


재정지출의 소득재분배 효과

2004. 12

박기백 · 김 진 · 전병목

 한국조세연구원

서 언

경제위기 이후 소득계층의 양극화 현상, 신용불량자 양산 현상 등이 가시화되면서 시장경제를 통한 소득분배 현황 그리고 정부 재정활동의 소득재분배 효과에 대한 많은 관심이 있었다. 이에 대응하여 경제이론에 근거한 소득(재)분배에 대한 주된 논의가 조세와 이전지출을 중심으로 이루어져 왔다. 하지만 재정의 소득분배 또는 소득재분배 기능은 조세와 이전소득에만 한정되지 않는다.

재정지출은 우선 성장률이나 물가 및 이자율 등 거시경제에 영향을 주며, 이는 궁극적으로 개인의 소득에 영향을 끼친다. 다음으로 정부의 이전지출이 승수효과를 통하여 소득을 창출하는 경우도 발생한다. 또한 정부지출은 현물이나 현금 형태로 개인에게 이전된다. 예를 들어, 국민기초생활보장제도처럼 직접적으로 개인의 소득을 변화시키는 경우도 있고, 의료·교육·주택처럼 시장가격보다 낮은 가격으로 제공되는 경우도 있다. 마지막으로 국방·치안 등의 순수공공재로부터의 수익도 소득재분배의 범주에 포함할 수 있다.

본 연구의 저자들은 이러한 점에 주목하여 재정지출을 크게 이전지출, 순수공공재, 비순수공공재로 구분하여 재정의 소득재분배 효과를 분석하였다. 이 중 이전지출은 개인 또는 가구의 가처분소득에 직접적으로 영향을 미치므로, 소득세와 이전소득이 갖는 총체적인 소득분배 효과를 파악하였다. 정부의 재정지출이 개인의 소득분배에 미치는 ‘궁극적 효과’를 파악하는 것은 너무 복잡하고 방대한 작업이 될 수 있으므로, 본 연구는 재정지출로 인한 ‘직접적인’ 소득재분배에 초점을 맞추었다. 이를 위하여 재정지출을 현물형태로

제공되는 순수공공재와 낮은 가격으로 개인에게 제공되는 의료·교육·주택 등의 비순수공공재로 구분하여 살펴보았다.

본 보고서는 소득재분배 효과를 분석하기 위한 기본적인 방법론을 제시하고, 이에 따라 일관성 있게 재정의 소득재분배 효과를 추정하고 있다. 이전지출, 순수공공재, 특정 재정지출에 대하여 각각의 소득재분배 효과를 합리적인 이론과 실증자료에 입각하여 측정하고 있으므로, 정부의 각종 정책설계의 큰 방향을 잡는 데에 기초 연구로 사용되리라 생각한다. 아무쪼록 그간 연구의 관심이 되어 왔던 소득분배 현황 자체나 조세의 소득재분배 효과에 대한 분석에 머무르지 않고 재정의 소득재분배 효과 전체를 체계적으로 분석하는 데에도 일조하기를 바라는 바이다.

본 보고서는 본 연구원 재정연구실의 박기백, 김 진, 전병목 박사가 집필하였다. 저자들은 본 보고서의 초고에 대해 전반적인 내용의 개선점과 세부적인 미비점을 지적함으로써 연구의 질을 향상시키는 데 도움을 준 익명의 두 논평자에게 감사하고 있다. 또한 연구에 필요한 자료의 수집, 분석, 그리고 정리에 함께 수고한 이정미 주임연구원, 윤창용 연구원, 원고정리 및 교정을 맡아준 변경숙, 홍유남 연구조원, 출판담당자에게도 고마운 마음을 전하고 있다.

끝으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 의견이며 본 연구원의 공식적인 견해가 아님을 밝혀 둔다.

2004년 12월

한국조세연구원

원장 최 용 선

요 약

기존의 소득분배에 대한 다수의 연구가 소득분배에만 초점을 맞추고 있을 뿐 정부 재정으로 인한 소득분배의 변화에 대해서는 등한시한 경향이 있었다. 따라서 본 연구는 정부 재정이 소득 재분배에 미치는 영향을 살펴보았다. 또한 정부 재정의 양면인 조세와 정부지출의 소득재분배 효과를 종합적으로 살펴볼 수 있었다.

본 연구의 기본적인 방법론은 정부의 재정지출로 인하여 개인의 가처분소득 또는 소비가 어떻게 변하는지를 살펴보는 것이다. 이를 위하여 정부의 지출을 이전지출, 국방·치안·행정 등의 순수공공재, 교육·의료·주택 등의 비순수공공재로 나누어 분석하였다. 순수공공재의 경우에는 공공재 편익의 소득계층간 귀착 비율을 '소득의 한계효용의 소득탄력성'을 추정하여 구하고 전체 정부지출 규모를 소득계층별로 분배하는 방식을 이용하였다. 비순수공공재의 경우에는 시장에서 해당 재화나 용역을 구입할 경우의 지출액을 기준으로 소득재분배효과를 살펴보았다.

도시가구와 농촌가구를 합산한 자료를 보면 정부가 가계의 소득에 간여하지 않은 경우의 소득인 시장소득에 대한 지니계수는 외환위기 이후인 1998년에 대폭 상승하였다. 이후 다시 하락하였으나, 2001년에는 0.27227, 2002년은 0.27085, 2003년은 0.28563으로 다시 높아지는 추세를 보이고 있다. 따라서 민간부문에서의 소득분배는 악화되었다고 할 수 있다.

정부이전소득 및 세금으로 인한 소득분배 개선효과는 2000년 이전까지는 이전소득의 효과가 작았으며, 세금의 효과가 크게 나타났다. 그러나 2000년 이후부터는 세금의 효과에는 미치지 못하지만, 이전소득의 효과가 크게 증가하였다. 이는 정부의 사회보장에 대한 관심이 고조되면서, 소득분배 개선에 대한 정부의 이전지출 비중이 증가하고 있음을 간접적으로 시사한다. 정부의 이전지출로 인한 소득분배 개선효과는 앞으로도 계속해서 높아질 것으로 보인다.

정부의 개입 후 가처분소득의 지니계수는 2001년에는 0.26324, 2002년은 0.26169, 2003년은 0.27403이다. 앞에서 살펴본 시장소득 대비 정부의 개입 후 가처분소득의 지니계수 변화율은 각각 -3.32%, -3.38%, -4.06%이다. 이는 시장소득에 비해 정부의 개입 후 가처분소득의 지니계수가 낮아지고 있는 것을 의미하며, 정부의 조세 및 이전지출 정책으로 소득분배가 어느 정도 개선되었다는 것을 알 수 있다.

정부의 순수공공재에 대한 지출은 소득분배를 다소 악화시키는 것으로 나타나고 있다. 정부 개입 후 가처분소득에 대한 지니계수 대비 가처분소득에 순수공공재로부터의 편익액을 합한 지니계수 변화율이, 분석대상 기간 동안 평균적으로 0.86~1.07% 정도 높아졌다.

주택·교육·의료 등 특정 정부지출은 반대로 가처분소득 기준 소득분배를 개선시키는 역할을 한다. 주택의 소득분배 개선효과는 큰 반면에 교육 및 의료의 효과는 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 특히, 의료의 경우에는 외환위기 이전까지는 건강보험료 지출이 소득분배를 악화시켰으나, 위기 이후부터는 소득분배 개선효과가 크게 나타났다.

결론적으로 우리나라의 최근 10년에 걸친 소득불평등도 개선을 순조세, 순수공공재, 비순수공공재로 나누어 보면 다음과 같다. 정부 이전소득 및 세금을 합한 순조세는 소득분배를 개선시키고 있다. 특히, 정부 이전소득이 빠르게 증가하며 소득분배를 개선하고 있는 것으로 나타나고 있다. 복지에 대한 정부지출이 증가할 예정이므로 향후에도 이전소득으로 인한 소득분배 개선 효과는 커질 것으로 전망된다.

정부가 제공하는 국방·치안·행정·외교 등 순수공공재는 지니계수를 다소 상승시키는 역할을 하고 있다. 반면 주택·교육 및 의료는 대체적으로 소득분배를 개선시키는 역할을 하고 있다. 주택의 경우에는 도시 무주택자에 대한 지원이, 교육의 경우에는 초등학교에 대한 지원이 소득분배를 개선시키는 효과가 큰 것으로 나타나고 있다. 단위당 효과는 1999년 이후로 2003년까지 교육·주택·의료 순으로 개선 효과가 높게 나타나고 있다.

목 차

I. 서 론	15
II. 기존 연구 및 분석방법	19
1. 기존 연구	19
가. 조세 및 이전지출	19
나. 이전지출 이외의 지출	27
2. 분석방법	40
가. 소득의 개념	40
나. 형평화지수	41
다. 시장소득과 가처분소득	43
III. 소득세 및 이전지출	46
1. 도시가계자료	46
가. 자료의 추출	46
나. 소득 추정	48
다. 분 포	54
2. 농촌 가구	60
가. 자료의 추출	60
나. 분 포	61
다. 가계 자료 합산	64
3. 소득분배 효과	68
가. 도시가계	68
나. 농촌가계	70
다. 전체가구	71

IV. 순수공공재 재정지출	73
1. 이론모형	73
가. 모형경제	76
나. 귀착비율과 대체탄력성간의 관계	81
다. 대체탄력성의 계산	85
2. 실증분석	87
가. 자 료	88
나. 탄력성 추정	90
다. 순수공공재의 소득재분배 효과	91
V. 특정 재정지출	94
1. 자료 및 배분방법	94
가. 분석 대상	94
나. 주택비	95
다. 교육비	96
라. 의료비	97
2. 재분배 효과	98
가. 주택비	98
나. 교육비	100
다. 의료비	103
라. 단위당 개선효과	104
VI. 결 론	106
참고문헌	110
<부록> 근로자 가구의 재분배 효과	119

표 목 차

<표 II-1> 빈곤지수의 분석결과	20
<표 II-2> 지니계수(가구 기준)	20
<표 II-3> 지니계수(개인 기준 eps=0.5)	21
<표 II-4> 지니계수 축소효과	22
<표 II-5> 빈곤율 추정 결과	23
<표 II-6> 이전소득의 빈곤 감소 효과	24
<표 II-7> OECD 국가의 조세 및 이전지출의 전과 후 불평등 지수 비교	25
<표 II-8> OECD 국가의 공적 이전소득과 소득세의 점유율 비교	26
<표 II-9> 정부지출로 인한 편익, 1961년	30
<표 II-10> 조세와 이전지출의 재분배, 1961년	32
<표 II-11> 전체 대체탄력성의 추정사례	33
<표 II-12> 공공지출의 귀착(총소득 대비 편익 비율)	34
<표 II-13> 개발도상국가의 지니계수, 조세구조 및 중등교육 입학률 변화	36
<표 II-14> 기능별 소득계층별 가구당 정부지출수익액	38
<표 III-1> 분석대상 자료	49
<표 III-2> 도시근로자 가구의 가처분소득에 대한 추정결과 (2003년 기준)	52
<표 III-3> 근로자가구의 소득 대비 소득세의 추정치와 원자료의 비교(2003년)	53

