035		0	10181035		0	10181035		0	10181035		0
22				9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
23				9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
24				9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
25				9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
26				9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
27				9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0
28				9469121		0	9469121		0	9469121		0	9469121		0

## 2) 모형2와 3의 분석결과

다음의 모형2와 3은 모형1과 달리 비용과 할인율을 증가하도록 허용한 모형이다. 모형2와 모형3은 모형3의 할인율이 크다는 것 외에는 동일하다.

모형2와 3의  $F(t)=0$ 인 경우의 계산결과는 모형1과의 비교가 불가능하게 모든  $E(t)$ 가 음수로 나왔다.<sup>주46)</sup> 이는 같은 모형을 사용하여 독일의 자료를 추계하여 계산을 한 경우와 차이가 많이 나는 결과이다. 그러나 모형2와 3 둘 사이의 비교는 가능하므로 이 둘을 비교하여 가능한 정책적 시사점을 구하고, 더 안정적인 독일의 계산을 참고하여 보충적으로 정책에 대한 시사점을 구하겠다.

모형2와 3의 현상유지상태의 경우를 비교하면 인구구조의 변화와 동시에 비용의 증가가 있어 기여금이 꾸준히 증가하고 있다. 현상유지상태의 경우에 있어  $E(t)$ 를 비교하는 경우 모형2와 3 사이의 유일한 차이는 단지 모형3이 모형2보다 할인율이 높다는 것이다. 이 경우 모형3의  $E(t)$ 값이 전부 음수이고 절대값이 일률적으로 모형2보다 작아지고 있다. 이는 높은 할인율이  $E(t)$ 값의 증가를 가져왔다는 결론을 내릴 수 있게 한다. 즉, 할인율이 높을수록 세대간 소득이전의 기전에 의한 부담을 더 크게 느낀다는 결론을 내릴 수 있겠다. 이는 경제학의 당연한 결론을 확인하는 것이고,  $E(t)$ 를 구하는 식에서 당연히 유도될 수 있는 결과이기도 하다. 두 모형을 비교하면 현상유지상태 이외의 경우에서도 일률적으로 할인율이 높은 모형3에서  $E(t)$ 가 커짐을 확인할 수 있다. 이것도  $E(t)$ 를 구하는 식에서 당연히 유도될 수 있는 결과이다. 이 경우 높아진 건강보험에 대한 부담감으로 건강보험에 대한 불만이 증가하고 사람들은 보험회계적인 민간보험을 추구할 것이다.

모형2와 3에서 적립금의 허용은 모형1의 경우보다 더 뚜렷하게 비형평성 최소화 경우에 있어  $E(t)$ 를 개선시키고 있다. 즉, 모든  $E(t)$ 가 0으로 된다. 따라

주46) 여러 번의 검산과 변형을 통해 확인했으나 이 결과에는 변함이 없어 그대로 결과를 사용하기로 하였다. 이 자료를 사용함에 있어 수치에 의미를 두기보다는 일관성 있는 현상의 변화에 초점을 맞춘다면 나름대로 의미가 있다고 생각된다.

서 비형평성 최소화의 정책에서는 적립금의 허용이 세대간 형평성을 현저하게 개선시킨다는 결론을 내릴 수 있겠다. 적립금이 없는 경우와 달리 적립금이 있는 경우에는 할인율이 높은 모형3에서 형평을 달성하기 위한 비용분담의 크기가 모형2보다 크다.

〈표 IV-7〉 모형 2-1: 비용과 할인율이 증가하는 경우,  $F(t) = 0$

t	Status quo			Trans-Min, a=const.			Trans-Min, a=var			MiniMax, a=const			Minimax a=var.		
	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)
1	4806	-422222	0	4806	-422222	0	4806	-422222	0	4806	-422222	0	4806	-422222	0
2	5364	-1304150	0	5364	-1304150	0	5364	-549636	0	5364	-1304150	0	5364	-1304150	0
3	5841	-2617276	0	5841	-2617276	0	5841	-258901	0	5841	-2617276	0	5841	-2617276	0
4	6424	-6658887	0	6424	-6658887	0	6424	0	0	6424	-6658887	0	6424	-6658887	0
5	7107	-6901324	0	7107	-6901324	0	7107	-3526000	0	7107	-6901324	0	7107	-6901324	0
6	7053	-6301279	0	7053	-6301279	0	7053	-6364552	0	7053	-6301279	0	7053	-6301279	0
7	12767	-6686135	0	12767	-6686135	0	12767	-9039499	0	12767	-6686135	0	12767	-6686135	0
8	65736	-10117578	0	65736	-10117578	0	65736	-13480971	0	65736	-10117578	0	65736	-10117578	0
9	366680	-12435752	0	366680	-12435752	0	366680	-15082590	0	366680	-12435752	0	366680	-12435752	0
10	644233	-19335267	0	644233	-19335267	0	0	-21266621	1	644233	-19335267	0	644233	-19335267	0
11	1190097	-32845453	0	1190097	-32845453	0	0	-32307891	1	1190097	-32845453	0	1190097	-32845453	0
12	3610512	-49117135	0	3610512	-49117135	0	86358	-48774964	0.98	3610512	-49117135	0	3610512	-49117135	0
13	3718877	-76036583	0	3718877	-76036583	0	3718877	-76036583	0	3718877	-76036583	0	3718877	-76036583	0
14	5821713	-121061909	0	5821713	-121061909	0	5821713	-121061909	0	5821713	-121061909	0	5821713	-121061909	0
15	8870892	-226487635	0	8870892	-226487635	0	8870892	-226487635	0	8870892	-226487635	0	8870892	-226487635	0
16	13539084	-353672952	0	13539084	-353672952	0	13539084	-353672952	0	13539084	-353672952	0	13539084	-353672952	0
17	19726345	-546084671	0	19726345	-546084671	0	19726345	-546084671	0	19726345	-546084671	0	19726345	-546084671	0
18	28874924	-833007799	0	28874924	-833007799	0	28874924	-833007799	0	28874924	-833007799	0	28874924	-833007799	0
19	41719558	-1108238880	0	41719558	-1108238880	0	41719558	-1108238880	0	41719558	-1108238880	0	41719558	-1108238880	0
20	58286377	-1378083322	0	58286377	-1378083322	0	58286377	-1378083322	0	58286377	-1378083322	0	58286377	-1378083322	0
21	81412625		0	81412625		0	81412625		0	81412625		0	81412625		0
22	117248015		0	117248015		0	117248015		0	117248015		0	117248015		0
23	175872023		0	175872023		0	175872023		0	175872023		0	175872023		0
24	263808034		0	263808034		0	263808034		0	263808034		0	263808034		0
25	395712051		0	395712051		0	395712051		0	395712051		0	395712051		0
26	593568077		0	593568077		0	593568077		0	593568077		0	593568077		0
27	858346946		0	858346946		0	858346946		0	858346946		0	858346946		0
28	1216450962		0	1216450962		0	1216450962		0	1216450962		0	1216450962		0

