

건강보험료 부담의 형평성 변화

강희정, 박은철¹⁾, 이규식²⁾, 박태규³⁾, 정우진, 김한중⁴⁾

연세대학교 보건대학원, 국립암센터¹⁾, 연세대학교 보건과학대학 보건행정학과²⁾,
연세대학교 경제학과³⁾, 연세대학교 의과대학 예방의학교실⁴⁾

Changes in Distributive Equity of Health Insurance Contribution Burden

HeeChung Kang, Eun-Cheol Park¹⁾, KyuSik Lee²⁾, TaeKyu Park³⁾, WooJin Chung, HanJoong Kim⁴⁾

Yonsei University Graduate School of Public Health, National Cancer Center¹⁾, Department of Health Administration, College of Health Sciences, Yonsei University²⁾, Department of Economics, Yonsei University³⁾, Department of Preventive Medicine, College of Medicine, Yonsei University⁴⁾

Objectives : We analyzed the changes from 1996 to 2002 in distributive equity of the contribution burden in the Korean National Health Insurance.

Methods : The study subjects were a total of 8,923 employee households and a total of 7,296 self-employed households over the period from 1996 to 2002. Those were the households meeting the two criteria as completing each annual survey and having no change in the job of head of the household during that period from the raw data of the Household Income and Expenditure Survey annually conducted by the Korean National Statistical Office. The unit of analysis was a household, and this was the standard for assessing the contribution that is now applied on a monthly basis.

Deciles Distribution Ratio, Contribution Concentration Curve and Contribution Concentration Index were estimated as the index of inequality. Multiple regression analysis was conducted to compare the annual ability-to-pay elasticity of the contribution to the reference year of 1996 for three groups (all households, the employee households, and the self-employed households).

Results : For the index of inequality, the distributive equity of contribution was improved in all three groups. In particular, the employee group experienced a substantial improvement. Using multiple regression analysis, the ability-to-pay elasticity of the contribution in the employee

group significantly increased ($\beta=0.232$, $p<0.0001$) in the year 2002 as compared to the reference year of 1996. The elasticity in the self-employed group also significantly increased ($\beta=0.186$, $p<0.05$), although its change was smaller than that in the employee group.

Conclusions : The employee group had a greater improvement for the distributive equity of the contribution burden than the self-employed group. Within the observation period, there were two important integration reforms: one was the integration of 227 self-employed societies in 1998 and the other was the integration of 139 employee societies in 2000. We expected that the equity of the contribution burden would be improved for the self-employed group since the integration reform of 1998. However, it was not improved for the self-employed group until the year 2000. This result suggests that capturing exactly the beneficiaries' ability-to-pay such as income is the precedent for distributive equity of the contribution burden, although a more sophisticated imposition standard of contribution is needed.

J Prev Med Public Health 2005;38(1):107-116

Key Words: Health insurance contribution, Ability to pay, Equity

서 론

형평성 있는 건강보험료 부과체계의 실현은 어느 국가를 막론하고 사회보험은 물론 사회복지제도의 핵심에 있는 가치이다 [1]. 우리나라도 예외 없이 의료보험제도 도입 시부터 건강보험료의 형평성에 대한 논란이 있어 왔다.

우리나라가 의료보험을 도입할 초기에는 조합을 사업장 단위로 설립하였기 때-

문에 한 조합이 관리하는 적용자의 수가 적어 위험분산기능의 제약이나 소규모 단위로 인한 경제단위의 미흡 등의 문제가 제기되었다. 이에 정부는 1980년 7월부터 소규모 조합들을 통폐합하기 시작하였는데 이 과정에서 당시 보사부는 의료보험을 아예 하나의 기구에서 관리하는 일원화 방안을 제시하게 되었고 이후 통합을 둘러싼 극심한 논쟁이 전개되었다 [2]. 당시 보사부의 논리는 지역주민의 보험료부

담능력이 결여되어 있는데 정부 재정은 이를 부담해줄 능력이 없기 때문에 통합을 통해서 해결하는 것이 국민연대를 기하고 형평에도 맞는다는 것이었다 [3]. 즉, 정부가 부담해야 할 뜻을 근로자에게 부담시키는 것이 형평에 맞는다는 논리였다. 통합을 찬성하는 이들은 사회보장제도의 소득재분배 기능을 발휘하기 위한 국민연대의 역할 수행이라는 이념을 앞세워 보험재정의 안정과 효율적 운영, 보험료 부담의 형평성, 적정수준의 보험료 부담을 위해 통합이 필요하다는 주장을 하였다

[4]. 한편 조합방식의 유지를 주장하는 이들은 근로자와 지역주민을 하나의 관리단위로 할 경우 지역가입자에 대한 정확한 소득파악이 불가능하기 때문에 공통으로 사용할 단일 보험료 부과체계의 개발이 어려우며, 보험료 인상이 정치적 쟁점이 되어 용이하지 않기 때문에 결과적으로 보험재정이 안정화 될 수 없다는 반론을 제기하였다 [2,3,5-7]

건강보험의 통합되기 이전에는 임금근로자를 중심으로 하는 139개 직장의료보험조합, 공무원과 사립학교 교원을 대상으로 하는 공교의료보험관리공단, 그리고 전국 227개 지역의료보험조합들이 각각 독립채산제 방식으로 운영되고 있었다. 의료보험료 부과기준은 조합별로 재정형편에 따라 차이가 있었고 이러한 차이는 두 가지 측면에서 보험료 부담의 형평성 문제를 초래하였다. 첫째는 직장가입자와 지역가입자간에 발생하는 보험료 부담의 형평성 문제인데, 소득이 100% 노출되고 있는 직장가입자가 소득파악률이 낮은 지역가입자에 비해 상대적으로 더 많은 보험료를 부담하게 되는 불평등이 존재했다. 이것은 직장가입자노조가 직장조합과 지역조합의 통합을 강력히 반대했던 이유이기도 했다. 둘째는 같은 직장가입자들, 같은 지역가입자들내에서 발생할 수 있는 보험료 부담의 형평성 문제였다. 직장마다 보험료가 부과되는 표준소득의 범위가 달랐기 때문에 같은 소득을 갖는 근로자라 해도 소속된 직장에 따라 보험료 부담이 달랐고, 지역가입자들내에서도 소득파악이 정확하지 않았기 때문에 같은 소득이라 해도 보험료 부담이 다른데서 형평성의 문제가 제기되었다. 이후 직장가입자들에 대해서는 보험료 부과범위를 보수 총액으로 통일함으로써 해소되었으나 결과적으로 보험료부담의 형평성 문제는 지역가입자들에 대한 소득파악의 문제에서 기인된 것이라고 할 수 있다.

건강보험은 1998년 10월 1일, 227개 지역의료보험조합과 공교의료보험관리공단이 통합된 “국민의료보험관리공단”이 출범하면서 시작되었고, 다시 2000년 7월 1일, “국민의료보험관리공단”과 139개의

직장조합들이 통합된 “국민건강보험공단”이라는 전국적으로 일원화된 단일 보험자 조직이 출범하면서 통합되었다. 그러나 직장가입자노조가 소득파악률이 낮은 지역가입자와의 형평성 문제를 들어 직장과 지역의 재정통합을 강력히 반대함에 따라, 정부는 국민건강보험법에 “직장과 지역간 재정은 구분 계리하도록 한다”는 경과규정을 두게 되었고 결과적으로 당시의 건강보험 통합은 조직만을 통합한 것이 되었다. 2003년 7월에 동 경과규정이 국민건강보험법에서 삭제되면서 법적으로 조직과 재정이 완전히 통합되었지만, 여전히 직장가입자와 지역가입자간 보험료부과기준은 이원화되어 있다. 이것은 통합이 지향했던 전체 건강보험 가입자간 보험료 부담의 형평성 확보를 어렵게 하며, 향후에도 직장가입자와 지역가입자간 상당한 갈등의 소지가 될 것이다.