<표 III-4> 도시가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2001년 월평균)	56
<표 III-5> 도시가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2002년 월평균)	57
<표 III-6> 도시가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2003년 월평균)	58
<표 III-7> 농촌가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2001년 월평균)	62
<표 III-8> 농촌가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2002년 월평균)	62
<표 III-9> 농촌가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2003년 월평균)	63
<표 III-10> 전체 가구 대비 농어촌 가구 비중	65
<표 III-11> 전체 인구 대비 1인 가구 비중	66
<표 III-12> 전체가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2001년 월평균)	67
<표 III-13> 전체가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2002년 월평균)	67
<표 III-14> 전체가구의 소득 10분위별 소득 및 소비 (2003년 월평균)	68
<표 III-15> 도시가구에 대한 재정효과 (지니계수 비교- Y/\sqrt{N} 이용)	69
<표 III-16> 농촌가구에 대한 재정효과 (지니계수 비교- Y/\sqrt{N} 이용)	70
<표 III-17> 전체가구(도시, 농촌)에 대한 재정효과 (지니계수 비교- Y/\sqrt{N} 이용)	72
<표 IV-1> 품목별 지출비중	89

<표 IV-2> 품목별 지출의 탄력성	90
<표 IV-3> 순수공공재의 소득재분배 개선효과	93
<표 V-1> 주택에 대한 정부지원 현황	96
<표 V-2> 교육에 대한 정부지원 현황	97
<표 V-3> 의료에 대한 정부지원 현황	98
<표 V-4> 주택비의 소득재분배 개선효과	100
<표 V-5> 교육비의 소득재분배 개선효과	102
<표 V-6> 의료비의 소득재분배 개선효과	104
<표 V-7> 1조 단위당 부문별 소득재분배 개선효과	105
<표 VI-1> 전체가구에 대한 총 재정효과(Y/\sqrt{N} 이용)	108
<부표 1> 조세의 소득재분배 효과	123
<부표 2> 소득재분배 효과의 분해	126
<부표 3> 각종 세목별 집중도 추이	127
<부표 4> 소득재분배 효과 변화에 대한 기여도 분석	128
<부표 5> 가구당 인원의 변화추이	129
<부표 6> 가구규모 조정의 효과	130

그 립 목 차

[그림 Ⅲ-1] 도시근로자가구 개월수에 따른 소득의 10분위 분포(2003년)	47
[그림 Ⅲ-2] 도시근로자가구 개월수에 따른 소비의 10분위 분포(2003년)	47
[그림 Ⅲ-3] 도시근로자가구 개월수에 따른 공적 이전소득의 10분위 분포(2003년)	48
[그림 Ⅲ-4] 근로자가구의 이전소득의 분포	59
[그림 Ⅲ-5] 근로자외(자영업자 및 무직) 가구의 이전소득의 분포	59
[그림 Ⅲ-6] 농촌가구의 이전소득 및 조세의 분포	63
[그림 Ⅳ-1] 순수공공재의 편익	82
[그림 Ⅳ-2] 전 가구의 월평균 명목소비지출 추이	89
[부도 1] 도시근로자가구의 소득불평등도 추이 (지니계수 기준)	122
[부도 2] 조세제도의 소득재분배 효과 추이	124
[부도 3] 소득세의 재분배효과 분해	125
[부도 4] 소득세의 집중도 추이	126
[부도 5] 소득세, 재산세 등의 재분배효과 분해	128
[부도 6] 개인기준 소득의 소득불평등도 변화	130

I. 서론

정부 재정의 기능은 크게 자원배분, 분배, 경제안정의 세 가지로 구분된다. 먼저 자원배분은 정부가 재화나 서비스를 직접적으로 공급하거나, 간접적으로 유도함으로써 자원의 배분에 영향을 미치는 것을 말한다. 국방, 치안, 외교, 행정 등 순수공공재의 공급은 첫 번째 부류에 해당하고, 환경세나 연구개발, 조세지원 등은 두 번째 부류에 해당한다. 경제안정은 정부가 재정지출이나 감세 등으로 총수요를 관리함으로써 고용, 물가, 국제수지 등을 안정시키는 것을 의미하며, 정부가 경제성장을 촉진하는 기능까지 포함한다. 마지막으로 정부는 소득분배에 영향을 미칠 수 있다. 정부가 세금을 거두거나 이전지출을 함으로써 개인의 가처분소득에 직접 영향을 미치기 때문이다. 또한 정부활동에 의한 산업구조의 변화가 간접적으로 소득분배에 영향을 미치기도 한다.

본 연구는 정부 재정의 기능, 그 중에서도 정부지출이 소득분배에 미치는 영향을 살펴보는 데 그 목적이 있다. 그러나 정부의 재정 활동이 개인의 실질적인 가처분소득에 어떤 영향을 미치는가를 밝히는 것은 쉽지 않다. 재정지출은 우선 성장률이나 물가 및 이자율 등 거시경제에 영향을 준다. 이러한 변화는 궁극적으로 개인의 소득에 변화를 가져올 수 있다. 다음으로는 정부의 이전지출이 승수효과를 통하여 소득을 창출하는 경우도 발생한다. 마지막으로 정부지출은 현물이나 현금 형태로 개인에게 이전된다. 예를 들면, 국민기초생활보장제도처럼 직접적으로 개인의 소득을 변화시키는 경우도 있지만, 의료, 교육, 인프라처럼 시장가격보다 낮은 가격으로

제공되는 경우도 있다.

재정지출은 크게 순수공공재, 비순수공공재, 이전지출로 구분될 수 있다. 이 중에서 이전지출은 개인 또는 가구의 가처분소득에 직접적으로 영향을 미치므로 소득분배에 미치는 직접적 영향을 손쉽게 파악할 수 있다. 그러나 이전지출을 제외한 지출은 해당 지출이 소득분배에 미치는 영향을 파악하기 어렵다. 예를 들어, 순수공공재는 비경합성, 비배제성으로 인하여 개인의 소비량과 시장가격의 측정이 불가능하다. 순수공공재가 아닌 경우에도 정부지출이 소득에 미치는 영향을 측정하기가 힘들다. 예를 들어, 학생에 대한 정부지원의 크기는 알 수 있지만 해당 교육이 피교육자의 소득형성에 미치는 영향을 파악하는 것은 매우 복잡한 작업이다. 정부 지출이 소득분배에 미치는 효과에 대한 실증연구가 극히 희소한 이유도 여기에 있다.

이전지출의 경우에도 지출이 소득에 미치는 궁극적인 효과를 측정하기는 어렵다. 예를 들어, 국민기초생활보장이 도입됨으로써 시장소득을 포기하고 정부로부터의 이전소득에 안주하는 개인이 존재할 수 있으며, 이러한 경우 이전지출의 소득분배 효과를 정확히 파악하려면 국민기초생활보장제도가 없는 경우의 소득을 알아야 하지만 해당 자료를 구할 수 없는 문제점이 있다. 공적연금의 경우도 마찬가지이다. 일반적으로 공적연금의 납입금이나 연금혜택을 소득재분배에 포함시키지만 우리나라의 경우 공적연금은 적립식이므로 연금 수입을 개인의 보험금 수입으로 볼 수도 있다.

정부의 재정지출이 개인의 소득분배에 미치는 궁극적 효과를 파악하는 것은 너무 복잡하고 방대한 작업이 될 수 있으므로 본 연구는 재정지출로 인한 직접적인 소득분배에 초점을 맞춘다. 이를 위하여 재정지출을 현금으로 제공되는 이전지출, 현물 형태로 제공되는 순수공공재, 낮은 가격으로 개인에게 제공되는 비순수공공재로

구분하여 살펴본다. 이전지출의 경우에는 정부지출이 없는 경우의 소득분포와 정부지출 이후의 소득분포를 비교하는 방식을 사용한다. 순수공공재의 경우에는 공공재 편익의 소득계층간 귀착비율을 소득의 한계효용의 소득탄력성을 추정하여 구하고 전체 정부지출액을 소득계층별로 분배하는 방식을 이용한다. 비순수공공재의 경우에는 시장에서 해당 재화나 용역을 구입할 경우의 지출액을 기준으로 소득재분배 효과를 살펴본다.

재정지출의 소득재분배 효과에 관한 연구방법은 크게 개인의 선호(individual preference)를 측정하는 방식과 혜택의 귀착(benefit incidence)을 분석하는 방식으로 구분된다. 본 연구에서는 미시적 경제이론을 이용하여 수요 추정이 가능한 순수공공재부문은, Aaron and McGuire(1970)가 제시한 개인의 선호를 측정하는 행위접근법을 사용하였다. 반면 비순수공공재의 경우에는 지출 항목별로 정확한 수요 추정이 어려우므로, 혜택의 귀착을 분석하는 편익접근법을 이용하였다.

본 연구와 가장 유사한 대표적인 기존 국내연구는 심상달(1988)의 연구가 있다. 그러나 심상달(1988)의 연구와 본 연구와는 방법론에 있어서 다소 차이를 보인다. 본 연구에서는 심상달(1988)의 연구와 달리 우선 소득재분배를 나타내는 기본적인 수식을 제시하고, 이에 따라 일관성 있게 소득재분배 효과를 추정하고 있다. 또한 심상달(1988)의 경우 일부 비순수공공재에 대하여 투입산출 분석방법을 이용한 파급효과를 분석하였지만, 본 연구에서는 다른 정부지출에 대해서는 지출의 1차 효과만 살펴보고 있으므로 심상달(1988)이 시행한 재분배 추정방식을 제외하였다. 그리고 조세보다 재정지출로 인한 소득재분배 효과가 큼에도 불구하고 심상달(1988)의 연구 이후 오랜 기간 재정지출의 소득재분배 효과에 대한 연구가 없었다는 점을 감안하면, 본 연구는 재정지출로 인한 최근의 소득재분배 효

과를 살펴본다는 점에서도 의의가 있다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 국내외 기존 연구를 먼저 살펴본다. 또한 본 연구에서 사용하고 있는 분석방법을 설명한다. 제Ⅲ장은 소득세 및 이전지출이 소득재분배에 미치는 영향을 살펴본다. 순수공공재의 소득분배 효과를 파악하기 위한 모형과 실증분석은 제Ⅳ장에서 다룬다. 제Ⅴ장은 개인의 소득재분배에 영향을 줄 수 있을 것으로 보이는 비순수공공재 특히 주택, 교육, 의료의 소득재분배 효과를 다룬다. 제Ⅵ장은 요약과 결론이다.