〈표 IV-8〉 모형 2-2: 비용과 할인율이 증가하는 경우,  $F(t) \geq 0$

t	Status quo			Trans-Min, a=const.			Trans-Min, a=var			MiniMax, a=const			Minimax a=var.		
	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)
1				4806	0	0	4806	0	0	4806	-422222	0	4806	-422222	0
2				5364	0	0	5364	0	0	5364	-624493	0	5364	-1304150	0
3				74091	0	0	5841	0	0	5841	-492882	0	5841	-2617276	0
4				73758	0	0	6424	0	0	6424	-558235	0	6424	-6658887	0
5				7107	0	0	7107	0	0	7107	-453564	0	7107	-6901324	0
6				7053	0	0	470471	0	0	7053	-422222	0	7053	-6301279	0
7				274179	0	0	12767	0	0	12767	-504670	0	12767	-6686135	0
8				65736	0	0	65736	0	0	65736	-1071264	0	65736	-6156811	0
9				1556511	0	0	625078	0	0	366680	-1320313	0	366680	-422222	0
10				578595	0	0.68	0	0	1	63916	-1918308	0.90	644233	-11812785	0
11				380535	0	0.68	325366	0	0.73	118073	-3258692	0.90	1190097	-422222	0
12				1154466	0	0.68	468339	0	0.87	358209	-49889655	0.90	3610512	-36099768	0
13				1189116	0	0.68	6050	0	1.00	368961	-106693949	0.90	3718877	-83655358	0
14				3581765	0	0.68	17915811	0	0.05	577589	-171458212	0.90	5821713	-152373694	0
15		N/A		3974203	0	0.68	2929213	0	0.67	880107	-283823523	0.90	8870892	-266549583	0
16				10527420	0	0.68	4727402	0	0.65	1343252	-397900591	0.90	8197790	-382830230	0.39
17				8021869	0	0.68	14786598	0	0.25	1957108	-569255704	0.90	5161708	-574763669	0.74
18				13089796	0	0.68	10025388	0	0.65	2864765	-825952323	0.90	28874924	-829778449	0
19				16153568	0	0.68	14182443	0	0.66	4139118	-1102019100	0.90	0	-1101334053	1
20				195217684	0	0	178729810	0	0	58286377	-1378083322	0	58286377	-1378083322	0
21				240937071		0	280265217		0	81412625		0	81412625		0
22				280541757		0	275583669		0	117248015		0	117248015		0
23				175872023		0	175872023		0	175872023		0	175872023		0
24				356173775		0	314018302		0	263808034		0	263808034		0
25				691837708		0	698773142		0	395712051		0	395712051		0
26				1370674890		0	1367809407		0	593568077		0	593568077		0
27				1771873727		0	1796228011		0	858346946		0	858346946		0
28				1752648549		0	1843140503		0	1216450962		0	1216450962		0

〈표 IV-9〉 모형3-1: 비용과 할인율이 증가하면서, 모형2보다 할인율이 큰 경우,  
 $F(t) = 0$

t	Status quo			Trans-Min, a=const.			Trans-Min, a=var			MiniMax, a=const			Minimax a=var.		
	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)
1	4806	-420837	0	4806	-420837	0	4806	-420837	0	4806	-420837	0	4806	-420837	0
2	5364	-1297314	0	5364	-1297314	0	5364	-546002	0	5364	-1297314	0	5364	-1297314	0
3	5841	-2593027	0	5841	-2593027	0	5841	-254789	0	5841	-2593027	0	5841	-2593027	0
4	6424	-6562878	0	6424	-6562878	0	6424	0	0	6424	-6562878	0	6424	-6562878	0
5	7107	-6734333	0	7107	-6734333	0	7107	-3461740	0	7107	-6734333	0	7107	-6734333	0
6	7053	-6091958	0	7053	-6091958	0	7053	-6121476	0	7053	-6091958	0	7053	-6091958	0
7	12767	-6589845	0	12767	-6589845	0	12767	-8674593	0	12767	-6589845	0	12767	-6589845	0
8	65736	-10107621	0	65736	-10107621	0	65736	-12989154	0	65736	-10107621	0	65736	-10107621	0
9	366680	-12542502	0	366680	-12542502	0	366680	-14741220	0	366680	-12542502	0	366680	-12542502	0
10	644233	-19604134	0	644233	-19604134	0	0	-21157970	1	644233	-19604134	0	644233	-19604134	0
11	1190097	-33052841	0	1190097	-33052841	0	0	-32622015	1	1190097	-33052841	0	1190097	-33052841	0
12	3610512	-49395229	0	3610512	-49395229	0	84081	-49114902	0.98	3610512	-49395229	0	3610512	-49395229	0
13	3718877	-76199943	0	3718877	-76199943	0	3718877	-76199943	0	3718877	-76199943	0	3718877	-76199943	0
14	5821713	-120803807	0	5821713	-120803807	0	5821713	-120803807	0	5821713	-120803807	0	5821713	-120803807	0
15	8870892	-224949679	0	8870892	-224949679	0	8870892	-224949679	0	8870892	-224949679	0	8870892	-224949679	0
16	13539084	-349785505	0	13539084	-349785505	0	13539084	-349785505	0	13539084	-349785505	0	13539084	-349785505	0
17	19726345	-538170167	0	19726345	-538170167	0	19726345	-538170167	0	19726345	-538170167	0	19726345	-538170167	0
18	28874924	-818912871	0	28874924	-818912871	0	28874924	-818912871	0	28874924	-818912871	0	28874924	-818912871	0
19	41719558	-1091026053	0	41719558	-1091026053	0	41719558	-1091026053	0	41719558	-1091026053	0	41719558	-1091026053	0
20	58286377	-1362121563	0	58286377	-1362121563	0	58286377	-1362121563	0	58286377	-1362121563	0	58286377	-1362121563	0
21	81412625		0	81412625		0	81412625		0	81412625		0	81412625		0
22	117248015		0	117248015		0	117248015		0	117248015		0	117248015		0
23	175872023		0	175872023		0	175872023		0	175872023		0	175872023		0
24	263808034		0	263808034		0	263808034		0	263808034		0	263808034		0
25	395712051		0	395712051		0	395712051		0	395712051		0	395712051		0
26	593568077		0	593568077		0	593568077		0	593568077		0	593568077		0
27	858346946		0	858346946		0	858346946		0	858346946		0	858346946		0
28	1216450962		0	1216450962		0	1216450962		0	1216450962		0	1216450962		0

〈표 IV-10〉 모형3-2: 비용과 할인율이 증가하면서, 모형2보다 할인율이 큰 경우,  
 $F(t) \geq 0$

t	Status quo			Trans-Min, a=const.			Trans-Min, a=var			MiniMax, a=const			Minimax a=var.		
	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)
1				4806	0	0	4806	0	0	4806	-420837	0	4806	-420837	0
2				5364	0	0	5364	0	0	5364	-618798	0	5364	-1297314	0
3				5841	0	0	5841	0	0	5841	-481345	0	5841	-2593027	0
4				233865	0	0	349158	0	0	6424	-537197	0	6424	-6562878	0
5				7107	0	0	98360	0	0	7107	-440349	0	7107	-6734333	0
6				7053	0	0	7053	0	0	7053	-420837	0	7053	-6091958	0
7				118478	0	0	12767	0	0	12767	-510477	0	12767	-6589845	0
8				287776	0	0	65736	0	0	65736	-1033205	0	65736	-8005998	0
9				1044883	0	0	366680	0	0	366680	-1286288	0	366680	-420837	0
10				444368	0	0.77	393033	0	1	62421	-1899477	0.90	644233	-11460892	0
11				267850	0	0.77	0	0	1	115311	-3202545	0.90	1190097	-420837	0
12				812603	0	0.77	256355	0	0.93	349829	-48218333	0.90	3610512	-36268285	0
13				836992	0	0.77	433381	0	0.88	360328	-102574016	0.90	3718877	-82519290	0
14				2578593	0	0.77	13688097	0	0.30	564076	-164544278	0.90	5821713	-148255332	0
15		N/A		3514722	0	0.77	2252664	0	0.75	859516	-273632517	0.90	8870892	-260834070	0
16				6931099	0	0.77	3854336	0	0.72	1311825	-386366258	0.90	10593990	-374418783	0.22
17				6014920	0	0.77	10398883	0	0.47	1911319	-556844135	0.90	2636314	-560876921	0.87
18				8887200	0	0.77	7244288	0	0.75	2797740	-813215083	0.90	28874924	-816372577	0
19				13230932	0	0.77	9846261	0	0.76	4042278	-1085920612	0.90	0	-1085372866	1
20				207942568	0	0	198940602	0	0	58286377	-1362121563	0	58286377	-1362121563	0
21				253335779		0	277692608		0	81412625		0	81412625		0
22				290089013		0	288345030		0	117248015		0	117248015		0
23				175872023		0	175872023		0	175872023		0	175872023		0
24				381323730		0	355286514		0	263808034		0	263808034		0
25				734106507		0	737762206		0	395712051		0	395712051		0
26				1433468009		0	1428646822		0	593568077		0	593568077		0
27				1777860086		0	1798941305		0	858346946		0	858346946		0
28				1779792138		0	1823981005		0	1216450962		0	1216450962		0