건강보험 통합과 관련된 논쟁은 전 국민에 대한 형평성 있는 보험료 부과 여부에 초점이 맞춰지고 있으며, 가입자간 보험료 부담의 형평성은 건강보험 통합의 효과를 평가하는잣대가 되고 있다. 2000년 7월의 직장조합 통합 이후 농촌지역 가구를 대상으로 한 연구에서는 직장가입자와 지역가입자의 보험료를 부과요소별로 비교함으로서 보험료 부과의 형평성을 평가하였는데, 보험료 부과기준에 전반적으로 형평성의 문제를 갖고 있으나, 직장가입자에서 지역가입자에 비해 형평성이 더 있는 것으로 분석되었다 [8].

그동안 건강보험료 부담의 형평성을 평가한 연구는 분석대상이 다르고 단면적인 연구여서 건강보험 통합과 같은 장기간의 변화를 거치면서 가입자간 건강보험료 부담의 형평성이 점차적으로 개선되어져 왔는지에 대한 결론을 내리기에는 한계가 있다. 따라서 지역통합 이전부터 최근까지 건강보험료 부담의 형평성에 대한 변화를 장기적으로 평가하는 것이 필요하다. 즉, 보험료부담의 형평성 변화를 분석하는데 있어서 형평성이 영향을 끼치는 통합이 1998년부터 시작하여 2000년에 완성되었으므로 통합이전 2년과 통합이후 2년을 추가하여 1996년부터 2002년까지 변화

를 분석하는 것이 제도의 영향을 평가하고 장기적인 추세를 분석하는 데 적합할 것이다.

이 논문에서는 현재 건강보험료의 부과기준이 다르게 적용되는 직장가입자기구와 지역가입자에서 1996년부터 2002년까지 부담능력에 따라 건강보험료가 차등적으로 부담되었는지에 대한 건강보험료 부담의 형평성 변화를 분석하고자 하였다. 이러한 연구는 건강보험 운영조직의 변화에 따른 건강보험료 부담의 형평성 변화를 평가하고 향후 직장가입자와 지역가입자간 단일 보험료 부과기준 설정을 위한 기초자료로 유용하게 활용될 수 있을 것이다.

연구방법

1. 연구대상

이 연구에서는 1996년부터 2002년까지 통계청에서 매년 실시한 도시가계조사의 원자료를 이용하였다. 도시가계조사는 전국의 72개시 중 69개 도시에 거주하고 있는 가구를 모집단으로 하며 이중 가구원수가 2인 이상인 가구를 확률 표본 추출하여 일정기간 동안에 얻은 수입과 지출을 한달간 응답자가 직접 가계부에 기입하도록 하여 얻은 자료이다. 조사방법을 보면 인구주택총조사 10% 실사 표본 조사구로부터 일부를 제외한 약 1만 4천개 조사구를 행정구역에 따라 1차 조사구로 설정하고 이것들을 산업별 특성에 따라 6개로 구분한 후 다시 주택특성에 따라 분류하여 조사구 명단이 작성되면 가구수의 크기에 비례하도록 515개의 추출단위 표본 조사구를 계통추출한다. 다음 단계로는 추출된 조사구들이 각각 가구수가 거의 균등하게 되도록 분할하여 이중 1개를 표본으로 선정하여 이 구역내에 속하는 모든 적격가구를 전수 조사하는 것이다. 도시인구의 증가와 행정구역개편에 의한 도시수의 증가로 인해 1972년부터 인구주택총조사 결과를 기초로 매 5년마다 표본을 개편하고 있으며 가장 최근의 개편은 6차 개편으로 1998년에 이루어졌고, 가구수는 약 5,500가구로 전도시의 표본추출률은 1/1,439였다. 도시가계조사의 조사단위는

가구이며, 가구는 취사, 취침 등 생계를 같이 하는 생활단위를 말한다. 조사대상에서 농가, 어가, 1인의 단독가구 등은 제외된다. 도시가계조사의 조사내용은 가구실태 및 가계수지관련 항목이며, 이 연구에서는 가구실태, 가계지출, 보험료지출 자료를 사용하였다.

연구대상은 1996년부터 2002년까지 각 연도에 탈락 없이 조사가 완료된 도시지역 가구이며, 이중에서 가구주의 직업이 각 조사기간 동안 변동이 없는 가구만을 선정하여 가구주의 직업에 따라 근로자 가구와 비근로자 가구로 구분하였다. 근로자 가구는 가구주가 관공서나 회사, 상점 등에 고용되어 노동을 제공하고 그 대가로서 봉급 또는 노임을 받아 가계를 유지하는 가구를 말하며, 비근로자 가구는 가구주가 영세상인인 자영업주나 종업원 5인이상 사업체의 경영자, 자유업자, 무직인 가구를 말한다.

1996년부터 2002년까지 조사가 이루어진 가구는 1996년 5,801가구, 1997년 5,344가구, 1998년 5,603가구, 1999년 5,597가구, 2000년 6,349가구, 2002년 6,121가구로 전체 41,228가구였다. 일차로 1년간 조사가 완료된 가구만을 추려 전체 21,109가구가 되었으며, 여기서 가구를 근로자 가구와 비근로자 가구로 구분하기 위하여 연도별 조사기간동안 가구주의 직업이 동일한 가구만을 추려 전체 16,219가구가 분석대상으로 선정되었다.

최종적으로 근로자 가구군은 1996년 1,365가구에서 2002년 1,225가구로 7년간 총 8,923가구, 비근로자 가구군은 1996년 1,014가구에서 2002년 1,205가구로 7년간 총 7,296가구였다. 부담능력에 따른 보험료 부담의 형평성을 평가하기 위한 분석에서는 보험료가 0원으로 기록된 가구는 보험료를 결측치로 처리함에 따라 분석에서 제외되었다.

2. 연구방법

1) 변수 선정

이 연구에서 사용된 보험료는 가계가 직접 부담하는 보험료만을 말하며, 부담능력은 가구당 소비지출과 비소비지출을 포

함하는 가계지출로 평가하였다. 가구주의 직업을 크게 근로자와 자영자로 분류하여 대상가구를 근로자 가구와 비근로자 가구로 구분하였다. 분석에 사용된 변수와 변수의 정의는 다음과 같다 (Table 1).

2) 형평성 평가지표

다음의 형평성 평가지표를 추계하여 건강보험료부담의 형평성 변화를 평가하였다.

(1) 보험료 십분위 분배율(decile distribution ratio of contribution)

부담능력 순위상 하위 40%에 속하는 가구들의 보험료 누적점유비율을 부담능력 상위 20%에 속하는 가구들의 보험료 누적점유비율로 나눈 값이다. 부담능력에 따른 순위에서 하위 40% 가구들의 보험료 점유율은 감소하고 상위 20% 가구들의 보험료 점유율이 증가되면 형평성이 개선되는 것으로 보아 10분위분배율이 감소할수록 보다 형평성이 개선되는 변화라고 할 수 있다.

(2) 보험료 집중 곡선(contribution concentration curve)

부담능력의 순위에 따른 가구의 누적비율에 대해 가구의 보험료 누적비율을 대응시켜 연도별로 집중곡선을 추계하였다. 완전평등선에서 멀어질수록 부담능력에 따른 보험료의 누진도가 높아지는 것으로 보아 보험료의 형평성이 개선되는 변화라고 할 수 있다.

Table 1. Study variable

Variables	definition
Household characteristics type	1. Old : couple who are all over 60 years old and their sons and daughters under 18 years old who are unmarried 2. Mother&child : Mother as a householder and her sons and daughters under 18 years old who are unmarried 3. Dual-income : Couple who work together for a living 4. General : All the trimmings
size N. of earners	the number of people per household the number of salary or wage earners per household
Household head characteristics Sex Age Education Job	1. Male 2. Female 1. under Elementary school 2. under High school 3. over college for employee 1. Public servant 2. Office worker 3. the Others for self-employed 1. Business 2. the Others 3. Unemployed
Ability-to-pay Contribution	Household's total expenditure (including consumption expenditure and non-consumption expenditure) Health insurance contribution amount which a household pay directly

(3) 보험료 집중지수(concentration concentration index)

보험료집중곡선 추계에서 완전평등선과 집중곡선 사이의 면적을 계산한 것이다. 집중지수는 -1과 +1사이의 값으로 나타나며 -1에 가까울수록 부담능력이 낮은 가구에 보험료부담이 집중되는 것이고 +1에 가까이 갈수록 부담능력이 높은 가구에게 보험료 부담이 집중되는 것을 의미한다. 가구당 보험료순위가 집중곡선과 집중지수에서 부담능력의 순위와 일치한다면 보험료 지니계수와 집중지수는 같은 값을 갖게 된다. 이 연구에서는 보험료 집중지수가 커질수록 부담능력에 따른 보험료의 누진도가 높아지는 것으로 보험료의 형평성이 개선되는 변화라고 할 수 있다.