II. 기존 연구 및 분석방법

1. 기존 연구

가. 조세 및 이천지출

나성린·현진권(1993)은 조세-부조모형을 통하여 조세의 소득재분배 효과를 분석하고 있다. 특징적인 것은 도시가계자료와 농가통계자료를 모집단화하는 방법으로 전체 표본을 만들고 있다는 점이다. 분석결과를 보면 도시가계의 소득세 부담은 누진구조가 나타나지만 농촌가계의 세부담은 완전한 형태의 누진구조가 아닌 것으로 나타났다. 한편 지니계수를 이용하여 소득세가 소득분배의 형평성을 제고하는지를 소득세 이전의 소득을 사용한 것과 비교해보면, 형평성 향상효과가 도시가계는 6.3%, 농촌가계는 1.7%, 모든 가계는 5.2%로 나타났다. 또한 <표 II-1>을 보면, 사회부조가 도시가계와 농촌가계의 빈곤 감소에 유의미한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 모든 가계의 경우 사회부조 전에는 소득갭이 0.2289, 빈곤층 지니계수가 0.2200이었는데 사회부조 후에는 각각 0.2043, 0.2042를 나타내어 뚜렷하게 빈곤 감소에 효과가 있었음을 알 수 있다.

성명재·이명현(2001)의 연구는 도시가계조사를 이용하여 조세가 소득에 미치는 직접적 영향을 보여주고 있다. 연구결과에 따르면 1997년과 1998년도의 외환위기를 제외하더라도 시장소득의 분배 상황이 계속 악화되고 있는 상황을 보여주고 있다. 그러나 이전소득으로 인한 소득분배 개선효과가 최근 급증하고 있다는 것을 보여주고 있다. 외환위기 이전에는 지니계수의 개선비율이 0.1% 수준이었으나 1998년에는 0.8%, 2000년에는 1.1%로 증가하고 있다. 소득세

의 소득재분배 효과는 1998년도를 제외하고 3%를 상회하고 있어 이전소득에 비해 재분배 효과가 큰 것으로 나타나고 있다. 그러나 소득세의 소득분배 개선 정도는 감소 또는 정체 수준으로 나타나고 있다.

<표 II-1> 빈곤지수의 분석결과

빈곤지수	도시가계		농촌가계		모든 가계	
	부조건	부조후	부조건	부조후	부조건	부조후
빈곤율(%)	8.65	8.65	2.79	2.31	7.64	7.56
소득갭	0.2305	0.2072	0.2023	0.1443	0.2289	0.2043
Sen 지수	0.0348	0.0319	0.0092	0.0064	0.0305	0.0277
빈곤층 지니계수	0.2229	0.2040	0.1557	0.1531	0.2200	0.2042

자료: 나성린·현진권(1993)

<표 II-2> 지니계수(가구 기준)

(단위: %)

	세전소득 (시장소득)	총소득 (이전소득후)	소득세후	소비세후
1995	0.23776	0.23743 [-0.1]	0.22856 (-3.7)	0.23753 (+0.0)
1996	0.24375	0.24342 [-0.1]	0.23488 (-3.5)	0.24346 (+0.0)
1997	0.27705	0.27637 [-0.2]	0.26751 (-3.2)	0.27818 (+0.7)
1998	0.31110	0.30875 [-0.8]	0.30004 (-2.8)	0.31293 (+1.4)
1999	0.26813	0.26609 [-0.8]	0.25735 (-3.3)	0.26662 (+0.2)
2000	0.27957	0.27658 [-1.1]	0.26749 (-3.3)	0.27828 (+0.6)
	소득·소비세후	소득·소비세 ·기여금후	직접세후	직접세·기여금후
1995	0.22828 (-3.9)	0.22750 (-4.2)	0.22712 (-4.3)	0.22634 (-4.7) [-4.8]
1996	0.23452 (-3.7)	0.23367 (-4.0)	0.233350 (-4.1)	0.23266 (-4.4) [-4.5]
1997	0.26891 (-2.7)	0.26883 (-2.7)	0.26780 (-3.1)	0.26769 (-3.8) [-3.4]
1998	0.30382 (-1.6)	0.30415 (-1.5)	0.29978 (-2.9)	0.29999 (-3.3) [-3.6]
1999	0.25734 (-3.3)	0.25628 (-3.7)	0.25617 (-3.7)	0.25512 (-4.3) [-4.9]
2000	0.26867 (-2.9)	0.26843 (-2.9)	0.26680 (-3.5)	0.26651 (-3.6) [-4.7]

주: 1. 직접세는 소득세와 재산세의 합임.

2. []안은 세전소득, ()안은 총소득 지니계수 대비 지니계수의 변화율임.

3. 2000년의 경우 세후 지니계수는 잠정추정치임.

자료: 성명재·이명현(2001)

<표 II-3> 지니계수(개인 기준 eps=0.5)

(단위: %)

	세전소득 (시장소득)	총소득 (이전소득후)	소득세후	소비세후
1995	0.23308	0.22976 [-1.4]	0.22158 (-3.6)	0.23023 (+0.2)
1996	0.23897	0.23624 [-1.1]	0.22808 (-3.5)	0.23679 (+0.2)
1997	0.27084	0.26761 [-1.2]	0.25888 (-3.3)	0.27025 (+1.0)
1998	0.30087	0.29696 [-1.3]	0.28818 (-3.0)	0.30190 (+1.7)
1999	0.26003	0.25585 [-1.6]	0.24749 (-3.3)	0.25722 (+0.5)
2000	0.27159	0.26736 [-1.6]	0.25850 (-3.3)	0.26976 (+0.9)
	소득·소비세후	소득·소비세 ·기여금후	직접세후	직접세·기여금후
1995	0.22179 (-3.5)	0.22145 (-3.6)	0.22036 (-4.1)	0.22002 (-4.2) [-5.6]
1996	0.22835 (-3.3)	0.22799 (-3.5)	0.22691 (-3.9)	0.22656 (-4.1) [-5.2]
1997	0.26120 (-2.4)	0.26142 (-2.3)	0.25995 (-3.0)	0.25974 (-2.9) [-4.1]
1998	0.29281 (-1.4)	0.29336 (-1.8)	0.28823 (-2.9)	0.28863 (-2.8) [-4.1]
1999	0.24848 (-2.9)	0.24809 (-3.0)	0.24647 (-3.7)	0.24597 (-3.9) [-5.4]
2000	0.26052 (-2.6)	0.26100 (-2.4)	0.25803 (-3.5)	0.25834 (-3.4) [-4.9]

- 주: 1. eps는 균등화탄력성(equivalence scale elasticity)임.
- 2. 직접세는 소득세와 재산세의 합임.
- 3. []안은 세전소득, ()안은 총소득 지니계수 대비 지니계수의 변화율임.
- 4. 2000년의 경우 세후 지니계수는 잠정추정치임.

자료: 성명재·이명현(2001)

박찬용 외(2002)는 5년마다 실시되는 가구소비실태조사를 이용하여 외환위기 이후의 소득분배 및 빈곤층의 변화를 살펴보고 있다. 특히, 공적 이전소득과 직접세 및 사회보장 부담금이 소득분배와 빈곤수준에 미치는 영향을 분석하였다. 비근로자가구에 대한 소득추정방식을 통한 소득분배 분석은 소득불평등도의 과대평가 또는 과소평가의 문제가 발생하기 때문에, 더 나은 분석결과를 위해 직접적인 소득조사방식을 채택할 것을 제시하였는데 이는 강석훈·박찬용(2003)에서 다시 주장됐다. 특히, 도시가계조사의 범위를 전 가구로 확대하는 방안이 설득력 있게 제시됐다. 박찬용 외(2002)의 구체적인 결과를 살펴보면, 전 가구 경상소득 지니계수가 1996년에는 0.335로, 2000년에는 0.390으로 나타나 소득불평등도가 악화된 것으

로 나타났다. 이전소득의 구성을 보면 각 소득계층마다 사적 이전 소득이 공적 이전소득의 2배에서 5배에 이르는 것으로 나타났다. 2000년에 들어와 공적 이전소득이 상대적으로 증가하기는 하였으나, 여전히 다른 OECD 국가들에 비해 미흡한 것으로 나타났다. 또한 공적 이전소득, 직접세 및 사회보장 부담금의 소득불평등도 감소효과가 다른 OECD 국가들에 비해 현저히 작게 조사되었다.

<표 II-4> 지니계수 축소효과

분 류		연도	전가구	근로자 가구	비근로 자가구	2인이 상가구	1인 가구
1	사적 이전소득	1996	0.033	0.010	0.068	0.026	0.081
		2000	0.042	0.008	0.081	0.029	0.120
2	공적 이전소득	1996	0.005	0.001	0.012	0.005	0.009
		2000	0.014	0.003	0.026	0.012	0.030
3	공적 이전소득, 사회보장 부담금, 직접세	1996	0.003	0.004	0.004	0.002	0.007
		2000	0.016	0.010	0.022	0.014	0.031
4	공적 이전소득, 사회보장 부담금, 소득세(I)	1996	-	-	-	-	-
		2000	0.018	0.010	0.026	0.015	0.033
5	공적 이전소득, 사회보장 부담금, 소득세(II)	1996	0.055	0.024	0.099	0.049	0.099
		2000	0.080	0.030	0.138	0.067	0.163
6	직접세	1996	-0.001	0.003	-0.007	-0.001	-0.002
		2000	0.003	0.006	-0.001	0.004	0.000
7	소득세(I)	1996	-	-	-	-	-
		2000	0.005	0.006	0.003	0.006	0.003
8	소득세(II)	1996	0.017	0.014	0.016	0.018	0.007
		2000	0.025	0.018	0.030	0.027	0.009
9	총 이전소득	1996	0.038	0.011	0.079	0.031	0.088
		2000	0.055	0.011	0.106	0.041	0.148
10	총 이전소득, 사회보장 부담금, 직접세	1996	0.038	0.013	0.075	0.030	0.090
		2000	0.059	0.018	0.106	0.044	0.156
11	공적 이전소득, 사회보장 부담금, 소득세(I)	1996	-	-	-	-	-
		2000	0.060	0.018	0.108	0.045	0.156
12	공적 이전소득, 사회보장 부담금, 소득세(II)	1996	0.055	0.024	0.099	0.049	0.099
		2000	0.080	0.030	0.138	0.067	0.163

자료: 박찬용 외(2002)

II. 기존 연구 및 분석방법 23

국회예산정책처(2004)의 「2004년~2008년 국가재정운용계획분석」에서는, 공적 이전소득이 빈곤율 감소에 미치는 영향을 분석하였다. 도시가계조사를 이용하여 소득을 기준으로 빈곤율을 측정하였다. 도시가계조사는 소득을 경상소득과 비경상소득으로 구분하고 있으며, 경상소득을 다시 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득, 이전소득으로 구분하고 있다. 따라서 근로소득, 사업 및 부업소득, 재산소득의 합을 시장소득으로 정의한 후, 시장소득 기준 빈곤율과 시장소득에 이전소득을 합친 경상소득 기준 빈곤율을 구하였다. 이렇게 구해진 두 가지 빈곤율간의 차이는 이전소득에 의해 발생한 것으로 볼 수 있으며, 이러한 차이를 이용하여 이전소득이 빈곤율에 미치는 효과를 검토하였다. 이전소득 중 공적보조금은 각종 연금법에 의하여 정기적으로 지급되는 연금, 국가 또는 공공단체로부터 받는 영세민 생활보조금과 같은 기타 사회보장으로 나뉜다. 또한 생활비 보조는 가족, 자선단체 등 민간부문에서의 이전으로 이전소득 중 사적보조금에 해당된다. 시장소득에 이들 이전소득 각각의 항목을 합친 이전소득 후 소득 기준 빈곤율을 살펴보면, 시장소득에 생활비 보조를 합하였을 때 빈곤율이 시장소득에 공적보조금을 합하였을 때의 빈곤율보다 낮게 나타났다. 이는 사적보조금의 빈곤 감소 효과가 공적보조금의 빈곤 감소 효과보다 크다는 것을 의미한다. 공적보조금 중에서는 연금보다는 기타 사회보장의 빈곤 감소 효과가 더 큰 것으로 나타났다.