### 3) 독일의 연구결과

다음은 독일의 추계자료를 사용하여 계산한 독일의 결과를 가지고 우리나라의 결과에 대한 보충 설명을 하겠다. 독일의 경우와 우리나라의 모형1의 결과는 비슷하여 더 보충할 필요가 없다. 그러나 모형2와 3에 있어  $E(t)$  값이 우리나라와 같이 모두 음수로 나오지 않고 있어 모형 간 비교가 더 자연스럽다. 우리나라의 경우와 마찬가지로 현상유지상태의 경우 할인율이 높은 모형3의 경우에  $E(t)$ 가 더 커서 할인율이 높을수록 인구구조의 변화에 의한 부담을 더 크게 느낀다는 우리나라의 결론과 동일한 결론을 내릴 수 있겠다. 또한 할인율이 높은 모형3에 있어 형평성 제고를 위한 비용분담의 크기가 더 크다.

〈표 IV-11〉 독일의 추계자료를 사용한 모형1의 계산결과(Schulenburg, 1987, 178쪽)

t	Variante	Satatus Quo			Trans-Min, $\alpha = \text{const.}$			Trans-Min, $\alpha = \text{variabe}$			Mini Max, $\alpha = \text{cons}$			Mini Max, $\alpha = \text{variabel}$		
		Jahr	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)
1	1900~1909	26701	-10653	0	26701	-10653	0	26701	-10653	0	26701	-10653	0	26701	-10653	0
2	1910~1919	26410	-12677	0	26410	-8960	0	26410	-4939	0	26410	-7946	0	26410	-7329	0
3	1920~1929	25239	-10882	0	25239	-2684	0	25239	0	0	25239	-448	0	25239	4576	0
4	1930~1939	24922	-12052	0	24922	-799	0	24922	0	0	24922	2269	0	24922	1073	0
5	1940~1949	25888	-5755	0	25888	3970	0	25888	0	0	25888	6622	0	25888	4576	0
6	1950~1959	27688	-4017	0	27688	5378	0	27688	1152	0	27688	7940	0	27688	-5128	0
7	1960~1969	28214	-3983	0	28214	-885	0	28214	0	0	28214	-41	0	28214	-1607	0
8	1670~1979	30366	-4683	0	30366	-7677	0	30366	-5276	0	30366	-8494	0	30366	-12164	0
9	1980~1989	30258	14640	0	30258	6520	0	30258	10778	0	30258	4305	0	30258	4576	0
10	1990~1999	29317	11202	0	18619	7122	36,5	7038	3365	75,9	15698	5996	46,5	13921	4459	54,5
11	2000~2009	29660	15114	0	18830	9595	36,5	22351	0	24,6	15877	8090	46,5	5047	4576	82,9
12	2010~2019	31018	18358	0	19692	4828	36,5	22484	0	27,5	16603	1137	46,5	37018	957	0
13	2020~2029	32808	19318	0	20829	0	36,5	21582	0	61,2	17562	-5268	46,5	16998	4576	48,2
14	2030~2039	35195	17443	0	22344	-4578	36,5	18378	0	47,7	18839	-10585	46,5	25547	4576	27,4
15	2040~2049	36992	13254	0	23485	-3011	36,5	17134	4035	53,6	19801	-7447	46,5	14141	4576	61,8
16	2050~2059	37868	9675	0	24041	-179	36,5	20473	0	45,9	20271	-2867	46,5	28392	4576	25,0
17	2060~2069	36707	5367	0	23304	2671	36,5	31414	0	14,4	19649	1948	46,5	24895	-1741	32,2
18	2070~2079	37234	2021	0	23639	6790	36,5	25884	6511	30,4	19931	8090	46,5	37234	4576	0
19	2080~2089	36196	541	0	22980	3316	36,5	21787	3566	39,8	19375	4073	46,5	19258	4098	46,8
20	2090~2099	34062	-30	0	34062	-30	0	34062	-30	0	34062	-30	0	24062	-30	0
21	2100~2109	33007	0	0	33007	0	0	33007	0	0	33007	0	0	33007	0	0
	그 이후	32361	0	0	32361	0	0	32361	0	0	32361	0	0	32361	0	0

〈표 IV-12〉 독일의 추계자료를 사용한 모형2의 계산결과(Schulenburg, 1987, 179쪽)

Variante		Status Quo			Trans-Min, $\alpha = \text{const.}$			Trans-Min, $\alpha = \text{variabel}$			Mini Max, $\alpha = \text{cons}$			Mini Max, $\alpha = \text{variabel}$		
t	Jahr	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)
1	1900~1909	3768	215	0	3768	215	0	3768	215	0	3768	215	0	3768	215	0
2	1910~1919	4099	-298	0	4099	-125	0	4099	-169	0	4099	-246	0	4099	-298	0
3	1920~1929	4309	-1280	0	4309	-688	0	4309	-255	0	4309	-1102	0	4309	-285	0
4	1930~1939	4681	-2955	0	4681	-1733	0	4681	-1613	0	4681	-2587	0	4681	0	0
5	1940~1949	5348	-2648	0	5348	-1085	0	5348	197	0	5348	-2176	0	5348	1642	0
6	1950~1959	6292	-1272	0	6292	1016	0	6292	1465	0	6292	-581	0	6292	1880	0
7	1960~1969	7053	361	0	7053	1477	0	7053	6232	0	7053	698	0	7053	-6956	0
8	1670~1979	15183	-1903	0	15183	-3520	0	15183	-3351	0	15183	-2391	0	15183	-20378	0
9	1980~1989	30258	14627	0	30528	7999	0	30528	0	0	30528	12627	0	30528	-27166	0
10	1990~1999	43990	16805	0	30870	11739	29,8	34155	0	22,3	40032	15293	8,9	43990	-6616	0
11	2000~2009	66736	34132	0	46832	23951	29,8	15484	0	76,7	60730	31060	8,9	4511	58552	93,2
12	2010~2019	104686	62164	0	73463	24739	29,8	104686	0	0,0	95265	50871	8,9	0	100303	100,0
13	2020~2029	166094	98102	0	116556	18041	29,8	42446	0	74,7	151147	73944	8,9	118195	114465	28,8
14	2030~2039	267269	132905	0	187556	3972	29,8	176274	0	31,0	243217	91604	8,9	267269	112037	0
15	2040~2049	421370	151606	0	295696	0	29,8	120551	0	71,3	383450	105861	8,9	421970	114465	0
16	2050~2059	647020	166162	0	454046	28550	29,8	468134	0	27,6	588793	124640	8,9	647020	114465	0
17	2060~2069	940779	138742	0	660191	82700	29,8	599652	0	36,2	856116	121832	8,9	923147	55232	1,9
18	2070~2079	1431417	79459	0	1004497	229196	29,8	1089354	246794	23,8	1302601	124640	8,9	1431417	114465	0
19	2080~2089	2087292	33867	0	1464756	164571	29,8	1117521	237475	46,4	1899451	73305	8,9	1739173	106956	16,7
20	2090~2099	2946291	1403	0	2946291	1403	0	2946291	1403	0	2946291	1403	0	2946291	1403	0
21	2100~2109	4282610		0	4282610		0	4282610		0	4282610		0	4282610		0
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	0
28	2170~2179	71740697		0	71740697		0	71740697		0	71740697		0	71740697		

〈표 IV-13〉 독일의 추계자료를 사용한 모형3의 계산결과(Schulenburg, 1987, 180쪽)