3. 통계분석

분석대상을 전체가구, 근로자 가구, 비근로자 가구로 구분하여 형평성 지표로 선정한 10분위분배율, 보험료집중곡선, 보험료집중지수를 추계하여 연도별 변화를 비교하였으며, 가구의 특성을 포함한 다중회귀분석을 통해 1996년도 대비 각 연도의 보험료의 부담능력 탄력도 변화를 분석하였다. 분석은 SAS 8.2 통계프로그램을 사용하여 실시하였으며, 집중지수는 Kakwani [9,10]의 수식을 이용하여 계산하였다.

연구결과

1. 연구대상가구의 일반적 특성

전체가구에서 가구주가 남성인 가구의 구성비는 모든 연도에서 80%이상이었으며, 최근연도로 오면서 여성인 가구주인 가구의 구성비가 증가했다. 가구주의 평

균연령은 1996년 43.3세에서 2002년에 46.7세로 매년 증가하였으며, 교육수준은 모든 연도에서 중졸이상 고졸이하가 60%정도로 가장 많은 부분을 차지하고 있었고, 초대졸이상, 초졸이하의 순서로 구성되었다. 가구의 유형은 노인가구가 1996년 1.1%에서 2002년 7.0%로 매년 구성비가 증

가하였다. 맞벌이가구도 1996년 18.3%에서 2002년 26.8%로 증가하였다. 가구원수는 1996년 3.82명에서 2002년 3.55명으로 감소했지만, 모든 연도에서 큰 차이가 없었으며, 취업가구원수도 1996년 1.49명에서 2002년 1.46명으로 모든 연도에서 큰 차이가 없었다 (Table 2).

Table 2. General characteristics of study households

		1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Unit: age, household
All households									
household head									
Sex	Male	2,061(86.6)	2,027(86.7)	1,730(90.2)	1,880(87.6)	2,274(84.6)	1,978(85.3)	2,040(84.0)	
	Female	318(13.4)	311(13.3)	188(9.8)	267(12.4)	415(15.4)	340(14.7)	390(16.1)	
Age		43.3±11.1	43.8±11.3	42.7±11.0	43.9±11.3	44.8±11.5	45.6±11.5	46.7±11.5	
Job	Employee	1,365(57.4)	1,325(56.7)	1,157(60.3)	1,181(55.0)	1,453(54.0)	1,217(52.5)	1,225(50.4)	
	Self-employed	1,014(42.6)	1,013(43.4)	761(39.7)	966(45.0)	1,236(46.0)	1,101(47.5)	1,205(49.6)	
Education(by school)	Under elementary	352(14.8)	324(13.9)	207(10.8)	251(11.7)	333(13.9)	323(13.9)	310(12.8)	
	Under high school	1,376(57.9)	1,384(59.2)	1,098(57.3)	1,261(58.7)	1,565(58.2)	1,309(56.5)	1,424(58.6)	
	Over	651(27.4)	630(27.0)	613(32.0)	635(29.6)	791(29.4)	686(29.6)	696(28.6)	
household									
Type	Old	26(1.1)	27(1.2)	68(3.6)	99(4.6)	153(5.7)	141(6.1)	170(7.0)	
	Mother&child	23(1.0)	25(1.1)	37(2.0)	43(2.0)	75(2.8)	34(1.5)	56(2.3)	
	Dual income	435(18.3)	560(24.0)	439(22.9)	473(22.0)	608(22.6)	535(23.1)	650(26.8)	
	General	1,895(79.7)	1,726(73.8)	1,374(71.6)	1,532(71.4)	1,853(68.9)	1,608(69.4)	1,554(64.0)	
Size		3.82±1.2	3.75±1.2	3.76±1.1	3.72±1.1	3.6±1.1	3.6±1.1	3.55±1.1	
N of earners		1.49±0.8	1.49±0.8	1.42±0.8	1.40±0.8	1.4±0.9	1.4±0.8	1.46±0.8	
Total		2,379(100.0)	2,338(100.0)	1,918(100.0)	2,147(100.0)	2,689(100.0)	2,318(100.0)	2,430(100.0)	
employed households									
household head									
Sex	Male	1,219(89.30)	1,171(88.38)	1,077(93.09)	1,065(90.18)	1,288(88.64)	1,075(88.33)	1,066(87.02)	
	Female	146(10.70)	154(11.62)	80(6.91)	116(9.82)	165(11.36)	142(11.67)	159(12.98)	
Age		41.0±10.2	41.2±10.2	40.0±9.3	40.6±9.4	41.1±9.1	41.6±9.2	42.9±9.4	
Job	Public servant	203(14.87)	177(13.56)	179(15.47)	180(15.24)	171(11.77)	151(12.41)	154(12.57)	
	Office worker	423(30.99)	427(32.23)	398(34.40)	379(32.09)	496(34.14)	496(34.14)	384(31.35)	
	the others	739(54.14)	721(54.42)	580(50.13)	622(52.67)	786(54.09)	786(54.09)	687(56.08)	
Education(by school)	Under elementary	146(10.70)	137(10.34)	79(6.83)	80(6.78)	110(7.57)	102(8.38)	106(8.66)	
	Under high school	750(54.94)	738(55.69)	631(54.54)	654(55.38)	801(55.13)	659(54.15)	671(54.78)	
	Over	469(34.36)	450(33.16)	417(38.63)	447(37.85)	252(37.3)	456(37.5)	448(36.57)	
household									
Type	Old	9(0.66)	10(0.75)	5(0.43)	5(0.42)	11(0.76)	11(0.90)	9(0.73)	
	Mother&child	12(0.88)	17(1.28)	11(0.95)	13(1.10)	25(1.72)	14(1.15)	20(1.63)	
	Dual income	390(28.57)	420(31.70)	340(29.39)	340(28.79)	435(29.94)	357(29.33)	421(34.37)	
	General	954(69.89)	878(66.26)	801(69.23)	982(67.58)	982(67.58)	835(68.61)	775(63.27)	
Size		3.85±1.09	3.80±1.12	3.82±1.04	3.77±1.04	3.27±1.04	3.73±0.99	3.67±1.01	
N of earners		1.51±0.69	1.54±0.69	1.45±0.62	1.46±0.65	1.49±0.66	1.50±0.68	1.56±0.67	
Total		1,365(100.0)	1,325(100.0)	1,157(100.0)	1,181(100.0)	1,453(100.0)	1,217(100.0)	1,225(100.0)	
Self-employed households									
household head									
Sex	Male	842(33.04)	856(34.50)	653(35.81)	815(34.37)	986(79.77)	903(82.02)	947(80.83)	
	Female	172(16.96)	157(15.50)	108(14.19)	151(15.63)	250(20.23)	198(17.98)	231(19.17)	
Age		46.5±11.5	47.1±11.8	46.7±12.1	48.0±12.1	49.2±12.4	49.9±12.1	50.5±12.1	
Job	Business	682(67.26)	684(67.52)	521(68.46)	617(63.87)	693(56.07)	657(59.67)	726(60.25)	
	the others	169(16.67)	145(14.31)	64(8.41)	109(11.28)	147(11.89)	159(14.44)	174(14.44)	
	unemployed	163(16.07)	184(18.16)	176(23.13)	240(24.84)	396(32.04)	285(25.89)	305(25.31)	
Education(by school)	Under elementary	206(20.31)	187(18.46)	128(16.82)	171(17.7)	223(18.04)	221(20.07)	204(16.93)	
	Under high school	626(61.73)	646(63.77)	467(61.36)	607(62.84)	764(61.82)	650(59.04)	753(62.49)	
	Over	182(17.95)	180(17.77)	166(21.81)	188(19.46)	249(20.15)	230(20.89)	248(20.58)	
household									
Type	Old	17(1.68)	17(1.68)	63(8.28)	94(9.73)	142(11.49)	130(11.81)	161(13.36)	
	Mother&child	11(1.08)	8(0.79)	26(3.42)	30(3.11)	50(4.65)	20(1.82)	36(2.99)	
	Dual income	45(4.44)	140(13.82)	99(13.01)	133(13.77)	173(14.00)	178(16.17)	229(19.00)	
	General	941(92.80)	848(83.71)	573(75.30)	709(73.40)	871(70.47)	773(70.21)	779(64.65)	
Size		3.79±1.22	3.69±1.20	3.67±1.19	3.68±1.16	3.54±1.15	3.48±1.15	3.42±1.15	
N of earners		1.45±0.92	1.42±0.90	1.36±0.92	1.32±0.93	1.25±0.94	1.34±0.93	1.37±0.95	
Total		1,014(100.0)	1,013(100.0)	761(100.0)	966(100.0)	1,236(100.0)	1,101(100.0)	1,205(100.0)	