<표 II-5> 빈곤율 측정 결과

(단위: %)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
소득이전 전 빈곤율(A)	9.61	11.25	7.43	5.85	4.59	7.04
소득이전 후 빈곤율	7.86	8.08	4.93	3.69	2.98	4.61
A+공적보조금	9.39	10.75	6.76	5.09	3.98	6.24
A+연금	9.53	11.09	7.33	5.62	4.41	6.87
A+기타 사회보장	9.45	10.86	6.86	5.34	4.14	6.46
A+생활비보조	8.13	8.64	5.64	4.35	3.46	5.48

주: 빈곤율은 도시가계조사의 원자료를 이용하여 계산한 것임.
자료: 국회예산정책처

또한 <표 II-6>은 각각의 이전소득 항목별로 빈곤 감소 효과를 구한 것이다. 2003년 기준으로 공적보조금의 빈곤 감소 효과는 11.36%로 2000년보다는 높지만, 2001년과 2002년보다는 조금 하락하였다. 2003년의 경우 공적보조금 중 연금의 빈곤 감소 효과는 2.41%이고, 기타 사회보장의 빈곤 감소 효과는 8.24%로 나타났다. 생활비보조의 빈곤 감소 효과는 22.16%로 공적보조금의 빈곤 감소 효과보다 거의 2배 가까이 높게 나타났다.

<표 II-6> 이전소득의 빈곤 감소 효과

(단위: %)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
소득이전 후	18.21	28.18	33.65	36.92	35.08	34.52
공적보조금	2.29	4.44	9.02	12.99	13.29	11.36
연금	0.83	1.42	1.35	3.93	3.92	2.41
기타 사회보장	1.66	3.47	7.67	8.72	9.80	8.24
생활비보조	15.40	23.20	24.09	25.64	24.62	22.16

주: 빈곤율은 도시가계조사자의 원자료를 이용하여 계산한 것임.

자료: 국회예산정책처

Burniaux 외(1988)와 Förster and Pearson(2000)과 같은 OECD의 연구도 개인의 가처분소득에 영향을 미치는 조세와 이전지출에 주로 초점을 맞추고 있다. Burniaux 외(1998)는 13개 OECD 국가의 가처분소득의 분포와 빈곤을 시장소득, 조세와 이전지출, 고용된 가구원수에 초점을 두어 분석하였는데 국가 내 소득불평등도의 추세를 관찰하였다. 소득불평등도와 빈곤율은 대부분의 국가에서 상승하였다. 대부분의 국가의 경우 직접세와 공적 이전지출이 불평등도와 빈곤율을 상당히 감소시켰고 조세 및 이전지출 체계가 강화되었음을 확인하였다.

<표 II-7> OECD 국가의 조세 및 이진지출의 전과 후 불평등지수 비교

국가, 연도 변화율	지니계수			앳킨슨지수		
	조세 및 이진지출 부과 전	조세 및 이진지출 부과 후	조세 및 이진지출 로 인한 변화율	조세 및 이진지출 부과 전	조세 및 이진지출 부과 후	조세 및 이진지출 로 인한 변화율
호주, 1994	46.3	30.6	-33.9	25.8	7.9	-69.3
1975~94변화율	36.6	5.2		91.2	11.6	
벨기에, 1995	52.7	27.2	-48.4	33.4	6.6	-80.2
1983~95변화율	5.1	4.7		7.7	7.1	
덴마크, 1994	42.0	21.7	-48.3	20.9	4.1	-80.2
1983~94변화율	11.2	-4.9		25.3	-11.1	
핀란드, 1995	39.2	23.1	-41.0	15.1	4.5	-70.5
1986~95변화율	11.4	9.1		23.8	20.0	
독일, 1994	43.6	28.2	-35.3	22.6	8.5	-62.4
1984~94변화율	1.2	6.4		-1.3	28.8	
이탈리아, 1993	51.0	34.5	-32.4	29.9	10.5	-64.9
1984~93변화율	20.8	12.8		43.8	33.1	
일본, 1994	34.0	26.5	-22.0	12.4	5.9	-52.3
1984~94변화율	14.0	4.9		47.3	10.9	
네덜란드, 1994	42.1	25.3	-39.9	20.0	5.5	-72.6
1977~94변화율	14.2	11.8		33.1	25.4	
스웨덴, 1995	48.7	23.0	-52.9	26.2	4.9	-81.4
1975~95변화율	17.2	-1.0		28.7	3.2	
미국, 1995	45.5	34.4	-24.5	20.5	10.0	-51.1
1974~95변화율	13.1	10.0		19.6	18.6	

주: 앳킨슨(Atkinson)지수 계산시 Equivalence scale elasticity=0.5로 함.
자료: Burniaux 외(1998)

<표 II-8> OECD 국가의 공적 이전소득과 소득세의 점유율 비교

국가, 연도	공적 이전소득			소득세		
	하위 30%	중위 40%	상위 30%	하위 30%	중위 40%	상위 30%
호주, 1994	57.7	34.9	7.4	1.8	27.8	70.4
한국, 2000	50.3	28.3	21.5	9.5	31.3	59.2
영국, 1995	48.9	37.8	13.3	4.2	29.6	66.2
한국, 1996	48.4	30.1	21.4	16.1	32.7	51.3
노르웨이, 1995	46.0	36.8	17.2	8.2	35.4	56.4
덴마크, 1994	45.8	37.5	16.7	12.7	36.5	50.8
네덜란드, 1995	45.0	35.4	19.6	10.4	34.5	55.1
아일랜드, 1994	43.9	41.5	14.6	2.5	27.2	70.3
핀란드, 1995	40.3	41.4	18.3	9.5	32.9	57.6
캐나다, 1995	39.7	38.3	22.0	5.3	32.4	62.3
미국, 1995	37.2	38.2	24.6	5.2	36.5	68.2
스위스, 1992	34.6	39.5	25.8	12.2	30.5	57.3
벨기에, 1995	33.7	43.1	23.3	2.8	30.1	67.2
스웨덴, 1995	31.4	41.4	27.2	10.8	34.9	54.4
오스트리아, 1993	30.4	39.7	30.0
독일, 1994	28.5	42.2	29.2	8.7	34.1	57.2
프랑스, 1994	28.2	38.9	32.9	8.9	24.2	66.9
헝가리, 1998	28.1	42.6	29.2
그리스, 1994	23.2	36.3	40.5
이탈리아, 1993	20.8	44.7	34.5	5.8	29.8	64.4
터키, 1994	14.2	39.2	46.6
멕시코, 1994	13.8	27.9	58.3
OECD 평균	34.6	38.9	26.6	7.3	31.1	61.7

자료 : Förster & Pearson(2000)

한편 Förster and Pearson(2000)은 소득분배와 빈곤수준의 결정 요인으로 조세와 이전지출을 언급하면서도 조세와 이전지출 이전의 소득분포의 공통적이고 핵심적인 추세를 살펴보고 있다. 최종소득 분배구조는 크게 악화되지 않았는데, 악화되지 않은 국가의 경우 지속적으로 더 많은 이전지출이 있었음을 보고했다. 이것은 정부의 정책적인 간섭이 없을 경우 일반적으로 소득분배구조가 지속적으로 악화되어 감을 의미한다. 시장소득 분배구조의 악화 원인으로는 기술변화와 노동시장 변화를 지목하고 있다. 또한 선·후진국간 교역량이 증가하지 않은 것을 기준으로 볼 때 세계화가 소득분배구조의 악화를 가져오지 않았음을 주장하고 있다.

나. 이전지출 이외의 지출

이미 언급한 것처럼 이전지출 이외의 다른 정부지출도 소득분포에 영향을 미친다. 따라서 이전지출 이외의 정부지출이 개인의 실질소득에 미치는 영향을 분석하는 것이 필요하다.

재정지출의 소득재분배 효과에 관한 연구방법은 크게 개인의 선호(individual preference)를 측정하는 방식과 혜택의 귀착(benefit incidence)을 분석하는 방식으로 구분된다. 두 방법 모두 부분균형 분석을 가정하고 있고 현재의 편익(current benefit)에만 주로 관심을 가진다.

먼저 개인의 선호를 이용하는 방식은 Aaron and McGuire(1970)에 의해 처음으로 시도되었다¹⁾. 이는 미시적 경제이론을 이용하여 추정된 수요함수를 바탕으로 정부지출의 편익을 분석하는 것으로 van de Walle(1998)은 이를 ‘행위접근법(behavioral approach)’이라고 하였다. 이 분석방법은 정부지출 특히, 순수공공재에 대하여

1) 순수공공재의 경우 방법론에 대한 더 자세한 논의는 제5장을 참조.

개인별로 느끼는 혜택 혹은 잠재가격이 다르기 때문에 이를 반영하기 위해 개인의 선호(individual preference)를 모형에 최대한 고려하는 장점이 있다. 일반적으로 순수공공재는 비배제성 및 비경합성의 특성 때문에 공공재에 대한 개인의 선호가 자발적이지 않고, 진실된 선호를 표출할 가능성이 희박한 것으로 알려져 있다. 따라서 순수공공재의 편익을 분석하기 위해서는 이론적 가정을 사용하여 일반 재화(사적재화)와 순수공공재의 관계를 이용하여 수요함수를 추정한다. 다만, 특정한 이론적인 가정하에 추정된 수요함수의 특성에 따라 정부지출의 편익에 대한 분석 결과가 유동적일 수 있다는 문제점이 있다. 순수공공재 이외의 재화에도 이러한 접근법이 사용될 수가 있지만, 수요함수를 추정하기가 쉽지 않고 자료가 많아야 한다는 단점이 있다.