Variante		Satatus Quo			Trans-Min, $\alpha = \text{const.}$			Trans-Min, $\alpha = \text{variabe}$			Mini Max, $\alpha = \text{cons}$			Mini Max, $\alpha = \text{variabel}$		
t	Jahr	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)	b(t)	E(t)	a(t)
1	1900~1909	3768	-205	0	3768	-205	0	3768	-205	0	3768	-205	0	3768	-205	0
2	1910~1919	4099	-395	0	4099	-279	0	4099	-309	0	4099	-295	0	4099	-175	0
3	1920~1929	4309	-738	0	4309	-334	0	4309	-306	0	4309	-391	0	4309	31	0
4	1930~1939	4681	-1627	0	4681	-749	0	4681	-809	0	4681	-873	0	4681	44	0
5	1940~1949	5348	-1015	0	5348	96	0	5348	431	0	5348	-60	0	5348	1103	0
6	1950~1959	6292	2022	0	6292	3082	0	6292	3758	0	6292	2932	0	6292	4042	0
7	1960~1969	7053	4570	0	7053	3525	0	7053	6249	0	7053	3672	0	7053	2578	0
8	1670~1979	15183	4047	0	15183	1702	0	15183	0	0	15183	-890	0	15183	-6909	0
9	1980~1989	30258	16103	0	30528	3664	0	30528	0	0	30528	5422	0	30528	-14218	0
10	1990~1999	43990	20375	0	20904	9682	52,4	26866	0	38,9	24165	11193	45,1	0	-10794	100,0
11	2000~2009	66736	36476	0	31712	17333	52,4	18657	2567	72,0	36660	20038	45,1	0	-19686	100,0
12	2010~2019	104686	63610	0	49746	18270	52,4	68568	0	34,5	57508	24675	45,1	0	-9733	100,0
13	2020~2029	166094	100834	0	78927	13783	52,4	27903	0	83,2	91242	26082	45,1	0	-12760	100,0
14	2030~2039	267269	144872	0	127004	0	52,4	92765	0	65,2	146821	20467	45,1	0	18306	100,0
15	2040~2049	421370	189440	0	200232	23835	52,4	0	0	100,0	231475	47231	45,1	0	157252	100,0
16	2050~2059	647020	249065	0	307459	96564	52,4	336556	0	47,9	355433	118109	45,1	0	57882	100,0
17	2060~2069	940779	300114	0	447052	253565	52,4	393004	67579	58,2	516805	260142	45,1	940779	213506	0
18	2070~2079	1431417	356937	0	680200	607458	52,4	724289	686465	49,4	786332	572064	45,1	309373	669413	78,7
19	2080~2089	2087292	471917	0	991867	701906	52,4	0	910154	100,0	1146628	669413	45,1	1146628	669413	45,1
20	2090~2099	2946291	669413	0	2946291	669413	0	2946291	669413	0	2946291	669413	0	2946291	669413	0
21	2100~2109	4282610		0	4282610		0	4282610		0	4282610		0	4282610		0
...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	0
28	2170~2179	71740697		0	71740697		0	71740697		0	71740697		0	71740697		

#### 나. 정책에 주는 시사점

분석결과는 자료추계가 자료의 한계로 여러 가지 비판받을 수 있는 전제에 근거하고 있어 엄밀하지 않고 모형도 단순화한 관계로 정량적인 결과의 도출을 목적으로 하지 않는다. 그러나 현상의 골격은 담고 있으므로 현상의 일반적인 진행방향에 관한 결론은 가능하다고 생각된다.

인구구조의 노령화는 비용불변이고 급여의 범위가 변하지 않는 조건 하에서 세대간 비형평성을 야기하고 뒤에 오는 세대일수록 뚜렷하게 높은 부담을 하게 만든다.

아무런 정책이 없는 경우와 비교하여 비형평성 최소화 조치는 비용분담을 통해 세대간의 형평성을 제고시킬 수 있다. 비형평성최소화의 조치는 각 세대의 순기여를 0의 방향으로 몰아가는 경향이 있다.

최대비형평성 최소화(Minimax)의 형평성의 개념을 실현시킨 경우에 있어서도 비용분담의 도입이 세대간 형평성을 향상시킨다. 비형평성 최소화와 비교하면 최대비형평성 최소화는 가장 큰 순기여를 감소시킨다. 이를 달성하기 위해 최대비형평성 최소화에서는 비형평성 최소화에 비하여 다른 세대의  $E(t)$  값이 0에서 더 떨어진 세대가 있고 특히 몇몇 세대는 커다란 음수를 가지며, 비용분담도 특히 일정한 경우에는 커지고 있다.

재정수지가 적립금을 가능하게 0보다 클 수 있는 경우에 최대비형평성 최소화는 변화가 없지만 비형평성 최소화의 경우는 적립금의 허용으로 확연히  $E(t)$ 의 값들이 작아지고 그 분포도 더 형평적인 0에 몰리고 있다. 따라서 적립금을 허용하는 정책은 비형평성최소화의 정책에서는 현저하게 형평성을 개선시킨다는 결론을 내릴 수 있다.

또한 높은 할인율이  $E(t)$  값의 증가를 가져오고 있다. 이는 할인율이 높을수록 세대간 소득이전의 기전에 의한 부담을 더 크게 느낀다는 결론을 내릴 수 있게 한다. 이 경우 높아진 건강보험에 대한 부담감으로 건강보험에 대한 불

만이 증가하고 사람들은 보험회계적인 민간보험을 추구할 것이다.

비용증가와 할인율의 증가가 있는 경우 적립금의 허용은 비용증가가 없는 경우보다 더 뚜렷하게 비형평성 최소화의 경우에 있어  $E(t)$ 를 개선시킨다. 즉, 모든  $E(t)$ 가 0으로 된다. 따라서 비형평성 최소화의 정책에서는 적립금의 허용이 세대간 형평성을 현저하게 개선시킨다는 결론을 내릴 수 있겠다.

적립금이 없는 경우와 달리 적립금이 있는 경우에는 할인율이 높은 경우 형평을 달성하기 위한 비용분담의 크기가 커진다.

## V. 결론 및 정책적 제언

### 1. 결론

건강보험에 있어 세대간 형평의 문제는 후대의 부담을 증가시켜 형평성이라는 가치에 있어서도 문제가 되지만, 이러한 비형평성에 의한 불만이 건강보험제도 자체의 존속을 위협할 수 있어 더욱 문제가 된다. 따라서 우리나라의 건강보험에 있어 세대간 형평의 문제가 존재하는지, 있다면 얼마나 크며 동적으로 심화되고 있는지 등의 여부를 연구하고, 가능한 개선방안을 연구하는 것이 필요하다.

우리나라의 경우 건강보험에서 세대간 형평의 발생조건인 인구의 노령화와 비용의 유자곡선가정이 충족되고 있다. 따라서 연대원칙과 부과방식을 가지고 있는 우리나라의 건강보험에는 세대간 형평의 문제가 발생하고 있다.

그 발생의 크기도 보험재정에서 노인인구예로의 소득이전분이 차지하는 비중의 지표를 보면 20%대에 이르러 무시할 수 없는 크기이고, 그 경향도 전체적으로 증가의 경향을 보이고 있다.

또한 세대간 형평이 동적으로 심화되고 있는지를 판단할 수 있는 노령화와 의료비간의 상승적인 관계인 의료의 시지프스 현상에 대한 연구결과를 보면 우리나라에는 의료의 시지프스 현상이 존재하고 그 크기도 다른 나라에 비해 아직 큰 것을 알 수 있다.

이러한 연구결과를 근거로 할 때 우리나라 건강보험에서의 세대간 형평의 문제는 더 이상 방치할 수 없는 문제로 그에 대한 대책이 필요한 단계라 할 수 있겠다.

## 2. 정책적 제언

선형모형과 비형평성 최소화(Trans-min) 및 최대비형평성 최소화(Minimax)라는 형평개념을 사용한 연구결과 다음과 같은 정책적 제언이 가능하겠다.