Table 3. Ability-to-pay and contribution per household

Year	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	F-value
All households								
Ability-to-pay ¹⁾	20,040	20,854	19,253	21,352	23,267	24,916	25,605	94.49 ^d
Ratio of increase ²⁾	100	104	96	107	116	124	128	
Contribution ³⁾	238	283	314	390	414	504	568	480.18 ^d
Ratio of increase	100	119	132	164	174	212	239	
Employed households								
Ability-to-pay	20,705	21,662	20,222	22,578	24,844	26,763	27,595	78.60 ^d
Ratio of increase	100	105	98	109	120	129	133	
Contribution	215	244	270	352	377	453	522	405.85 ^d
Ratio of increase	100	113	125	164	175	211	242	
Self-employed households								
Ability-to-pay	19,144	19,796	17,780	19,854	21,413	22,874	23,583	29.46 ^d
Ratio of increase	100	103	93	104	112	119	123	
Contribution	272	341	390	444	463	569	623	149.93 ^d
Ratio of increase	100	125	143	163	170	209	229	

ANOVA test

1) Household's total expenditure was used as a proxy of household's ability-to-pay

2) compared to year 1996

3) insurance contribution amount which a household pay directly

*: <0.05 †: <0.01 ‡: <0.001 §: <0.0001

Table 4. Deciles distribution ratio of contribution by selected combinations of ability-to-pay*

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	Unit: %
All households								
I	1.01	1.09	1.06	0.94	0.89	0.80	0.77	
II	0.70	0.77	0.73	0.65	0.61	0.54	0.50	
III	0.41	0.47	0.44	0.38	0.35	0.31	0.28	
IV	0.32	0.35	0.33	0.27	0.25	0.22	0.18	
Employed households								
I	1.06	1.16	1.13	0.98	0.97	0.89	0.78	
II	0.76	0.82	0.83	0.71	0.69	0.62	0.53	
III	0.47	0.53	0.50	0.44	0.42	0.38	0.33	
IV	0.35	0.42	0.39	0.34	0.32	0.30	0.25	
Self-employed households								
I	0.90	0.95	0.86	0.81	0.78	0.70	0.69	
II	0.61	0.63	0.59	0.54	0.51	0.43	0.42	
III	0.32	0.37	0.34	0.30	0.27	0.25	0.22	
IV	0.25	0.28	0.23	0.23	0.16	0.15	0.16	

* Household's total expenditure was used as a proxy of household's ability-to-pay

† combinations of ability-to-pay, I(lowest40% highest20%), II(lowest30% highest20%), III(lowest20% highest20%), IV(lowest10% highest10%)

가구주가 남자인 가구의 구성비는 근로자가구에서 연도별로 87~93%로 비근로자가구의 79~86%보다 높았다. 가구주의 평균연령은 근로자가구에서 연도별로 41.0~43.0세로 46.5~50.5세의 분포를 보인 비근로자가구에 비해 낮았다. 가구주의 교육수준은 근로자가구에서 초대졸이상 구성비가 매년 33~37%로 18~22%의 분포를 보인 비근로자가구에 비해서 높았다. 가구의 유형은 근로자가구에서 맞벌이 가구의 구성비가 연도별로 29~34%로 4~19%의 분포를 보인 비근로자가구에 비해 모든 연도에서 높았고, 노인가구, 모자가구의 구성비는 비근로자가구에서 근로자가구에 비해 높았다. 취업가구원수는 근로자가구의 평균(1.45~1.56명)이 비근로자가구의 평균(1.25~1.45명)보다 모든 연도에서 높았다 (Table 2).

2. 가구당 부담능력과 보험료의 변화

연도별 가구당 부담능력과 보험료의 변화를 비교해 보면, 전체가구에서 1996년에 비해 2002년에 부담능력은 1.28배 증가한 데 비해 보험료는 2.39배나 증가하여 보험료의 증가폭이 부담능력의 증가폭보다 커졌으며, 근로자가구에서와 비근로자가구에서도 같은 변화를 보였다. 특히, 근로자가구에서 보험료 증가폭이 1996년 대비 2.42배 증가로 비근로자가구에서 2.29배보다 커졌다. 이러한 변화는 모든 그룹에서 통계적으로 유의했다 (Table 3).

한편, 부담능력은 근로자가구가 모든 연도에서 높지만, 본인이 부담하는 보험료는 비근로자가구가 모든 연도에서 더 많이 지출하고 있었다 (Table 3).

3. 부담능력 10분위 계층별 가구당 보험료와 십분위분배율의 변화

모든 그룹에서 10분위분배율이 최근연도로 올수록 작아지는 변화를 보였다. 특히, 직장에서 감소폭이 컸는데, 1996년 1.06에서 2002년 0.78로 가장 큰 차이를 보였다. 또한 부담능력 순위 하위 40%에 속하는 가구의 보험료점유율을 상위 20%에 속하는 가구의 보험료점유율과 비교한 10분위분배율의 변화를 다양한 수준에서 확인하기 위하여 부담능력순위 하위 30%와 상위 20%, 하위 20%와 상위 20%, 하위 10%와 상위 10% 각각에 속하는 가구의 보험료점유율 비교하는 10분위분배율을 산출하여 연도별 변화를 비교하였다. 산출된 10분위분배율은 모두 최근연도로 올수록 감소하는 변화를 보였으며, 모든 그룹에서 같은 변화를 보였다 (Table 4).

4. 부담능력 순위에 따른 보험료 집중곡선과 집중지수

연도별 집중곡선 추계에서도 전체가구를 대상으로 했을 때, 집중곡선이 최근연도로 오면서 완전평등선에서 점차 멀어지고 있었다. 근로자가구에서 완전평등선으로부터 집중곡선이 멀어지는 폭이 전체가구와 비근로자가구와 비교해서 제일 커으며, 비근로자가구에서는 최근 연도로 올수록 집중곡선이 완전평등선에서 멀어지는 변화가 거의 없었다 (Figure 1, 2).

전체가구에서 집중지수는 1997년 이후 2002년까지 계속 증가하는 추세에 있으며, 특히, 근로자가구에서 전체가구에서 보다 더 큰 차이로 집중지수가 매년 증가하였다. 그러나 비근로자가구에서는 1997년 이후 2001년까지 집중지수가 증가하는 변화가 있긴 하지만 근로자가구에 비해 작고 2002년에는 오히려 감소하는 변화를 보였다 (Table 5).

5. 부담능력과 보험료의 상관성 변화

전체가구와 근로자가구에서는 1996년 이후 2002년까지 부담능력과 보험료 간에 상관계수가 계속 증가해왔으나, 비근로자가구에서는 일관된 방향성을 보이는 변화

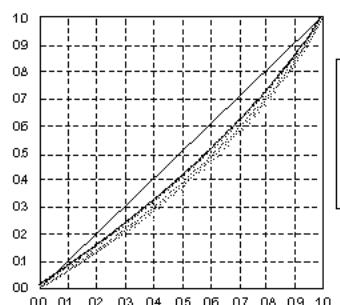


Figure 1. Contribution concentration curve(employed).