순수공공재가 아닌 경우에도 행위접근법이 사용된다. 예를 들어, 기초생활보장제도에 의한 급여나 학자금 지원 등은 개인의 저축, 노동공급, 학교선택 등에 영향을 미친다는 것이다. 기본적인 방법론은 Ravallion 외(1995)에서 나타난 것처럼 정부 이전지출로 인한 소비 증가를 정부지출로 인한 혜택으로 보는 것이다. 따라서 소비성향을 계산하기 위하여 가계자료를 이용하여 회귀분석을 하였다. 정부지출의 한계적인 효과를 보는 방식도 존재한다. 횡단면자료만 있는 경우에는 Lanjouw and Ravallion(1999)처럼 정부사업의 규모 차이가 있는 다수의 지역별 소비성향을 비교하는 방식이 사용된다. 다년도 미시자료가 있는 경우에는 혜택의 연간 차이를 비교하는 방식을 취한다.

또 다른 방법으로는 ‘편익접근법(benefit approach)’이 있다. 정부지출의 편익분포를 분석하기 위해 실제 정부가 공급한 정부 재화 및 서비스의 지출액을 바탕으로 편익을 직접 계산하는 방식이다. 이러한 방식은 Meerman(1979), Selowsky(1979), Demery(2000)

등이 사용하였다. 편익접근법에서는 먼저 정부지출 중 특정 분야와 관련된 정부지출액을 추출하여 일인당 혹은 가구당 정부의 지출액(보조금)을 계산한다. 다음으로 해당 서비스를 사용하는 개인 또는 가구에 계산된 보조금을 귀속시킨다. 이렇게 계산된 개인 혹은 가구당 혜택을 특정 소득계층 혹은 지역별, 연령별 등 그룹별로 집계하여, 정부지출로 인한 소득의 불평등도 및 분포 등을 그룹별로 비교한다. 편익접근법은 행위접근법에 비해 계산하기가 상대적으로 용이하고, 주택비, 의료비, 교육비처럼 수익계층이 파악되는 정부지출의 편익분석에 적당하다. 다만 정부지출의 변화에 대한 개인 혹은 가구별 행동적인 반응을 고려하지 않는 문제점이 있다.

이전지출을 제외한 정부지출의 소득재분배 효과를 살펴본 주요한 논문을 보면 다음과 같다. 먼저 Aaron and McGuire(1970)와 Maital(1973)은 순수공공재의 소득계층별 귀착을 경제이론에 근거한(상수인) 소득의 한계효용의 소득탄력성 비율에 따라 계산할 수 있는 기법을 제시하였다²⁾. 분석한 결과에 따르면, 소득의 한계효용의 소득탄력성은 약 1.5로 측정되었다.

Maital(1973)은 Aaron and McGuire(1970)의 연구기법이 전체 예산제도(the entire fiscal system)의 순귀착(net incidence), 즉 조세(taxes)와 이전지출(transfers)을 모두 고려한 귀착을 측정하는데에 기본적인 접근법으로 사용될 수 있음을 보이고 있다. 무차별 곡선을 사용하여 린달(Lindahl)균형에서 성립하는 ‘공공재 소비량의 모든 가계에 대한 동일성’으로부터 시작하여 재정귀착비율 기준으로 까지 논리적으로 이끌어냈다. 또한 Maital(1973)은 순수공공재와 사적재(가처분소득)의 대체탄력성의 역수인 ‘소득의 한계효용의 소득탄력성’을 측정하는 세 가지 계량경제학적 방법을 설명하였고 그것들에 의해 제시된 ‘소득의 한계효용의 소득탄력성’의 값이 약 1.5

2) 이에 대한 이론 및 실증 모형은 IV장에서 살펴본다.

<표 II-9> 정부지출로 인한 편익, 1961년

소득계층	\$2,000 미만	\$2,000 ~ \$2,999	\$3,000 ~ \$3,999	\$4,000 ~ \$4,999	\$5,000 ~ \$5,999	\$6,000 ~ \$7,499	\$7,500 ~ \$9,999	\$10,000 ~ \$14,999	\$15,000 이상	National totals
	Low Total Quantity of Public Goods									
1. Specific good benefits	\$1,115	\$1,414	\$1,315	\$1,085	\$1,143	\$1,190	\$1,274	\$1,652	\$2,801	\$70.6 billion
	Public Goods Benefits									
2. Tax Foundation	\$854	\$1,004	\$1,128	\$1,262	\$1,389	\$1,553	\$1,801	\$2,239	\$3,906	
3. $U = A \log Y$	392	641	887	1,116	1,377	1,689	2,132	2,995	5,848	\$78.4 billion
4. $U = E - C/Y$	52	196	370	594	905	1,361	2,169	4,279	16,320	
	High Total Quantity of Public Goods									
5. Specific good benefits	\$741	\$918	\$819	\$614	\$632	\$643	\$721	\$997	\$1,967	\$42.3 billion
	Public Good Benefits									
6. Tax Foundation	\$1,162	\$1,366	\$1,535	\$1,717	\$1,890	\$2,113	\$2,451	\$3,047	\$5,315	
7. $U = A \log Y$	375	798	1,151	1,503	1,875	2,321	2,971	4,207	8,344	\$106.6 billion
8. $U = E - C/Y$	48	217	451	770	1,199	1,838	3,009	6,035	23,736	

자료: Aaron and McGuire(1970)

입을 이용하여 분석하였다³⁾. Maital(1973)은 Aaron and McGuire (1970)에서 제시한 1961년도 조세재단의 통계량을 이용하여 정부지출, 조세 및 이전지출을 포함하는 총체적 정부활동의 귀착정도를 보고하였는데 그 내용은 아래의 <표 II-10>과 같다. Maital(1973)에서는 Aaron and McGuire(1970)에서 사용한 두 그룹의 ‘가법적으로 가분적인 효용함수’ 외에 일반적인 상수대체탄력(CES) 효용함수에도 동일한 분석을 할 수 있음을 보이고 있다. 그러나 편리성과 통계자료의 특성에 기인하여 그 이후의 연구에서는 기수적 효용이론을 이용한 접근방식이 주로 사용되고 있다.

반면 Brennan(1976a, 1976b)은 사적재화가 여러 개일 때 Aaron and McGuire(1970)의 방법이 사용가능한지에 대해 의문을 제기하였다. 특히, Brennan(1976a)에서는 Aaron and McGuire(1976)의 방법이 소위 ‘수평적 형평성’과 위배된다고 지적하고 있다.

Sato(1972)의 연구에 따르면 ‘순수공공재와 사적재의 대체탄력성’이 0.318에서 0.962에 이르기까지 다양하게 나타나고 있다. 즉, ‘소득의 한계효용의 소득탄력성’의 값은 1과 4 사이에 있는 것으로 나타나고 있다. Sato(1972)가 Turnovsky(1960)로부터 Powell 외(1968)에 이르기까지의 결과를 제시한 것이 <표 II-11>이다.

3) Houthakker(1960)의 이론적 공헌에 기인한 Powell 외(1968)의 방법은 주목할 만한데, 효용함수가 가법적이면 대체효과와 소득효과는 비례하며 그 비례상수가 바로 ‘소득의 한계효용의 소득탄력성’임을 이용하여 소위 ‘선형지출체계’를 추정하였다.

<표 11-10> 조세와 이천지출의 재분배, 1961년

	소득계층	\$2,000 미만	\$2,000 -	\$3,000 -	\$4,000 -	\$5,000 -	\$6,000 -	\$7,500 -	\$10,000 -	\$15,000 이상
		\$2,999	\$3,999	\$4,999	\$5,999	\$7,499	\$9,999	\$14,999		
1	Gross income per family	\$1,046	\$2,801	\$4,674	\$6,561	\$8,328	\$10,148	\$13,482	\$19,453	\$44,520
2	Taxes	476	930	1,471	1,923	2,407	2,948	3,822	5,748	17,330
3	Disposable income per family	570	1,871	3,203	4,638	5,921	7,200	9,660	13,705	27,190
"Low" Total Quantity of Public Goods										
4	Specific benefits and transfers	1,115	1,414	1,315	1,085	1,143	1,190	1,274	1,652	2,801
5	Taxes minus specific benefits="net"taxes	-639	-484	+156	+838	+1,264	+1,758	+2,548	+4,096	+14,529
6	Imputed benefits from public goods	131	357	575	820	1,124	1,455	2,165	3,604	9,834
7	Net taxes less imputed benefits= redistributive taxes	-770	-841	-419	+18	+140	+303	+383	+492	+4,695
"High" Total Quantity of Public Goods										
8	Specific benefits and transfers	741	918	819	614	632	643	721	997	1,967
9	Taxes minus specific benefits="net"taxes	-256	+12	+652	+1,309	+1,775	+2,305	+3,101	+4,751	+15,363
10	Imputed benefits from public goods	136	422	731	1,090	1,520	1,990	3,030	5,107	14,261
11	Net taxes less imputed benefits= redistributive taxes	-401	-410	-79	+219	+255	+315	+71	-356	+1,102

자료 : Maital(1973)

<표 11-11> 전체 대체탄력성의 추정사례¹⁾

연구담당자 (연구대상연도)	연구대상국가	상품의 비목수	$-\sigma$	최소 η	최대 η
Barten(1964)	네덜란드	5	0.463	0.538	1.757
Barten 및 Turnovsky(1960)	네덜란드	4	0.318	0.600	1.930
Byron(1970)	네덜란드	4	0.352	0.621	1.491
Johansen(1960)	노르웨이	18	0.47~0.54	0.532	2.233
Pearce(1964)	영국	15	0.962	0.000	2.287
Powell(1966) ²⁾	호주	10	0.400	0.161	2.503
Powell 등(1968) ³⁾	미국	9	0.664	0.399	4.351
日本(1965) ⁴⁾	일본	16	0.687	0.244	2.218

주: η =소득의 한계효용의 소득탄력성, σ =소득의 한계효용의 소득탄력성의 역수

- 1) 가법적 효용함수(additive utility functions)를 가정하고 구한 대체 탄력성임.
- 2) 선형지출함수(linear expenditure functions)를 이용하였고, 탄력성은 표본평균식에서 계산된 것임.
- 3) 이차형지출함수(quadratic expenditure functions)를 이용하였고, 탄력성은 표본평균식에서 계산된 것임.
- 4) 이중로그수요함수(double-log demand functions)의 계수(parameters)에 어떠한 제약도 가하지 않았으며, σ 는 소득탄력성에 대한 가격탄력성의 비율의 중간값임.

자료: Sato(1972)

Devarajan and Hossain(1998)은 편익접근법을 사용하여 필리핀 정부의 재정운영으로 인한 소득재분배 효과를 살펴보았다. 이에 따르면 간접세를 포함한 조세는 소득에 중립적이었으나 정부지출은 누진적으로 나타났다. 정부지출 중에서도 교육의 소득재분배 효과가 큰 것으로 나타나고 있다.