정책수단은 궁극적으로 건강보험의 수입과 지출에 관계하는 요인들이 된다. 본 연구에서는 비용분담과 적립금의 허용의 두 경우를 살펴보았다. 물론 비용분담의 경우 우리나라는 비용분담이 이미 높아 정책으로서의 가치가 높지 않을 수 있지만 그 가능성을 살펴보는 것은 가능하리라 생각된다.

연구결과에 의하면 인구노령화는 비용이 불변이고 급여범위가 변하지 않는 상태에서도 세대간의 비형평성을 야기하고 특히 뒤에 오는 세대일수록 뚜렷하게 높은 부담을 하게 만든다. 이러한 경향에 대해 아무런 조치를 하지 않는 경우에 비해 비형평성 최소화(Trans-min) 및 최대비형평성 최소화(Minimax)의 형평개념에 입각해 설정된 비용분담은 전체적으로 세대간 형평의 문제를 개선시키는 효과를 가지고 있다.

비형평성 최소화(Trans-min)는 각 세대의 순기여를 형평적인 0쪽으로 몰아가는 경향을 보인다. 최대비형평성 최소화(Minimax)는 다른 경우에 비해 최대의 순기여를 작게 하지만, 대신 다른 세대의 비용분담이나 음수의 순기여를 크게 하는 효과를 가지고 있다.

적립금을 허용하는 경우 비형평성 최소화에 입각한 정책은 현저하게 순기여를 0쪽으로 몰리게 하고 따라서 형평을 크게 제고 시킨다.

할인율이 높은 경우 세대간 비형평에 의한 부담은 크게 인식되고 따라서 건강보험에 대한 불만을 높인다. 이 경우 민간보험에 대한 욕구가 늘어날 수 있다.

비용과 할인율이 증가하는 상황에서 적립금의 허용은 비형평성 최소화에 따른 경우 정책의 경우 순기여를 모두 0으로 몰아가는 효과를 보여 형평성을 획기적으로 개선시킬 수 있다.



그러나 적립금이 있는 경우 할인율이 높으면 형평을 달성하기 위한 비용분담이 커진다.

### 3. 본 연구의 기여, 제한점 그리고 개선방향

본 연구는 건강보험에서 세대간 형평이 발생할 수 있는 기전을 밝히는 수리적 모형을 통해 그 발생조건을 엄밀히 밝히고, 그 조건을 우리나라 자료를 통해 검증함으로써 우리나라 건강보험에 세대간 형평의 문제가 존재함을 엄밀히 밝혔다. 그리고 그 크기를 쟁 수 있는 척도를 개발하여 우리나라의 자료를 사용한 결과를 제시했다.

또한 고령화와 의료비 간에 상승적인 상호관계 즉, 의료의 시지프스 현상이 존재하는 경우 세대간 형평의 문제가 동적으로 심화될 수 있음을 밝히고, 우리나라 자료를 사용하여 이의 존재 및 크기를 밝혔다.

이러한 건강보험의 세대간 형평문제에 대처할 수 있는 개선방안을 제한적이거나 비형평성 최소화와 최대비형평성 최소화라는 두 가지 형평성 개념을 적용한 선형모형을 통해 밝혔다.

본 연구의 가장 큰 제한점은 선형모형을 통한 시뮬레이션의 자료가 비판을 받을 수 있는 가정 하에 추계되었다는 것이다. 이는 자료가 턱없이 미비한 상황에 기인하나 신빙성 있고 엄밀한 자료를 얻기 위한 노력을 등한시 할 수 있는 구실은 되지 않는다. 모형을 좀 더 현실에 가깝게 하려는 노력도 요구된다. 또한 정책적 제안을 좀 더 구체적이고 다양하게 해야 하겠다.

## 참 고 문 헌

- 강영호, 「사회경제적 사망 불평등: 한국노동패널 조사의 사망 추적 결과(1998전환기에서 본 의료보험의 개혁방안)」, 『한국사회정책』, 제4집, 제2호, 1997.
- 국민건강보험공단, 『건강보험통계연보』, 2000~2002.
- 건강보험심사평가원, 『의료보험통계연보』, 1998~1999.
- 권순만·양봉민·이태진·오주환·이수형, 「보건의료 이용의 형평성」, 『보건경제연구』, 제 9권, 제2호, 2003.
- 김동건, 『현대재정학』, 서울: 박영사, 1984.
- 김승권·김민자·이연주·박정환·선우덕·조성현·곽혜경·조애저·김유경·강옥희, 『저출산 대비 인구정책개발 및 범정부추진체계 수립 연구』, 보건복지부·한국보건사회연구원, 2003.
- 김원중, 「민간의료보험 도입 필요성과 과제」, 『대한병원협회지』, 제7권, 제1호, 2004.
- 김원중 등, 『의료서비스의 질 향상 및 전문병원 도입을 위한 정책연구』, 인제대학교, 2003.
- 김원중 등, 「데이터마이닝을 활용한 의료보험료 부과체계 개발」, 『대한의료정보학회지』, 제7권, 제2호, 2001.
- 김진현, 「건강보험의 재정전망과 재정안정대책」, 『보건경제연구』, 2003.
- \_\_\_\_\_, 『건강보험의 근본적 재정안정을 위한 정책과제 연구』, 서울대학교 보건대학원, 2002.
- \_\_\_\_\_, 『국민건강보험의 재평가와 정책개선방안』, 공공경제, 2002.
- \_\_\_\_\_, 「의료서비스의 생산함수와 활용」, 『인문사회과학논총』, 제7권, 1호, 2000.

- 박재용, 「노인의 사망 전 1년간 의료이용 수준과 추이분석」, 『예방의학회지』, 제 36권, 제 4호, 2003, pp.325~331.
- \_\_\_\_\_, 「국민의료비 추이와 건강보험의 과제」, 『건강보험포럼』, 제1권, 제3호, 2002, pp.5~15.
- \_\_\_\_\_, 「지역의료보험 통합전후의 계층간 보험료 이전효과 비교」, 『보건행정학회지』, 제11권, 제2호, 2001, pp.85~122.
- \_\_\_\_\_, 「건강보험의 재정운영과 보험료부과의 형평성」, 『건강보험재정운영 어떻게 할 것인가 토론회』, 2001, pp.1~27.
- \_\_\_\_\_, 「건강보험의 제도변화와 재정 안정화」, 『한국사회보장학회』, 춘계, 2001, pp.117~148.
- \_\_\_\_\_, 「지역의료보험 재정지출의 결정요인」, 『예방의학회지』, 제28권, 제1호, 1995, pp.153~174.
- \_\_\_\_\_, 「의료보험 진료비증가의 요인별 기여도」, 『대한보건협회지』, 제12권, 제2호, 1986, pp.103~112.
- \_\_\_\_\_, 「직장의료보험조합 재정수지에 대한 관련요인 분석」, 『대한보건협회지』, 제11권, 제2호, 1985, pp.71~81.
- 사공진·손장원, 「국민의료비 결정요인 및 그 효과에 대한 연구」, 『보건경제연구』, 제5권, 1999, pp.1~23.
- 사공진, 「Panel Study에 의한 국민의료비의 결정요인 분석」, 『보건경제연구』, 제1권, 1995, pp.30~52.
- 신수식, 『사회보장론』, 개정판, 서울: 박영사, 1986.
- 양봉민·권순만·이태진·오주환·이수형, 「보건의료 자원조달의 형평성」, 『보건경제연구』, 제 9권, 제2호, 2003.
- 양봉민·김진현·이태진, 『건강보험의 근본적 재정안정을 위한 정책과제 연구』, 재정경제부, 2002.