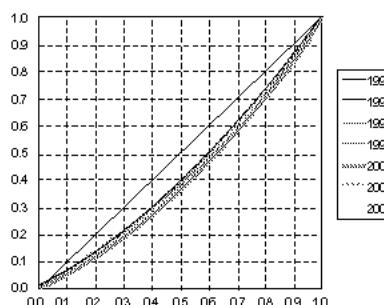


Figure 2. Contribution concentration curve(self-employed).

Table 5. Contribution concentration index of contribution

Year	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
All	0.146	0.127	0.132	0.148	0.161	0.174	0.185
Employed	0.148	0.121	0.127	0.158	0.164	0.18	0.209
Self-employed	0.152	0.147	0.167	0.161	0.178	0.187	0.179

Table 6. Correlation between ability-to-pay and contribution

Year	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
All	0.445 [§]	0.373 [§]	0.431 [§]	0.459 [§]	0.492 [§]	0.484 [§]	0.519 [§]
Employed	0.564 [†]	0.459 [§]	0.513 [§]	0.529 [§]	0.581 [§]	0.612 [§]	0.673 [§]
Self-employed	0.406 [§]	0.398 [§]	0.492 [§]	0.460 [§]	0.493 [§]	0.453 [§]	0.443 [§]

Household's total expenditure was used as a proxy of household's ability-to-pay
*: <0.05 †: <0.01 §: <0.0001, Pearson correlation analysis

Table 7. Ability-to-pay elasticity of contribution in multiple regression by year

year (n)	1996 (2,228)	1997 (2,190)	1998 (1,800)	1999 (1,989)	2000 (2,477)	2001 (2,103)	2002 (2,204)
All	0.438 [§]	0.401 [§]	0.496 [§]	0.478 [§]	0.508 [§]	0.600 [§]	0.671 [§]
Adjusted R2	0.260	0.259	0.297	0.237	0.247	0.299	0.328
Employee	0.444 [§]	0.354 [§]	0.458 [§]	0.387 [§]	0.518 [§]	0.599 [§]	0.704 [§]
Adjusted R2	0.323	0.261	0.279	0.323	0.349	0.366	0.451
Self-employed	0.383 [§]	0.395 [§]	0.502 [§]	0.452 [§]	0.517 [§]	0.547 [§]	0.580 [§]
Adjusted R2	0.219	0.230	0.264	0.236	0.266	0.284	0.291

Household's total expenditure was used as a proxy of household's ability-to-pay
*Y = $\alpha + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \beta_5 X_5 + \beta_6 X_6 + \beta_7 X_7 + \beta_8 X_8 + \epsilon$

Y: health insurance contribution, X1: ability-to-pay,

X2-X8: householder's characteristics(ex, age, job, education)

X2-X8: characteristics of household(type, size, N. of earners)

† The ability-to-pay elasticity of contribution is the ability-to-pay coefficient(β_1) in multiple regression equation because ability-to-pay and contribution are all log-translated.

*: <0.05 †: <0.01 §: <0.0001

가 없었으며, 2002년에 오히려 감소했다. 특히, 근로자가구에서 연도별로 상관계수가 가장 높았고 상관성이 가장 큰 폭으로 높아졌다 (Table 6).

6. 연도별 보험료의 부담능력탄력도 변화

부담능력이 보험료에 영향을 미치는 정도의 변화를 보기 위해 연도별로 보험료

를 종속변수로 하여 부담능력, 가구주의 성, 연령, 직업, 교육 및 가구형태, 가구의 취업가구원수, 가구원수를 포함한 다중회귀분석을 실시하였다. 동 분석에서 보험료와 부담능력변수를 로그 치환함으로써 부담능력의 회귀계수로 보험료의 부담능력탄력도 변화를 분석하였다.

모든 그룹에서 최근연도로 올수록 탄력도가 유의하게 높아졌으며, 결정계수도 증가해 보험료 결정에 있어서 부담능력이

미치는 영향이 최근연도로 올수록 커졌음을 확인할 수 있었다. 특히, 근로자가구에서 보험료의 부담능력탄력도 증가가 컸다 (Table 7). 부담능력의 대리변수로 사용될 수 있는 직업과 교육수준의 변수를 제외한 분석에서도 같은 결과를 보였다.

Table 8은 직장가입자와 지역가입자를 대상으로 부담능력과 시점의 교호작용을 추가하고 전체가입자에서는 부담능력과 시점의 교호작용 외에 부담능력과 소속(근로자가구 또는 비근로자가구)의 교호작용을 추가하여 다중회귀분석을 실시한 결과이다.

근로자가구에서는 1996년에 비해 1997년부터 2002년까지 각 연도의 부담능력탄력도가 증가하는 변화를 보였다(-0.117, -0.044, 0.016, 0.099, 0.163, 0.300). 1997년에 보험료의 부담능력탄력도가 1996년에 비해 유의하게 감소하였으며(-0.117), 1998년에도 보험료의 부담능력탄력도가 1996년에 비해 감소하였지만(-0.044), 1997년에 비해 1998년에 감소폭이 줄었기 때문에 결과적으로 보험료의 부담능력탄력도는 1997년보다 1998년에 증가했다. 1999년부터 보험료의 부담능력탄력도가 1996년에 비해 증가하기 시작해서 2002년까지 매년 증가하는 변화를 보였으며 2000년부터는 통계적으로도 유의했다. 근로자가구에서 특이한 점은 1996년 이후 2002년까지 보험료의 부담능력탄력도는 계속 증가하는 방향성을 보였으며, 특히 2000년 7월 통합이 전인 1999년부터 보험료의 부담능력탄력도가 1996년에 비해 증가하는 변화를 보이기 시작한 것이다 (Table 8).

비근로자가구에서는 1997년에 보험료의 부담능력탄력도가 1996년에 비해 감소하였다(-0.020) 지역조합이 통합된 1998년에 증가하였지만(0.080) 통계적으로 유의하지 않았다. 1999년에는 보험료의 부담능력탄력도가 1996년 비해 증가하였지만 1998년에 비해 증가폭이 감소하였다. 2000년부터 2002년까지는 각연도별로 보험료의 부담능력탄력도가 1996년에 비해 계속 증가하는 변화를 보였고(0.044, 0.147, 0.186) 통계적으로도 유의했지만 근로자가구에 비하여 변화의 폭이 작고 유의수

Table 8. Multiple regression about contribution(employed, self-employed, All)

Variable	Employed (n=8,729)		Self-employed (n=7,156)		All (n=14,991)		
	Regression coefficient	t-value	Regression coefficient	t-value	Regression coefficient	t-value	
household head			Business Unemployed the Others		Self-employed Employed		
Characteristics							
Sex							
Female	-0.163	-9.4 [§]		-0.174	-6.8 [§]	-0.211	-14.2 [§]
Male							
Age	0.002	2.7 [†]		0.002	1.9	-0.001	-2.3 [‡]
Job							
the Others							
Public servant	0.230	13.7 [§]		-0.392	-12.0 [§]	-0.986	-3.2 [†]
Office worker	0.129	9.7 [§]		-0.123	-5.0 [§]	-0.088	-5.4 [§]
Education							
Under high school							
Under elementary	-0.070	-3.5 [†]		-0.053	-2.0 [*]	0.103	9.6 [§]
Over college	0.035	2.8 [†]		0.086	3.9 [§]	-0.124	-9.9 [§]
household Characteristics							
Type							
the Others							
Duel income	0.0003	0.02		-0.217	-8.7 [§]	0.068	9.2 [§]
N. of earners	-0.013	-1.2		0.009	0.6	0.036	7.8 [§]
Size	0.029	5.9 [§]		0.061	7.2 [§]	0.434	16.3 [§]
Ability-to-pay	0.437	16.4 [§]		0.397	8.9 [§]	1.483	2.6 [†]
Year							
1996							
1997	2.086	3.4 [†]		0.603	0.6	0.154	0.3
1998	0.963	1.5		-0.882	-0.8	-0.067	-0.1
1999	0.149	0.2		-0.300	-0.3	-1.596	-2.9 [‡]
2000	-1.216	-2.0 [‡]		-1.909	-1.9	-1.859	-3.2 [†]
2001	-2.179	-3.4 [†]		-1.787	-1.8	-3.225	-5.6 [§]
2002	-4.405	-6.8 [§]		-2.374	-2.4 [‡]	-0.078	-2.3 [‡]
Ability-to-pay × Year							
Ability-to-pay × 1996							
Ability-to-pay × 1997	-0.117	-3.2 [†]		-0.020	-0.3	0.009	0.3
Ability-to-pay × 1998	-0.044	-1.1		0.080	1.2	0.031	0.9
Ability-to-pay × 1999	0.016	0.4		0.049	0.8	0.121	3.6 [†]
Ability-to-pay × 2000	0.099	2.7 [†]		0.144	2.4 [*]	0.146	4.3 [§]
Ability-to-pay × 2001	0.163	4.3 [§]		0.147	2.5 [†]	0.232	6.8 [§]
Ability-to-pay × 2002	0.300	7.8 [§]		0.186	3.2 [†]	0.044	2.4 [†]
			Ability-to-pay × Self-employed				
			Ability-to-pay × employed				
Adjusted R ²	0.48		0.33		0.38		