<표 II-12> 공공지출의 귀착(총소득 대비 편익 비율)

분 위	의 료	교 육	인 프 라
I	0.0730	0.2090	0.1870
II	0.0350	0.1000	0.0870
III	0.0280	0.0780	0.0690
IV	0.0230	0.0620	0.0590
V	0.0200	0.0510	0.0510
VI	0.0170	0.0410	0.0440
VII	0.0150	0.0340	0.0380
VIII	0.0120	0.0250	0.0320
IX	0.0009	0.0180	0.0240
X	0.0002	0.0004	0.0005

자료: Devarajan and Hossain(1998)

Hewitt(1987)는 이전의 연구가 공공재 전체의 소비에만 초점을 맞추고 있다는 문제점을 지적하고 개인의 소비와 소득에 미치는 영향에 따라 정부지출을 5가지 유형으로 구분하여 분석하고 있다. 즉, 본 연구에서처럼 소득 부문과 지출 부문을 구분하여 정부지출이 가처분소득의 증가인지 실질소득의 증가인지를 구별하고 있다. 5가지 유형의 첫째는 사회보장과 같은 현금이전이다. 따라서 소득의 증가로 나타난다. 둘째 유형은 낮은 가격으로 주택을 제공하는 형태처럼 현물(in-kind)로 소비할 수 있도록 하는 것이다. 따라서 지출 분

야에서 낮은 가격으로 소비하는 것이 된다. 셋째는 정부의 교육이나 훈련에 대한 지출처럼 개인의 소득능력을 높임으로써 발생하는 이득이다. 그러나 셋째 유형에 대해서는 추정이 시도되지 않았다. 넷째는 교통시설의 확충이나 연구개발 등으로 사회 전반의 소득창출 능력을 증대시키는 정부지출이다. 마지막이 국방이나 대외원조처럼 공공재의 소비 형태로 개인의 효용함수에 직접적으로 영향을 미치는 것이다. 정부지출의 수요에 대한 정보를 얻는다는 것이 거의 불가능하다는 점을 감안하여 수요에 대한 단순설문자료를 사용하고 있다.

Chu 외(2000)는 목표화(targeting)와 누진성(progressivity)이라는 개념을 이용하여 소득분배의 국제비교를 시도하였다. 목표화란 절대 수준(금액 기준)으로 볼 때 최저 소득계층이 향유하는 정부지출의 혜택이 최고 소득계층보다 높은 경우를 말한다. 누진성은 소득이나 소비지출 대비 정부지출의 혜택을 기준으로 할 때 최고 소득계층보다 최저 소득계층의 혜택이 큰 경우를 의미한다. 비교하고 있는 분야는 교육, 보건의료, 기타 이전지출이다. Chu 외(2000)는 평균적으로 개발도상국가의 세전 소득분포가 산업화국가보다 덜 불평등함을 관측하였고, 개발도상국가가 조세나 이전지출을 소득불평등도를 줄이기 위해 사용할 수 없었음을 보고하였다. 많은 개발도상국가가 1980년대와 1990년대를 통해 소득불평등도의 증가를 경험했음을 보고하면서, 보건의료 및 중등교육 프로그램이 낮은 목표화를 달성하였음을 관측하였다.

재정지출의 혜택을 살펴보는 국내 연구로는 심상달(1988)의 연구가 있다. 심상달(1988)의 분석에 있어서 기본적인 개념은 재정지출의 귀착이다. 심상달(1988)은 기본적으로 정부가 없던 시점과 정부가 존재하는 시점간 소득의 차이를 알아보는 시도를 하고 있다. 또한 동 연구는 정부지출이 편익을 제공하는 것 이외에 공공재 생산과 관련한 요소소득의 창출을 통하여 소득분배에 영향을 미친다

<표 II-13> 개발도상국가의 지니계수, 조세구조 및 중등교육 입학률 변화

국가	지니계수 추정 기준	지니계수 증감률		직접세/간접세 변화율		중등교육 입학 변화율	
		70~80년대	80~90년대	70~80년대	80~90년대	70~80년대	80~90년대
터키	b	-7		151		128	
트리니다드토바고	b	-7		136		149	
필리핀	b	-3		100		116	
말레이시아	b	-3		153		118	
인도네시아	a	-3		147		190	
싱가포르	b	4		125		115	
태국	b	4		138		112	
스리랑카	b	6		90		131	
과테말라	b	9		119		146	
모리셔스	a		-3		105		116
폴란드	b		4		103		117
태국	b		4		172		148
불가리아	b		5		59		91
헝가리	a		9		124		122

주: 지니계수 추정기준에서 a=세후소득 기준, b=세전소득 기준임.
 자료: Chu 외(2000)

는 점에 주목하고 산업연관표를 이용하여 정부지출의 재분배효과를 추정하였다. 순수공공재 편익배분은 Aaron and McGuire(1970)의 제안에 따라 소득의 한계효용의 소득탄력성을 추정한 후, 이를 이용하여 배분하고 있다. 동 연구는 조세에 의한 소득분배 연구가 주를 이루던 당시에 정부지출이 소득분배에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 의의가 있다.

심상달(1988)은 1963년부터 1985년까지의 도시가계조사 자료를 바탕으로 전 가구의 대표적인 가계가 갖는 소득의 한계효용의 소득탄력성 값을 도출하였다. 즉, 가계가 소비하는 재화를 식료품, 주거, 광열, 피복, 잡비 등의 5대 품목으로 분류하고 각 품목별 대표가구

의 월평균 소비지출과 실질상대가격지수를 이용하여 이중로그수요 함수(double log demand functions)체계를 계량경제학적 방법으로 추정하였다. 이렇게 하여 얻은 5대 품목별 가격탄력성과 소득탄력성을 이용하여 전반적인 대체탄력성을 구하고 이것의 역수로서 소득의 한계효용의 소득탄력성을 추정하고 있다. 결과에 의하면 소득의 한계효용의 소득탄력성은 모형에 따라 1.02~1.17 정도로 추정되었다. 이는 순수공공재의 혜택이 소득에 누진적으로 배분되는 것을 의미한다. 다시 말하면, 국방, 치안, 사법 등의 순수공공재로부터의 수혜를 소득수준이 높은 계층일수록 더 많은 받는다는 것을 의미한다. 추정결과는 아래의 <표 II-14>와 같다.

이에 대하여 김태일 등(1998)은 정부부문 생산에 참여함으로써 발생하는 요소소득 변화를 정확히 파악하는 것이 불가능하다고 비판하고 있다⁴⁾. 그러나 김태일 등(1998)이 지적한 것은 주로 추정가능성이나 정확도의 문제이고 개념적인 문제와는 다소 거리가 있다. 예를 들어, 산업연관표로 파악한 1차 효과가 이후의 간접효과를 압도하는 경우에는 심상달(1988)의 방법이 단순히 이전지출만 사용

4) 정부부문이 국민의 소득분배상태에 영향을 미치는 경로는 첫째 정부부문 생산에의 직·간접 참여로 인한 요소소득의 변화이고, 둘째 조세부담으로 인한 실질소득 감소이며, 셋째 공공서비스 편익 수취로 인한 실질소득 증가로 구분된다. 김태일 등(1998)은 셋째 경로인 공공서비스 편익의 분배는 정부지출의 영향에 포함된다고 보았고, 둘째 경로인 조세부담으로 인한 실질소득 감소는 정부의 재정활동 중에서 수입 측면의 영향이므로 지출 측면의 영향과는 직접적 관련이 없다고 보았다. 반면 첫 번째 경로인 요소소득의 변화는 올바르게 추정하는 것이 현실적으로 거의 불가능하다고 보고 있다. 정부지출로 인한 요소소득의 변화는 공무원, 군인 등과 같이 생산에 직접 참여한 사람들, 공공서비스 생산에 필요한 재화와 용역을 공급하는 사람들, 이러한 재화와 용역의 생산에 필요한 중간재를 공급하는 산업에 종사하는 사람들에게 요소소득을 발생시킨다. 또한 공공서비스 생산에 직·간접으로 참여한 사람들이 취득한 요소소득이 지출되면 2차적인 소득이 발생한다. 그런데, 이와 같이 정부지출이 초래한 직·간접의 모든 요소소득 변화를 추정한다는 것은 거의 불가능하다고 본 것이다.

<표 II-14> 기능별 소득계층별 가구당 정부지출수익액

(단위: 원)

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	集中率
총수익액 ¹⁾	614,001	674,895	805,525	913,925	1,036,222	1,185,226	1,351,758	1,613,800	1,931,414	3,113,341	0.28256
총수익액 ²⁾	643,696	711,360	842,507	949,196	1,067,709	1,211,017	1,367,504	1,613,751	1,899,236	2,934,382	0.26308
일반비 ¹⁾	116,960	227,844	307,568	381,662	463,666	550,899	667,563	815,785	1,062,153	1,902,556	0.39273
일반비 ²⁾	146,655	264,309	344,550	416,933	495,153	576,690	683,308	815,736	1,029,975	1,723,596	0.35303
특정비	497,041	447,051	497,957	532,263	572,556	634,327	684,195	798,015	869,261	1,210,786	0.17641
교육비	171,810	196,938	205,662	210,685	214,783	234,411	244,687	271,785	285,175	358,153	0.12192
사회보장비	150,233	27,228	43,270	52,088	58,752	71,937	78,139	117,805	97,987	129,995	0.11221
사회개발비	41,305	48,964	54,701	56,434	61,639	65,482	70,568	80,124	83,771	110,121	0.16010
산업개발비	46,950	58,422	65,490	68,719	75,246	84,822	88,701	98,795	114,234	125,862	0.16728
국토 및 자원개발비	81,918	107,858	119,785	134,000	148,578	158,669	182,601	204,162	255,014	444,032	0.26949
연구개발비	4,825	7,641	9,050	10,337	13,558	19,005	19,499	25,344	33,079	42,622	0.34464

주: 1) 일반비 배분기준: 소득의 한계효용의 소득탄력성이 1.1637인 경우.

2) 일반비 배분기준: 소득의 한계효용의 소득탄력성이 1.0282인 경우.

자료: 심상달(1988)

하는 다른 연구보다 우월한 것이 사실이기 때문이다. 심상달(1988)의 방법에서 핵심적인 문제는 민간부문만 있는 경우에서 정부부문이 추가되는 경제로 이행함에 따라 발생하는 동태적 조정 과정이 고려되지 않고 있다는 점이다. 군인의 경우를 생각해보자. 정부가 없다면 군인은 민간부문에 종사하고 있을 것이고 일정한 소득을 향유하고 있을 것이다. 완전한 시장을 가정하면 해당 군인은 공공부문이든 민간부문이든 자신의 인적자원의 가치에 부합하는 소득을 얻을 것이므로 소득에는 변화가 없다고 보는 것이 가장 합리적이다. 공공서비스 중간재 생산에 참여하는 사람의 소득의 경우도 유사한 논리가 가능하다. 공공부문이 도입되면 민간부문의 특정 기업이 민간이 아닌 공공부문에 중간재를 공급하게 된다. 이 경우 해당 기업의 수익은 어떻게 변화할까? 완전한 시장을 가정하면 민간에 재화를 공급하는 기업이나 공공부문에 재화를 공급하는 기업이나 동일한 수익을 얻는다고 보는 것이 합리적이다.