- 양봉민, 『보건경제학』, 서울: 나남출판사, 1999.
- \_\_\_\_\_, 「재원조달방식으로서의 MSA에 대한 고찰」, 『보건경제연구』, 제5권, 1999.
- \_\_\_\_\_, 「전환기에서 본 의료보험의 개혁방안」, 『한국사회정책』, 제4집, 제2호, 1997.
- \_\_\_\_\_, 「우리나라 의료제도의 구성과 성과」, 『건강보장연구』, 제1호, 1997.
- \_\_\_\_\_, 『한국의료보험의 장래』, Health Policy and Planning, 1991.
- \_\_\_\_\_, 『보건경제학원론』, 서울: 수문사, 1989.
- 양봉민·이태진, 『국민의료비 억제방안에 관한 연구』, 의료보험관리공단, 1989.
- 의료보험연합회, 『의료보험통계연보』, 1989~1997.
- 이상영·오영호·송현중·김은정·조성현·박재용·김용익·정우진·유제국, 『보건의료  
자원 수급 현황 및 관리정책 개선방안』, 한국보건사회연구원, 2003.
- 이준구, 『소득분배의 이론과 현실』, 서울: 다산출판사, 1989.
- 이태진·양봉민·권순만·오주환·이수형, 「보건의료 비용 지출의 형평성」, 『보건경  
제연구』, 제 9권, 제2호, 2003.
- 이태진·장원기, 「일차의료중심의 NHS 개혁에 대한 고찰」, 『보건경제연구』, 제6권,  
제1호, 2000.
- 정운찬, 『거시경제론』, 서울: 다산출판사, 1982.
- 통계청, 『인구주택총조사보고서 제 1권, 전국편』, 2000.
- 통계청, 『한국의 사회지표』, 1994~2003.
- 홍정기, 『국민의료비의 시계열 및 간접의료비용 추계』, 한국보건사회연구원, 1995.
- Aaron, H., "The Social Insurance Paradox," *Canadian Journal of Economics and  
Political Science*, Vol.32, 1966, pp.371~374.
- Auster, R., I. Leveson, and D. Sarachek, "The Production of Health, an Exploratory  
Study", *The Journal of Human Resources*, Vol.4, No.4, 1969, pp.411~436.

- Chiang, Alpha C., *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, 2nd ed., New York, 1974.
- Cochrane, A.L., A.S. St Leger, and F. Moore, "Health Service Input and Mortality Output in Developed Countries", *Journal of Epidemiology and Community Health*, Vol.32, 1978, pp.200~205.
- Dinkel, Reiner, "Social Security and Intergenerational Equity", in: J.-M. Graf von der Schulenburg(ed.), *Essays in Social Security Economics*, Berlin, 1986, pp.77~107.
- Frech, III., H.E. & Jr. Miller, Richard D., *The Productivity of Health Care and Pharmaceuticals: An International Comparison*. The AEI Press, Washington. D.C., 1999.
- Fuchs, V.R., "Though Much is Taken. Reflections on Aging, Health, and Medical Care", NBER Working Paper No. 1269, Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 1984.
- Gerdtham, U.If G., et al., "The Determinants of Health Expenditure in the OECD Countries: A Pooled Data Analysis". *Health, the Medical Profession, and Regulation, Developments in Health Economics and Public Policy*, Vol.6, 1998, pp.113~134.
- Gerdtham, U.If G., et al., "A Pooled Cross-Section Analysis of the Health Care Expenditures of the OECD Countries. *Health Economics Worldwide. Developments in Health Economics and Public Policy Series*, Vol.1, 1992, pp.287~310.
- Hadley, J., "Medicare Spending and Mortality Rates of the Elderly", *Inquiry*, Vol.25, No.4, 1988, pp.485~493.
- Hadley, J., "More Medical Care, Better Health? An Econometric Analysis for Mortality Rates", Urban Institute Press, Washington D.C., 1982.

- Holler, Manfred J., "Intergeneration Solutions to the Social Security Dilemma," in: J.-M. Graf von der Schulenburg(ed.), *Essays in Social Security Economics*, Berlin, 1986, pp.54~74.
- Keyfitz, Nathan, *Applied Mathematical Demography*, New York, 1977.
- Kleiman, E., "The Determinants of National Outlay on Health", Perlman, M.(eds.), *The Economics of Health and Medical Care*, London: Macmillan, 1974, pp.66~81.
- Kleindorfer, Paul R. and Schulenburg, J.-M. Graf v. d., "Intergenerational Equity and Fund Balances for Statutory Health Insurance," in: J.-M. Graf von der Schulenburg(ed.), *Essays in Social Security Economics*, Berlin, 1986, pp.108~129.
- Lerner, A. P., "Consumption-Loan Interest and Money," *Journal of Political Economy*, Vol.67, 1959, pp.512~518.
- Leu, R.E., "The Public-private Mix and International Health Care Costs", Culyer, A.J. and B. Jonsson. (eds.), *Public and Private Health Services*, Oxford: Basil Blackwell, 1986, pp.41~63.
- Maxwell, R.J., "Health and Wealth", Lexington Books, Lexington, 1981.
- Musgrave, Richard A. and Musgrave, Peggy B., *Public Finance in Theory and Practice*, 3rd. ed.; Auckland, 1980.
- Newhouse, J.P. et al., "Some Interim Results from a Controlled Trial of Cost Sharing in Health Insurance", Report No. R-2847-HHS, Santa Monica: Rand Corporation, 1982.
- Newhouse, J.P., "Medical-Care Expenditure: A Cross-national Survey", *Journal of Human Resources*, Vol.12, No.1, 1977, pp.115~125.

- Newhouse, J.P., and Ch.E. Phelps, "New Estimates of Price and Income Elasticities of Medical Care Services", Rosett, R.N.(eds.), *The Role of Health Insurance in the Health Services Sector*, New York: National Bureau of Economic Research, 1976, pp.261~312.
- Newhouse, J.P., and L.J. Friedlander, "The Relationship Between Medical Resources and Health: Some additional Evidence", *Journal of Human Resources*, Vol.15, No.2, 1980, pp.200~218.
- OECD, "New Directions in Health Care Policy", *Health Policy Studies* No. 7, 1995.
- OECD, *OECD Health Data 2003*, 2004
- Pelzman, S., "Regulation and Health: The Casefo Mandatory Prescriptions and an Extension", *Managerial and Decision Economics*, Vol.8, 1987, pp.41~46.
- Rawls, J., *A Theory of Justice*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1971.
- Samuelson, P. A., "Consumption-Loan Interest and Money: Reply," *Journal of Political Economy*, vpl.67, 1959, pp.518~522.
- Samuelson, P. A., "An Exact Consumption-Loan Model with or without the Social Contrivance of Money," *Journal of Political Economy*, Vol.66, 1958, pp.467~482.
- Schneider, E.L., and J.A. Brody, "Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity: Another View", *New England Journal of Medicine*, vol.309, No.14, 1983, pp.854~856.
- Schulenburg, J.-Matthias Graf v. d., *Selbstbeteiligung - Theoretische und empirische Konzepte fuer die Analyse ihrer Allokations- und Verteilungswirkungen* (비용분담 - 그 것이 자원배분과 소득분배에 미치는 영향분석을 위한 이론적 실증적 방안들), Tuebingen, 1987.

- Shryock, Henry S., Siegel, Jacob S. and Associates, *The Methods and Materials of Demography*, condensed by G. Stockwell, New York, 1976.
- Stewart, Jr. Charles T, "Allocations of Resources to Health", *The Journal of Human Resources*, Vol.6, No.1, 1971, pp.103~122.
- Wolfe, B. L., "Health Status and Medical Expenditures: Is There a Link?", *Social Science and Medicine*, Vol.22, No.10, 1986, pp.993~999.
- Wolfe, B.L., and M. Gabay, "Health Status and Medical Expenditure: More Evidence of a Link", *Social Science and Medicine*, Vol.25, No.8, 1987, pp.883~888.
- Zweifel, P., "Was ist eine zusaetzliche Million fur das Gesundheitswesen wert? (Another Million for Swiss Health Care: What Would it be Worth?)", *Zeitschrift fur Volkswirtschaft und Statistik*, Vol.114, 1978, pp.449~474.
- Zweifel, P., and M. Ferrari, "Is There a Sisyphus Syndrome in Health Care?", Peter Zweifel and III. Frech, H.E. (eds.), *Health Economics Worldwide, Departments in Health Economics and Public Policy Series*, Vol.1, 1992, p.311~330.
- Zweifel, Peter and Steinmann, Lukas, "The Sisyphus Syndrome in Health Revisited," Socioeconomic Institute, University of Zurich, Switzerland, 2002.