Household's total expenditure was used as a proxy of household's ability-to-pay

* : <0.05 † : <0.01 ‡ : <0.001 § : <0.0001

준도 낮았다 (Table 8).

전체가구에서도 근로자가구에서와 같이 1996년의 부담능력탄력도에 비하여 2002년까지 각 년도의 부담능력탄력도가 증가하는 변화를 보였으며, 2000년부터는 통계적으로도 유의했다. 또한 부담능력과 가구 그룹(근로자가구 또는 비근로자가구)의 교호작용을 분석한 결과는 근로자가구에서 보험료의 부담능력탄력도가 비근로자가구에서 보다 통계적으로 유의하게 높은 것을 보여주었다 ($p=0.044$) (Table 8). 부담능력의 대리변수로 사용될 수 있는 직업과 교육수준의 변수를 제외

한 분석에서도 같은 결과를 보였다.

고찰

1. 연구방법에 대한 고찰

이 연구는 1996년부터 2002년까지 매년 통계청에서 실시하는 도시가계조사자료를 이용하였으며, 연구대상을 가구주의 직업에 따라 근로자가구와 비근로자가구로 구분하기 위하여 각 연도별로 조사가 완료된 가구이고 가구주의 직업이 조사기간 동안 변동이 없는 가구만을 대상으로 하였다. 따라서 분석대상 가구들은 분석

에서 제외된 가구들에 비해서 부담능력이 높고 안정적인 가구들이었을 가능성이 높다. 실제, 100%가까이 소득이 파악된 근로자가구에서 가구당 평균소득이 통계청에서 발표한 도시 근로자가구의 평균소득보다 약간 높았다.

통계청 도시가계조사는 1963년 이래 전국의 전 도시에 거주하는 가구를 대상으로 표본가구를 충화 및 확률비례 추출하여 소득과 비목별 소비지출에 대해 조사 수집하는 것으로 전체 가구 중 도시 가계가 차지하는 비율은 2002년에 63%로써, 전국의 가계를 대표하는 가장 적합한 자료라고 할 수 있다. 또한 조사방식이 면접조사가 아닌 일계부기장방식이라는 상대적으로 자료의 정확성이 높다고 할 수 있다. 하지만 도시가계조사자료 자체가 갖는 한계점이 있는데, 첫째는 도시가계조사가 전국 72개시 중 69개시에 거주하는 가구만을 대상으로 하고 있고 특히, 농가, 어가, 가계수지파악이 곤란한 가구, 단독가구, 가구원의 구성이 가족을 위주로 하지 않는 혼성된 가구 등은 모두 조사대상에서 제외하고 있다는 점이다. 이는 전국민을 대상으로 하는 건강보험의가입자를 대표하지 못하는 제한점을 갖는다. 특히 이들이 주로 지역가입자 대상에 포함되어 있어 이 연구의 결과를 건강보험의 전체 직장가입자가구와 지역가입자가구에 대한 결과로 직접연계하기에는 한계가 있다.

그러나 도시가계조사는 전국도시의 정상적인 가계수지를 파악하는 대표적인 자료이다. 따라서 가계가 직접 지출하는 보험료가 가계의 소득에 비례하여 부과되었는지를 평가하기 위한 최선의 자료라고 할 수 있다. 또한 보험료 부담의 형평성 문제가 본질적으로 소득파악에 있고, 가구주의 직업이 이러한 소득파악의 차이를 직접적으로 반영하고 있다는 측면에서, 도시에 거주하는 근로자가구와 비근로자가구에 대한 분석결과를 현재, 건강보험료의 부과체계가 이원화되어 적용되는 직장가입자와 지역가입자에 대한 해석으로 확대하는 것이 의미가 있을 수 있다. 다만, 연구대상에서 제외되어 있는 농촌지역에는 특히 지역가입자가구가 많이 포함되어

있으므로 이들을 제외한 비근로자가구에 서의 분석결과는 소득파악률이 특히 낮은 농촌지역을 포함한 경우보다 좋은 방향으로 과대될 수 있다.

가구당 부담능력은 조사된 소득이 아닌 가계지출 자료를 이용하였는데 근로자 가구에서는 소득 자료의 누락이 거의 없었 으나, 비근로자 가구에서는 10%내외에서 만 소득파악이 가능했기 때문이다. 세대 주의 소득원이 복수이고 시기적으로 변화 가 많은 경우에는 소득의 파악이 어렵고, 누락이 많을 수 있기 때문에 파악된 소득 자체도 정확성이 떨어질 수 있으므로 가 계지출 자료가 소득의 대체변수로 선호되 어지고 있다 [11].

이 연구에서 소득파악이 100%가까이 된 근로자 가구를 대상으로 가계지출과 소득 의 상관분석을 시행한 결과, 상관계수가 0.77로 유의하게 높았으며, 가계지출과 보 험료간의 상관계수도 0.59로 유의하게 높 았다. 다만, 소득과 보험료간의 상관계수 가 0.66으로 조금 더 유의하게 높았으며, 소득파악이 100%가까이 되었던 직장가입자에 대한 보험료의 부담능력탄력도 분석 시 가계지출이 아닌 조사된 소득을 사용 했을 때 설명계수가 약간씩 더 높은 경향 을 보였다.

이 연구에서는 부담능력에 따른 건강보 험료 부담의 형평성 변화를 평가하기 위 하여 형평성지표 분석과 보험료의 부담능력 탄력도의 연도별 변화를 분석하였으며, 최 종적으로 다중회귀분석에서 연도를 구분 하는 시점변수와 부담능력 변수의 교호작 용을 포함하여 분석함으로써 1996년도 보 험료의 부담능력탄력도를 기준으로 2002 년까지 매년도 보험료의 부담능력탄력도 가 어떻게 변화되었는지를 분석하였다. 이 연구에서 사용된 형평성 지표는 십분위 분 배율, 집중곡선, 집중지수인데, 10분위 분 배율은 비교하고자 하는 두개의 계층간에 서만 비교하는 값으로 전체 계층간의 변화 를 비교할 수 없다는 단점이 있다 [12]. 이 에 대상가구 전체에 대한 형평성의 변화를 보고자, 부담능력 순위에 따라 가구당 보 험료의 누적비율을 대응시킨 집중곡선과 집중지수를 연도별로 추계하였다.

선행연구에서는 소득의 불평등도를 평 가하는 로렌츠곡선과 지니계수를 이용해 보험료의 로렌츠곡선과 지니계수를 추계 하여 보험료의 형평성을 평가한 바 있다 [13]. 보험료의 로렌츠곡선은 분석대상가 구를 지출보험료가 가장 낮은 가구로부터 높아지는 순서대로 배열한다고 할 때, 보 험료 순위에 따른 가구의 누적비율에 대 하여 그 가구들이 차지하는 보험료의 누 적비율을 대응시킨 곡선을 말하며, 보험료의 지니계수는 보험료의 로렌츠곡선에 서 완전평등선 아래 삼각형 면적에 대하 여 완전평등선과 로렌츠곡선사이 면적의 비를 구한 것이다. 지니계수는 0과 1사이 의 값을 가지며 값이 커질수록 부담능력에 따른 보험료의 누진도가 높아져 형평성이 개선된 것으로 볼 수 있다.