또 다른 문제점으로는 정부가 도입될 경우의 전체적인 소득의 변화를 알 수 없다는 데 있다. 즉, 조세의 초과부담(excess burden)이나 공공재의 효율성 등을 감안하기 어렵기 때문에 민간부문만 있는 경우와 공공부문이 추가된 경우에 대한 소득 차이를 알 수가 없다. 따라서 개인의 소득이 전체적으로 증가하는 것인지, 감소하는 것인지 불분명하다. 결과적으로 심상달(1988)의 방법은 저자가 표현한 것처럼 정부가 없던 경우에서 정부가 존재하는 경우로 변할 때의 소득변화가 아니다. 분석에 사용된 산업연관표 자체가 정부가 있는 경우이므로 정부가 있는 한 균형점에서 정부지출이 변함에 따라 다른 균형점으로 이동하는 경우에 대한 분석이라는 표현이 더 정확하다.

2. 분석방법

가. 소득의 개념

소득을 폭 넓게 해석하면 자료에 나타나는 소득 외에 각 개인이 보유한 모든 종류의 자산에서 발생하는 미실현 이득까지를 포함하여야 한다. 부동산으로부터 발생하는 미실현 이득이 한 예이다. 그러나 개인별 보유자산에 대한 상세한 자료가 없으므로 광의로 경제적 능력을 분석하는 실증연구는 불가능하다. 또한 현재의 소득뿐 아니라 미래의 모든 소득을 포함시켜야 한다. 교육에 대한 지출을 투자로 여기는 이유가 타당성은 있지만 자료로부터 직접적으로 파악할 수는 없다. 평생소득가설을 활용한다면 소비가 개인의 경제적 능력을 측정하는 더 합리적인 근사치가 될 수도 있다. 그러나 현재의 소득을 개인의 상대적인 경제적 지위의 측정수단으로 이용하는 것이 보통의 관행이다. 즉, 현재의 소득을 장래의 소득이나 개인의 재산정도를 반영하는 근사치로 보는 것이다. 본 연구에서도 현재의 소득을 기준으로 소득분포를 파악하는 방법을 사용한다.

소득을 측정할 때 급여, 지대, 이자, 이전소득 등 화폐소득뿐 아니라 여러 형태의 조정소득을 포함시키기도 한다. 법인유보이윤과 법인소득세 중에서 소비자에게 전가되지 않는 부분은 주식보유자의 소득으로 귀속시키는 방식이 그 한 예이다. 그러나 개인별 주식보유 정도를 알기 어려우며, 전가의 정도를 측정하는 데에도 문제가 있을 수 있다. 따라서 본 연구에서는 미분배 이득의 분배 등은 고려하지 않는다. 화폐 이외의 소득도 있을 수 있는데 소유자가 거주하는 집의 임대료 평가액과 전셋집의 임대료 평가액 등이 그 예이다. 그러나 자가 임대소득의 금액을 알기가 어렵다는 점을 감안하여 이러한 소득도 제외한 소득을 기준으로 소득분배를 파악한다.

OECD에서는 소득을 크게 4가지로 분류하고 있다. 첫째는 피고

용됨으로써 발생하는 급여(earnings), 즉 근로소득이다. 여기에는 고용주의 사회보장기여금은 제외되지만 사회보장에 따라 받는 병가수당(sick pay)은 포함된다. 둘째는 자본소득 및 자영소득이다. 자본소득에는 금융소득, 부동산 임대수입, 직업연금(occupational pensions) 및 민간이전 전부가 포함된다. 셋째는 공공부문으로부터 현금형태로 지급되는 이전소득이 있다. 재정지출의 효과를 파악하기 위하여 상해·장애·퇴직·실업급여 등 사회보장성 이전지출과 출산·가족 수당, 주택지원 등으로 세분되어 있다. 넷째는 공공부문이 가계로부터 징수하는 조세이다. 여기에는 직접세와 가계가 지불하는 사회보장기여금이 포함된다. 이렇게 구분할 경우, 정부가 간여하지 않는 경우의 시장소득(market income)은 급여, 자본소득과 자영소득이 포함된다. 반면 가처분소득은 시장소득에서 공공부문으로부터의 이전소득인 사회보장이전을 포함하는 반면 조세는 차감한다. 따라서 본 연구에서도 시장소득과 가처분소득이라는 개념을 사용한다.

나. 형평화지수

도시가계조사가 가구 자료이므로 동일한 소득을 가진 가구인 경우에도 가구원의 수에 따라 실질소득은 다를 수 있다. 따라서 가구의 불평등도를 감소시키기 위하여 조정계수(equivalence scale elasticity)를 사용한다.

조정계수는 서로 다른 납세자의 등가소득을 추정하기 위해 사용된다. 이때 등가소득은 각각의 소득을 가구원수로 나누어서 계산한다. 조정계수를 계산할 때 몇 가지 방식이 사용되는데 첫째, 모든 가구원수에 똑같은 비중을 부여하는 것, 둘째, 가계소득에 의존적인 아이들의 경우에 낮은 비중을 주는 것, 셋째, 규모의 경제를 가진 가구에 우선순위를 주는 것이다. 이러한 조정계수의 선택에 따라 납세자의 소득규모가 다시 정렬된다. 수식으로 표현하면 조정된 소

득은 $Y^* = Y/(A + aC)^b$ 라고 할 수 있다. 여기서 Y 는 가구 소득이며, A 는 성인수, C 는 미성년수, a 는 미성년자 조정을 위한 계수, b 는 조정계수이다.

가장 간단한 방법은 일인당소득을 사용하는 것이다. 그러나 이 방법은 가구의 소득을 가구원수로 나누어서 계산하므로 $a = 1$, $b = 1$ 을 의미한다. 이러한 방법은 소비에 있어서 규모의 경제 등이 감안되지 못하므로 실제 연구에서 보편적으로 사용하는 방법은 아니다.

다음으로 OECD 조정계수가 있다. 가장 보편적으로 사용되는 방법 중의 하나이며 1982년에 고안되었다. 이 방법은 가구 구성원의 성격에 따라 a 의 값을 부여하는 것으로, 가구원이 성인이면 1, 가구원이 그 외의 성인이면 0.7, 가구원이 14세 이하의 어린이면 0.5의 비중을 주어 계산하는 방식이다.

수정된 OECD 조정계수는 1994년에 고안되었는데, 가구원이 성인이면 1, 가구원이 그 외의 성인이면 0.5, 가구원이 14세 이하의 어린이이면 0.3의 비중을 주는 것이다. 이 방법은 앞의 OECD 조정계수보다 규모의 경제를 갖는 가족에게는 더 적합하다.

매개변수 계수의 방법은 선택된 매개변수 θ 를 추정하고 이를 이용하여 조정된 가구원수를 사용하는 방법이며, 여기서 θ 는 가계 크기에 대한 조정계수의 탄력성을 나타낸다. 예를 들어 θ 가 0.5인 경우 Y/\sqrt{N} 와 같이 가구원수에 제곱근을 사용하여 소득을 나눠주는 방식인데 이때 성인과 어린이에 대한 구분은 하지 않는다. 이러한 수식이 의미하는 바는 실질소득을 가구수로 나누어야 하지만 규모의 경제가 있다는 것을 의미한다.

이와 같은 여러 가지 조정계수 방법 중 본고에서는 매개변수 계수의 방법을 사용했다. 또한 통상적으로 사용하는 조정계수인 0.5를

사용하였다. 물론 조정계수의 선택에 따라 소득분배의 수치나 소득 재분배의 효과가 달라질 수는 있지만 시계열 추세에는 그 영향이 상대적으로 작을 것으로 판단된다.

다. 시장소득과 가처분소득

수식을 사용하여 재정지출이 소득분배에 미치는 영향을 분석하기 위한 기본방법을 살펴보자. 이를 위하여 먼저 사회에 N 개의 가구가 있다고 가정한다. 그리고 정부가 없는 경우의 소득을 W 로 하자.

공공부문 도입의 효과를 측정하려면 공공부문 도입이전, 즉 과세 전의 소득이 소득의 기준이 되어야 한다. 또한 정부지출 중 이전지출은 부(-)의 조세와 같은 효과를 주므로 공공부문 도입이전의 소득에서 제외한다. 정부가 도입되면 재정지출로 인하여 앞에서 살펴본 것처럼 요소소득의 변화가 발생하고, 그에 따라 기존의 소득분포는 새로운 소득분포로 변하게 된다. 따라서 해당 소득을 Y 로 표시하자. 이러한 소득은 앞에서 언급한 시장소득에 해당한다. 만약 W 및 Y 에 대한 자료가 있다면 지니계수 등을 이용하여 공공부문의 도입으로 인한 소득재분배 효과를 알 수 있다. 그러나 이미 살펴본 것처럼 W 의 분포를 정확히 추정하는 것이 거의 불가능하다. 따라서 본 연구에서는 개인의 소득은 정부부문의 도입 유무와 관계없이 자신의 인적자원에 비례한다고 가정한다. 그러면 Y 는 정부가 개입하지 않은 경우 미시자료에서 구할 수 있는 소득이므로 소득분배의 기준점, 즉 시장소득이 된다.

다음으로 정부의 개입으로 인한 가처분소득의 변화를 생각해보자. 정부의 소득세 및 개인에 대한 이전지출은 개인의 소득을 변화시킨다. 소득세를 T , 이전소득을 Tr 이라고 할 경우 정부의 개입으로 인한 소득은 $Y - T + Tr$ 이 된다. 따라서 Y 와 $Y - T + Tr$ 의

차이를 이용하면 소득세 및 이전지출의 소득재분배 효과를 측정할 수 있다.

다음으로 이전지출 이외의 재정지출의 편익을 생각해보자. 더 구체적으로 김태일 등(1998)에서 언급한 공공서비스 편익수취로 인한 실질소득증가는 어떻게 표시하여야 할까? 공공서비스의 편익이란 소득이 아닌 소비이다. 즉, 공공서비스를 소비함으로써 발생하는 이득이다. 따라서 본 연구에서는 공공서비스의 소비로 인한 혜택을 기준으로 재정지출의 소득재분배 효과를 살펴본다. 그렇다면 공공서비스의 소비를 어떻게 실질소득과 연계시킬 수 있을까? 이를 위하여 소득과 지출(소비+저축)의 항등식을 사용하자. 개인의 가처분소득(DY)은 소비되거나 저축에 사용될 수 있으므로 $DY = Y - T + Tr \equiv C + P M + S$ 로 표시할 수 있다. 여기서 C 는 민간재화에 대한 소비지출, S 는 저축, M 은 정부가 제공하는 재화이고 P 는 그 가격이다. 즉, 개인의 소득은 민간재화를 구입하거나, 정부가 공급하는 재화를 구매하거나, 저축으로 처분되는 것이다.