## 〈부 록〉

〈부표〉 평균진료비(1989~2002년)

연도	대표연령	평균진료비			평균기여금
		남 자	여 자	전 체	
1989년	0세	129050.2	93705.24	111799.3	108587.9
	2세	66207.59	51956.76	59228.07	108587.9
	7세	39766.54	31257.11	35566.79	108587.9
	12세	22816.6	16621.05	19765.87	108587.9
	17세	24801.4	19805.84	22267.4	108587.9
	22세	27279.25	40516.56	34382.68	108587.9
	27세	36262.77	62323.19	49015.08	108587.9
	32세	39477.64	52753.94	45921.29	108587.9
	37세	43572.24	51048.64	47159.94	108587.9
	42세	49368.88	57116.4	53083.67	108587.9
	47세	64877.36	73458.27	69129.57	108587.9
	52세	79849.96	85685.31	82807.85	108587.9
	57세	91481.24	90178.51	90779.04	108587.9
	62세	105948.1	93921.21	99244.49	108587.9
	1990년	0세	204540.9	162942	185137.6
2세		107512.8	87914.23	98105.17	155198.3
7세		61925.25	50819.27	56517.13	155198.3
12세		34480.46	26529.34	30604.01	155198.3
17세		37959.19	28419.65	33150.58	155198.3
22세		39946.48	56181.84	48754.96	155198.3
27세		49055.9	88562.29	68432.52	155198.3
32세		55713.52	76030.45	65606.48	155198.3
37세		64087	74505.14	69143.16	155198.3
42세		74415.45	84006.18	79054.95	155198.3
47세		92833.75	104153	98469.28	155198.3
52세		111535.6	118123.8	114889.2	155198.3
57세		127623.5	123511.3	125402	155198.3
62세		148576.8	131780.5	139033.4	155198.3
67세		157207	129727.1	141497.3	155198.3
72세	145466.7	111745	125267.4	155198.3	
77세	120005.3	80184.24	92976.61	155198.3	

연도	대표연령	평균진료비			평균기여금
		남 자	여 자	전 체	
1991년	0세	207781.3	164778.4	187592.1	159317.4
	2세	115380	96890.01	106639.8	159317.4
	7세	65811.72	54739.24	60479.61	159317.4
	12세	35692.82	27621.17	31769.69	159317.4
	17세	39462.18	29824.23	34649.21	159317.4
	22세	40365.34	57668.45	49617.65	159317.4
	27세	49902.31	94860.04	71922.53	159317.4
	32세	58093.97	78969.61	68364.56	159317.4
	37세	67662.28	76385.11	71926.17	159317.4
	42세	81520.14	88593.17	84961.11	159317.4
	47세	99011.66	110015.9	104484.9	159317.4
	52세	118841	125266.8	122106.6	159317.4
	57세	140163.3	135324.3	137589.8	159317.4
	62세	163900.8	147205.9	154450.3	159317.4
	67세	176334	148874.9	160612.1	159317.4
72세	166980.5	130022.2	145008.9	159317.4	
77세	133747.9	90744.82	104780.6	159317.4	
1992년	0세	242737.9	199001.1	222448.8	180837.5
	2세	124199.3	105834.5	115604.7	180837.5
	7세	73692.27	81544.44	76927.99	180837.5
	12세	40848.01	31538.01	36349.56	180837.5
	17세	45991.11	34041.72	40060.33	180837.5
	22세	45258.97	66864.86	56582.05	180837.5
	27세	55739.34	106679.4	80994.12	180837.5
	32세	64217.25	88884.35	76372.48	180837.5
	37세	75560.09	86146.9	80721.68	180837.5
	42세	90283.81	98662.37	94347.55	180837.5
	47세	112017.8	123878.6	117897.8	180837.5
	52세	135807.5	141438.7	138666	180837.5
	57세	164216.2	159079.3	161514.3	180837.5
	62세	190858.2	174188.6	181471.3	180837.5
	67세	208045.3	175354.8	189221.4	180837.5
72세	201630.9	156207.4	174797.5	180837.5	
77세	161522.9	111624.2	128093.4	180837.5	

연도	대표연령	평균진료비			평균기여금
		남 자	여 자	전 체	
1993년	0세	291837.1	237151.9	266499.3	202842.7
	2세	153731.6	131181.5	143174.8	202842.7
	7세	88868.87	75861.35	82668.16	202842.7
	12세	46363.14	35386.42	41038.83	202842.7
	17세	48795.93	35657.69	42322.06	202842.7
	22세	48892.37	70824.44	60232.31	202842.7
	27세	57638.68	112268.9	84641.41	202842.7
	32세	70760.14	98904.16	84566.67	202842.7
	37세	82173.8	93634.12	87752.45	202842.7
	42세	100377.1	108353.4	104258.2	202842.7
	47세	118139.2	133702.1	125826.2	202842.7
	52세	157808.8	165967.1	161954.6	202842.7
	57세	190242.2	184393.3	187177.4	202842.7
	62세	221924.8	201731.1	210570.7	202842.7
	67세	249033.3	208371.9	225319.5	202842.7
	72세	240732.4	187875.8	209157.4	202842.7
77세	195880.5	133469.5	153703.4	202842.7	
1994년	0세	293792.3	241308.2	269635.4	219377.9
	2세	157834.6	134196.1	146766.9	219377.9
	7세	92018.33	78746.29	85709.83	219377.9
	12세	52326.52	39854.07	46295.06	219377.9
	17세	53418.73	38646.25	46132.83	219377.9
	22세	52782.72	73779.36	63549.53	219377.9
	27세	62152.49	121381.8	91294.38	219377.9
	32세	75894.86	106027.2	90632.56	219377.9
	37세	88515.78	100269.7	94265.78	219377.9
	42세	105354.3	114932.2	110010.7	219377.9
	47세	128353.5	145093.3	136589	219377.9
	52세	172748.8	185089.3	179033	219377.9
	57세	211051.8	204436.9	207602.1	219377.9
	62세	243421.2	226211.9	233824.8	219377.9
	67세	278357.4	236516.3	253735.1	219377.9
	72세	280756.7	224339.6	247074.1	219377.9
77세	227126.4	156958.1	180004.9	219377.9	

연도	대표연령	평균진료비			평균기여금
		남 자	여 자	전 체	
1995년	0세	366313.8	287751.1	329613.7	267759.4
	2세	190141.8	163166.1	177510.9	267759.4
	7세	109369.1	95058.5	102598.7	267759.4
	12세	63174.63	47607.5	55660.08	267759.4
	17세	66514.6	46304.71	56551.62	267759.4
	22세	65011.97	87666.63	76620.65	267759.4
	27세	74541.97	142405.7	107771	267759.4
	32세	91522.77	125064.3	107892.3	267759.4
	37세	104612	117594.7	110946.2	267759.4
	42세	124177.7	132377.7	128186.7	267759.4
	47세	154409.9	173267.1	163666.1	267759.4
	52세	210612.6	227370.8	219102.1	267759.4
	57세	259395.3	256846.9	258071.6	267759.4
	62세	295251.8	279488.9	286604.8	267759.4
	67세	348126.9	303918.6	322041	267759.4
72세	358065.5	292317	318533.3	267759.4	
77세	294986.6	206567.4	235854.1	267759.4	
1996년	0세	409627.1	323172.5	368857.7	327574.6
	2세	234337.8	201205.6	218839.3	327574.6
	7세	129797.4	112067.8	121403.2	327574.6
	12세	78941.1	59738.14	69691.22	327574.6
	17세	81864.84	56252.1	69248.12	327574.6
	22세	78155.56	103716	91293.67	327574.6
	27세	88180	163593.1	125301.3	327574.6
	32세	108098.6	147649.6	127358.3	327574.6
	37세	125996.5	141232.4	133469.2	327574.6
	42세	149917.2	159672.7	154691.4	327574.6
	47세	193394.5	212531.7	202831	327574.6
	52세	252203.8	275696.7	264067	327574.6
	57세	315006.2	311125.6	312992.7	327574.6
	62세	367730.2	352566.7	359503.2	327574.6
	67세	441034.1	386283.9	408751.8	327574.6
72세	465981.6	385188.7	417132.1	327574.6	
77세	377149	269339.3	305352.5	327574.6	