이 연구의 분석대상가구에 대해 보험료 의 로렌츠곡선과 지니계수를 추계한 결과, 근로자 가구에서 최근연도로 올수록 로렌 츠곡선이 완전평등선에서 아래로 불록하 게 멀어지고 지니계수 값도 커졌다. 비근 로자 가구에서는 1996년에 비해 2002년도 에 지니계수가 증가하긴 했지만, 근로자 가구에 비해 변화가 적었고 로렌츠곡선도 완전평등선에서 점차 멀어지는 변화가 뚜 렷하지 않았다.

보험료가 소득에 비례한다는 전제하에 서 보험료의 로렌츠곡선과 지니계수로 보 험료 부담의 형평성을 평가하는 것이 가능 할 수 있다. 그러나 분석대상가구에 대 해 소득이 제대로 평가되어 있지 않다면, 소득에 비례하게 책정된 보험료를 부담능력의 크기로 간주하여 이에 따른 건강보 험료 부담의 형평성을 평가하는 것은 문 제가 있을 수 있다. 이 연구에서는 부담능력에 비례하게 보험료가 부과되었는지를 평가하는 연구목적에 따라, 보험료의 형 평성 지표로 보험료의 집중곡선과 집중지 수를 추계하였고 보험료의 로렌츠곡선과 지니계수는 제외하였다.

2. 연구결과에 대한 고찰

연구대상이 되는 전체가구, 근로자 가구, 비근로자 가구 모두에서 1996년이후 2002 년까지 부담능력의 증가는 1.2-1.3배인데

비해 가계에서 부담한 보험료는 2.3-2.4배 에 이르러 부담능력에 비해 보험료의 증가 가 2배 이상 높게 증가했다. 보험료가 부담 능력에 비례하여 책정된다는 점에서 보험료의 증가가 부담능력의 증가를 크게 앞서 있다는 것은 부담능력에 관계없이 보험재 정안정화를 위한 보험료율 및 부과대상의 상향조정이 기여한 결과일 수 있다.

근로자 가구와 비근로자 가구를 비교하 면, 부담능력은 근로자 가구가 모든 연도 에서 높지만, 보험료는 비근로자 가구가 모든 연도에서 더 많이 지출하고 있었다. 이것은 부담능력이 낮은 비근로자 가구가 더 많은 보험료를 부담하는 형평성의 문제를 보여주는 것일 수 있다. 한편, 보험료의 증가를 연도별로 비교하면 보험료의 증가율은 근로자 가구에서 비근로자 가구에 비해 더 커졌다. 이러한 결과는 근로자 가구와 비근로자 가구간의 보험료 부담의 형 평성 문제가 있음을 보여주는 것이다. 그러나 분석된 보험료는 가계가 직접 지출 한 보험료만을 의미하기 때문에 근로자인 경우 직장에서 고용주가 부담하는 보험료 가 제외되어 있고 그 구성비가 전체보험료의 50%로 비근로자의 보험료에 대한 정부 보조율보다 높기 때문에 이 결과로 근로자 가구와 비근로자 가구간에 형평성의 문제가 있음을 단정하기 어렵다.

부담능력순위 상위20%의 보험료점유율 에 대하여 부담능력순위 하위40%의 보 험료점유율의 비를 나타내는 10분위분배율 은 전체가구, 근로자 가구, 비근로자 가구 모 두에서 최근연도로 올수록 감소하는 변화 를 보였으며, 근로자 가구에서 감소폭이 가장 커졌다. 이것은 부담능력이 높은 계층에서 의 부담을 증가시킨다는 차원에서 보험료 부담의 형평성이 개선되었다는 신호로 평 가할 수 있다. 또한 다양한 수준으로 계산 한 십분위분배율의 변화에서도 일관된 결 과를 보여줌으로써 근로자 가구에서 보험료부담의 형평성이 가장 크게 개선된 앞서의 결과를 다시 한번 확인할 수 있었다.

부담능력에 따른 보험료의 집중곡선 추 계에서 완전평등선은 부담능력수준에 관계없이 모든 가구가 동일한 보험료를 부 담하는 것을 의미한다. 따라서 근로자 가

구에서 집중곡선이 최근연도로 올수록 완전평등선에서 점차 멀어지고 집중지수가 점차 증가한다는 것은 부담능력에 따른 보험료의 누진도가 높아졌다는 것을 의미 하므로 보험료 부담의 형평성이 개선되었다고 평가할 수 있다. 전체가구에서도 근로자가구에서 보다는 변화폭이 작았지만 같은 양상을 보여주었다.

그러나 집중곡선과 집중지수는 현상적으로 변화를 확인하는 데는 좋은 방법이지만, 관련변수를 통제하여 볼 수 없다는 단점이 있다 [14].

부담능력과 보험료간의 상호관련성을 분석한 결과에서 근로자가구는 매년 상관계수가 큰 폭으로 유의하게 증가하였는데 비근로자가구에서는 1998년부터 2000년 까지 증가하다가 2000년 이후 감소했다. 하지만 2002년 현재, 근로자가구, 비근로자가구, 전체가구 모두 1996년에 비해 상관성이 증가했다.

연도별로 가구의 보험료를 종속변수로 하여 가구의 부담능력, 가구주의 성, 연령, 직업, 교육 및 가구형태, 가구의 취업가구원수, 가구원수를 포함하여 실시한 다중회귀분석에서 보험료의 부담능력 탄력도는 근로자가구에서 비근로자가구에 비해 모든 연도에서 높았으며, 최근 연도로 올수록 증가하는 추세를 보였다. 또한 보험료 결정에 있어서 부담능력으로 설명되는 부분도 근로자가구에서 비근로자가구에 비해 전반적으로 높고 증가추세에 있었다. 이러한 결과는 보험료와 부담능력의 연도별 상관관계분석에서와 같은 결과로, 상관계수의 변화가 클수록 부담능력에 따른 보험료의 형평성이 보다 개선되는 결과를 보였다.

분석결과, 부담능력이 높을수록 보험료가 증가하는 보험료 부담의 형평성이 비근로자가구에서보다 근로자가구에서 더 뚜렷하게 개선되었다. 또한 비근로자가구에서도 근로자가구에 비해 작았지만 1996년에 비해서 최근 연도까지 형평성이 개선되었다.

연구대상 기간인 1996년과 2002년 사이에는 1980년부터 이슈화되어 20년간 많은 논쟁과 우여곡절을 거친 건강보합통합이

완성되었다. 통합의 첫째 목적이 국민 개인의 부담능력과 형편에 상응하는 적정한 수준의 보험료를 부담토록 하여 형평성을 실현하는 것이었기 때문에 통합효과를 평가하는 것은 보험료 부담의 형평성 개선 효과를 평가하는데 초점이 맞추어져 있다. 1998년 1월 1일부터 시행된 지역의료보합통합 효과를 분석한 선행연구에서는 보험료부과의 형평성이 크게 개선되지 않았다는 결과를 발표하였다[5-8,13]. 이 연구에서도 1998년을 전후로는 비근로자가구에서 부담능력에 따라 보험료 부담의 형평성이 개선되는 변화가 없었다. 하지만 2000년부터는 1996년에 비해 통계적으로 유의하게 형평성이 증가하는 변화를 보였다. 그러나 통합이 2년 앞서 실시되었음에도 불구하고 근로자가구에 비해 그 개선효과는 아주 작았다.

연구기간동안 동일한 방식의 보험자통합이 시행되었으나 근로자가구와 비근로자가구에서 나타나는 효과의 크기가 달랐다. 직장의료보합조합의 경우, 2000년 7월에는 139개 직장조합이 통합되었고 2001년 1월 1일부터는 공무원과도 부과기준이 통일되는 변화를 겪었다. 이것이 이 연구의 근로자가구에서 2000년 이후 큰 폭으로 보험료부담의 형평성이 개선되었고 이후 2002년까지 계속해서 큰 폭으로 형평성이 개선되는 변화를 보여주는 이유일 것이다. 그러나 비근로자가구에서는 년 지역조합이 통합된 1998년에도 1996년에 비해 보험료부담의 형평성이 개선되는 유의한 변화가 없었고 2000년 이후부터 근로자가구에 비해서는 작지만 형평성이 개선되는 변화를 보여주었다.

이것은 보험료 부과대상자로서 두 집단을 구분할 수 있는 특성이기도 한 부담능력의 파악정도가 제도의 효과에 중요한 영향을 끼친 결과라고 할 수 있다. 보험자통합에 대한 여러 선행연구들은 피보험자의 부담능력이 제대로 파악되어 있지 않은 상황에서는 아무리 좋은 부과체계가 적용되더라도 보험료부담의 형평성을 실현하기 어렵다고 주장했었다 [5-8,13].

또한 근로자가구에서 1998년에 보험료의 부담능력탄력도가 -0.004에서 1999년

0.016으로 크게 개선되는 변화를 보였는데, 이것은 비근로자가구에서 1998년보다 1999년에 보험료의 부담능력탄력도가 낮아진 것과는 반대의 결과였다. 근로자가구에서 나타난 1999년의 변화가 통계적으로 유의하지는 않았지만, 보험료의 부담능력탄력도가 갑자기 크게 증가한 것과 이후 2000년부터는 통계적으로도 유의한 증가를 계속 보였기 때문에 이 시기의 변화에 주목하지 않을 수 없다.

실제, 직장조합들은 1998년 지역조합이 통합되면서 2000년 7월의 직장조합 통합을 예견하고 있었고 직장조합간에도 보험료 부담의 형평성 문제가 제기되었기 때문에 자체적으로 보험료부과대상인 표준보수월액의 범위를 총보수로 확대하는 등의 보험료 부과범위와 기준을 조정하고 있었다.

따라서 근로자가구에서 1999년부터 보험료의 부담능력 탄력도가 급격히 증가하여 최근까지 계속 증가하는 변화를 보이는 것은 2000년 이후의 변화가 단순히 직장통합의 효과가 아니라 조합별로 보험료부과범위와 기준을 통일하려는 노력의 결과가 축적되어 나타난 것으로도 해석될 수 있다.

2000년 7월 이후에도 지역가입자와 직장가입자는 이원화된 부과기준을 적용받고 있다. 직장가입자는 소득에 대하여 지역가입자는 소득과 재산 및 경제활동능력을 추정하여 산출한 부과표준소득에 대하여 부과하고 있다. 따라서 양자간에 부담능력에 대한 동일한 부과기준을 적용하기 전에는 직장과 지역가입자간 형평성 문제는 계속 제기될 것이다. 그러나 이 연구결과에서도 보여주었듯이 동일한 보험료 부과체계가 운영된다 해도 가장 기본적인 논란의 여지는 소득 등의 부담능력을 제대로 파악할 수 있는가의 문제에 있다.

국민건강보험의 재정을 사회보장원칙과 사회연대 원리에 의거하여 사회공동체적으로 조달할 때 경제적 능력에 따라 차등적으로 보험료를 부담하는 형평성 문제는 중요한 논제가 된다. 사보험 방식을 원칙으로 하는 미국에서도 의료보험에 관한 형평성에서 완전히 자유로울 수 없다

는 것이 강조되고 있다 [14]. 그러나 사회연대적인 차원에서 부담능력에 따라 보험료를 부담하는 형평성이 어느 정도까지 개선되어야 하는지는 또 다른 문제를 낳는다. 소득이 높은 사람이 어느 정도까지 부담해야 하는 지는 사회정의와 가치의 문제가 개입되며, 소득 재분배효과에 대한 논의가 필요하다 [15]. 이 연구에서 보고자 하는 형평성은 순수하게 현상적인 의미를 전달할 뿐 사회경제적 계층에 따른 보험료 차등부과의 공정성에 대한 의미를 내포하는 것은 아니다.

이 연구에서는 1996년을 기준으로 2002년까지 부담능력에 따라 보험료가 차등적으로 부담되었는지의 변화를 연도별로 분석함으로서 건강보험료 부담의 형평성 변화를 평가하였다. 그러나 이번 연구의 분석대상에서는 농가, 어가, 단독가구가 제외되어 있는 자료의 한계가 있으므로 향후 이러한 제한점을 보완하기 위하여 보다 대표성 있는 자료를 이용하여 직장과 지역가입자간, 같은 가입자내에서의 건강보험료 부담의 형평성 변화를 분석하는 연구가 이루어져야 할 것이다.

요약 및 결론

전체가구, 근로자가구와 비근로자가구 모두에서 최근까지 건강보험료 부담의 형평성이 개선되는 변화가 있었다. 특히, 근로자가구에서 1996년 이후 2002년까지 연도별로 건강보험료 부담의 형평성이 뚜렷하게 개선되었으며, 비근로자가구에서도 건강보험료 부담의 형평성이 개선되는 변화는 있었지만, 근로자가구에 비해 변화가 적었다.

그러나 근로자가구에서 2000년 통합이 전인 1999년부터 건강보험료 부담의 형평성이 개선되는 효과를 보이기 시작한 것은 건강보험료 부담의 형평성 개선이 순수하게 건강보험 통합의 효과가 아닐 수 있으며, 직장조합별로 보험료 부과범위를 총보수로 확대하는 등의 자체적인 노력이 계속되어온 결과일 수 있다. 또한, 비근로자가구에서 1998년 지역의료보험 통합이 후에도 뚜렷한 보험료의 형평성이 개선되는 변화가 없다가 최근까지 근로자가구보다는 작지만 개선의 변화를 보인 것은 아무리 정교하고 형평성 있는 보험료 부과 기준을 적용한다해도 부과대상자의 부담 능력파악이 정확히 이루어지지 않는다면 건강보험료 부담의 형평성이 개선될 수 없음을 시사해 주었다.

참고문헌

- Osterle A. Equity Choice and Long Term Care Policies in Europe : Allocating Resources and Burdens in Austria, Italy, the Netherlands, and the United Kingdom. Aldershot, Hampshire (UK): Ashgate Publishing Company, 2001
- 이규식. 의료보장과 의료보험. 계축문화사; 2002.(421-422쪽)
- 이규식. 건강보험 관리운영 패러다임의 조정. 건강·복지사회를 여는 모임; 2002(146-147쪽)
- 김용익. 의료보장체계 통합일원화의 필요성과 대안. 행정쇄신위원회, 1999년
- Jin Sakong. The Contribution under the Merge of the Medical Insurance Program for Self-employed. Social Security Research, Korean Soc Secur Assoc 1998; 14(2): 31-62 (Korean)
- KyuSik Lee. Changes and problems in the logic of medical insurance unification. Medical Security Studies 5th Symposium. 1999. 7. 30
- Byoung Yik Kim. Korean Experiment for the Unification of Multiple Health Insurers: A Road to Success or Failure. Korean J Health Policy & Adm 2000; 10(3): 108-128 (Korean)
- Mann Hyung Hur, Yen Min Sung. Contribution System of National Health Insurance. Korean Policy Studies Rev 2003; 12(1): 175-200 (Korean)
- Kakwani N, Wagstaff A, Doorslaer E. Socioeconomic inequalities in health: Measurement, computation, and statistical inference. J Econom 1997; 77: 87-103
- Kakwani N. Application of Lorenz curves in economic analysis. Econometrica 1977; 45: 719-27
- Montgomery MR, Gragnoli M, Burke KA, Paredes AE. Measuring living standards with proxy variables. Demography 2000; 37(2): 155-74
- Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health : An overview of available measures illustrated with two examples from europe. Soc Sci Med 1997; 44(6): 757-71
- Jae Yong Park, Jae Won Park. Comparison of the effect of income-redistribution before and after the emergence of medical insurance program for self-employed. Korean J Health Policy & Adm 2001; 11(2): 85-122 (Korean)
- Friedman, Sheldon and David Jacobs (ed). Future of the Safety Net: Social Insurance and Employee Benefits. Champaign, Illinois: Industrial Relations Research Association. 2001
- Chun KH, Choi KS, Kang IO. A study on appropriateness of price of medical care service in health insurance. Korean J Prev Med 1998; 31(3): 460-470 (Korean)