연도	대표연령	평균진료비			평균기여금
		남 자	여 자	전 체	
1997년	0세	440055	348573.8	396374.8	376495.3
	2세	265469.5	230505.3	249100.2	376495.3
	7세	156791.6	137660.1	147792.5	376495.3
	12세	91274.27	70584.24	81352.92	376495.3
	17세	90488.19	63772.1	77433.78	376495.3
	22세	86530.55	113036.8	100314.1	376495.3
	27세	96582.19	183027.2	139020.7	376495.3
	32세	119842.7	165350.8	142259.3	376495.3
	37세	139440.4	160068.6	149569.2	376495.3
	42세	165753.1	178391.5	171947.5	376495.3
	47세	211056	235112.9	222925.4	376495.3
	52세	281881.1	311980.8	297089.1	376495.3
	57세	350802.5	352169.1	351509.2	376495.3
	62세	426392.4	412667.8	419005.8	376495.3
	67세	504864	451552.3	473612.6	376495.3
	72세	556235.4	465743.1	501282.2	376495.3
77세	468425.1	327319.5	374233.6	376495.3	
1998년	0세	518658.9	426003.8	474690.5	443776.6
	2세	295607.4	262561.2	280198.6	443776.6
	7세	162748.7	143698	153802.1	443776.6
	12세	98445.42	77409.79	88408.1	443776.6
	17세	102769.8	75709.36	89649.79	443776.6
	22세	101445.7	133166.9	117725.4	443776.6
	27세	112746.1	207131	159730.6	443776.6
	32세	127659	177377.1	152212.2	443776.6
	37세	156948.2	179147.7	167802.2	443776.6
	42세	181252.3	192985.5	186985.5	443776.6
	47세	238198.7	262301.4	250076.8	443776.6
	52세	303751.2	338595.6	321199.9	443776.6
	57세	419656.8	420991	420346.6	443776.6
	62세	492135.9	475053.2	482956.7	443776.6
	67세	587107.1	531546.6	554816.8	443776.6
	72세	641053.5	551060.7	586175.7	443776.6
77세	566070.3	404433.7	458072.7	443776.6	

연도	대표연령	평균진료비			평균기여금
		남 자	여 자	전 체	
1999년	0세	567152	457514.2	514986.9	511481.8
	2세	337941.8	295785	317952.7	511481.8
	7세	184364.6	164290.2	174991	511481.8
	12세	104114.2	83020.8	94089.23	511481.8
	17세	109114.6	82782.03	96302.11	511481.8
	22세	100757.4	133009.5	117378.3	511481.8
	27세	120356	223868	171027.2	511481.8
	32세	145996.1	203983.2	174600.2	511481.8
	37세	177215.4	202135.7	189383.9	511481.8
	42세	208649.2	222528.6	215450.6	511481.8
	47세	265776.2	291983.9	278718.8	511481.8
	52세	351047.4	388182.3	369610.2	511481.8
	57세	483086.2	493515.9	488472.5	511481.8
	62세	587935.7	577548.3	582420.5	511481.8
	67세	707745.9	660426.7	680561.8	511481.8
72세	810156.3	699705.1	742398.1	511481.8	
77세	755716.6	546277.2	616065	511481.8	
2000년	0세	589651.1	488694.1	541616.2	567666.8
	2세	382727.7	338930.6	361858	567666.8
	7세	209516.1	190761.4	200737.2	567666.8
	12세	117014.6	98588.45	108314.5	567666.8
	17세	113684	96347.64	105295.4	567666.8
	22세	95424.35	144927.6	119879.2	567666.8
	27세	131234.4	250487.4	189619.8	567666.8
	32세	159755.3	239366.4	198773.8	567666.8
	37세	196209.3	234426.9	214798.4	567666.8
	42세	227253.4	253751.6	240211.7	567666.8
	47세	281486.3	321143.4	301120	567666.8
	52세	376011.9	433050.2	404424.2	567666.8
	57세	520984.5	558713.3	540377	567666.8
	62세	641297	652749.5	647352.7	567666.8
	67세	749661.2	735205.6	741480.8	567666.8
72세	887833.6	790958.3	828206.2	567666.8	
77세	824909.2	617892.2	686849.9	567666.8	

연도	대표연령	평균진료비			평균기여금
		남 자	여 자	전 체	
2001년	0세	974633.3	803332.9	892846.2	786695.4
	2세	586584.6	525995.4	557649.8	786695.4
	7세	308023.8	282401.5	296027.3	786695.4
	12세	170869.1	144673.9	158512.1	786695.4
	17세	156317	140814.3	148860.7	786695.4
	22세	123344.7	199838.4	160807	786695.4
	27세	173087.1	324268.7	247168.1	786695.4
	32세	206054.8	311731.2	258006.7	786695.4
	37세	251936.9	316175.1	282910.7	786695.4
	42세	292855.9	345622.5	318698.4	786695.4
	47세	361322	440275	400347.9	786695.4
	52세	493526.3	623703.9	558319.7	786695.4
	57세	659009	766861.6	714165.9	786695.4
	62세	802886.7	874216.2	840480.2	786695.4
	67세	951570	1008092	983148.9	786695.4
72세	1119778	1074096	1091697	786695.4	
77세	1016569	832902.3	894932.5	786695.4	
2002년	0세	868031.9	719578.4	797378.2	788555.7
	2세	568378	509338.3	540210.5	788555.7
	7세	308723.7	279057	294767.7	788555.7
	12세	188759.4	153446.3	172174	788555.7
	17세	174574.5	151580.6	163539.5	788555.7
	22세	130369.1	201327.5	164946.4	788555.7
	27세	177110.6	313461.1	244199.7	788555.7
	32세	211660.8	315930.4	262614.8	788555.7
	37세	260590	315758.7	287402.2	788555.7
	42세	308538	363720.8	335530.8	788555.7
	47세	388461.6	466663.7	427032.5	788555.7
	52세	515489.1	640895.2	577821.9	788555.7
	57세	695331.2	803979.6	750718.3	788555.7
	62세	836198	905952.9	872797.1	788555.7
	67세	1038049	1110545	1078141	788555.7
72세	1195466	1180478	1186327	788555.7	
77세	1157931	942615.4	1014223	788555.7	



연구보고서 2004-01

---

고령화와 의료비간의 상호관계 분석과 세대간 형평성 제고방안  
The Interrelationship between Population Aging and Health Care  
Expenditure and the Intergenerational Equity in Korean NHI

---

발행일	2004년 12월 일	값 7,000원
저 자	유 근 춘 외	
발행인	박 순 일	
발행처	한국보건사회연구원	
	서울특별시 은평구 불광동 산42-14	
	대표전화: 02) 380-8000	
	<a href="http://www.kihasa.re.kr">http://www.kihasa.re.kr</a>	
등 록	1994년 7월 1일 (제8-142호)	
인 쇄	대명기획	
©	한국보건사회연구원 2004	

---

ISBN 89-8187-315-1 93510