정부가 공급하는 재화는 순수공공재(G)처럼 가격이 대가의 지급 없이 소비하는 재화와 교육비나 상하수도비와 같이 사용량에 비례하여 대가를 지급하는 재화(M)로 구분될 수 있다. 순수공공재의 가격을 P_G , 대가를 지급하는 재화의 실질 가격을 P_M 이라고 하면 실제적인 지출 금액은 $C + P_G G + P_M M$ 이 된다. 다시 말하면 개인은 민간재화, 순수공공재, 대가를 지급해야 하는 정부공급 재화를 소비하고 있으며, 이를 적정한 가격으로 평가하면 $C + P_G G + P_M M$ 이 된다. 반면 실제적으로 지급하는 금액은 $C + P \cdot M$ 이다.

따라서 적정지급액과 실제지출액의 차이인 $V = P_G G + (P_M - P) M$ 이 추가적인 실질소득이 된다. 그러므로 가처분소득

II. 기존 연구 및 분석방법 45

에 추가적인 실질소득을 합한 금액이 실질소득($DY + V$)이라고 할 수 있다. 따라서 Y 와 $DY + V$ 의 차이가 실질소득을 감안할 경우 정부의 개입으로 인한 소득분배의 변화가 된다.

$$\text{(소득의 원천 측면)} \quad DY + V = C + P_G G + P_M M + S$$

(소득의 처분 측면)

위의 수식은 본 연구에서 재정지출의 소득재분배 효과를 분석하는 기준이 된다. 다시 말하면 위의 수식은 소득이 아닌 소비액을 기준으로 가상 소득의 증가를 파악하고 있으므로 심상달(1988) 등 기존 연구와의 기본적인 출발점에 있어서 분명한 차별성을 보여 준다.

Ⅲ. 소득세 및 이전지출

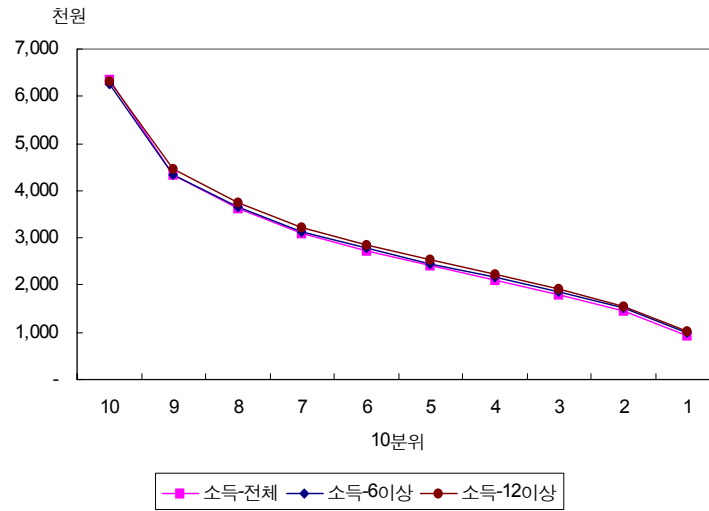
1. 도시가계자료

가. 자료의 추출

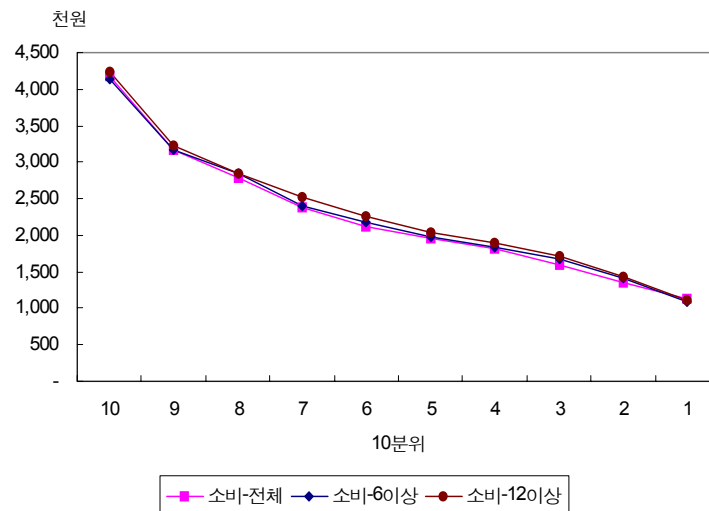
본 연구에서는 도시가계조사를 사용한다. 도시가계조사는 조사대상자가 매일매일의 수입과 지출에 대한 금액과 품목명을 직접 가계부에 기입하는 가계부 기장방식으로 약 5천가구의 소득 및 소비의 세부항목에 대한 자료를 담고 있다. 그러나 도시가계조사는 도시에 거주하는 노동자와 자영업자 및 무직자에 대한 조사로 농어가, 1인가구, 가계수지 파악이 곤란한 가구가 제외되어 있다. 도시가계조사는 매월 단위로 표본추출하고 있지만 매월 조사를 실시할 경우 전체 가구가 모두 응답에 응하지는 않는다. 또한 일부 가구는 조사에서 탈퇴하기도 한다. 가구조사를 할 때 탈퇴한 가구 중 1999년 이후부터 현재까지는 소득수준 등이 비슷한 가구로 대체되었으므로 해당 자료를 사용하였다. 또한 1~12개월까지 자료가 모두 존재하지 않는 경우에는 존재하는 월별 자료의 값을 단순 평균하여 사용하였다.

그러나 이러한 방법은 성명재(2002) 등에서 지적하고 있듯이 계절성(seasonality)이 발생할 가능성이 있다. 이에 따라 성명재(2002)의 경우 최근방추정법(nearest neighbor estimation method)을 사용하고 있지만 합리적인 방법으로 계절성을 제거하기가 현실적으로 어렵다. 또한 [그림 III-1]~[그림 III-3]에서 보는 바와 같이 전체 자료를 사용할 경우와 6개월 이상의 자료만 사용할 경우, 그리고

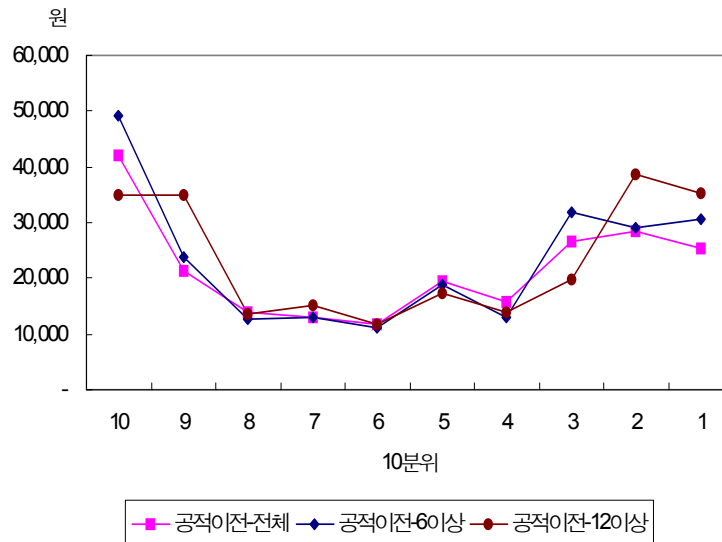
[그림 III-1] 도시근로자가구 개월수에 따른 소득의 10분위 분포(2003년)



[그림 III-2] 도시근로자가구 개월수에 따른 소비의 10분위 분포(2003년)



[그림 III-3] 도시근로자가구 개월수에 따른 공적 이전소득의 10분위 분포(2003년)



12개월 모두 기록된 경우를 사용할 경우를 살펴보면 소득과 소비의 패턴이 거의 유사하여 구분하기 어려운 것을 알 수가 있다. 공적 이전소득의 패턴을 살펴봐도 그 흐름에는 특별한 차이를 발견하기 어렵다. 이는 모든 가구의 자료를 가지고 기록된 월별자료를 단순 평균하여 사용한 것이 다른 방법을 적용한 것과 크게 차이가 없다는 사실을 나타내고 있다.

나. 소득 추정

도시가계자료는 2003년의 경우 총 가구수는 7,850가구이고, 이 중 근로자가구가 4,771가구이며 근로자외(자영업자 및 무직)가구는 3,079가구로 나타났다. 문제는 근로자외(자영업자 및 무직)가구의 경우에는 이전소득 등의 소득자료를 통계청에서 공개하지 않으므로

III. 소득세 및 이전지출 49

실제로 이전소득의 소득재분배 효과 분석에 사용가능한 근로자의 가구는 365가구에 불과하였다. 그러나 2004년부터는 자영업자의 이전소득 등의 소득자료도 모두 공개할 계획이므로 향후 자영업자의 모든 소득자료를 가용할 수 있을 것이다. 그러나 가용한 소득자료가 존재한다고 하더라도 자영업자의 경우 소득이 축소 보고되는 경향이 있다는 또 다른 문제점이 있다. 유일호·현진권(1998)의 연구에 따르면 자영업자의 신고소득과 소비수준 차이로 측정된 소득과 약률은 79.7%로 추정되었다.

분석에 이용된 자료를 살펴보면 전체자료에서 근로자가구의 비중이 평균 60% 내외를 차지하고 있으며 과거보다 그 비중이 점점 줄어드는 추세이다. 그러므로 상당부분이 자영업자, 무직자가구로 분석에서 제외되었다. 특히 외환위기 이후 근로자가구의 비중이 더욱 감소하여 소득과약이 어려운 자영업자 가구에 대한 분석노력이 필요한 것이 사실이다.

<표 III-1> 분석대상 자료

연도	총 가구수(A)	근로자 가구수(B)	근로자가구 비중 (B/A, %)
2003	7,849	4,770	57.44
2002	6,121	3,516	57.44
2001	6,349	3,691	58.14
2000	6,413	3,761	58.65
1999	5,597	3,285	58.69
1998	5,475	3,356	61.30
1997	5,344	3,432	64.22
1996	5,801	3,758	64.78
1995	5,864	3,877	66.12
1994	5,797	3,880	66.93
1993	8,928	5,878	65.84

심상달(1988), 성명재(2002) 등은 자영업자와 근로자간의 소득 및 소비 분포가 동일하다는 가정하에서 소비를 기초로 하여 소득을 추정하고 있다. 심상달(1988)의 경우 평균소비성향을 사용한 반면 성명재(2002)는 소비 이외에 가구원수, 가구주의 연령 및 교육수준을 사용하였다. 박찬용 외(2002)의 연구에서는 소비함수를 이용하는 경우와 소득함수를 이용하여 소득을 추정하는 경우를 비교하고 있다. 비교결과를 보면 종속변수로 소득을 이용하는 것이 소비를 이용하는 경우보다 안정적인 것으로 나타나고 있다.

탈세 또는 지하경제를 추정하는 연구에서도 소비와 소득함수를 사용한다. 예를 들어, 유일호(1995)와 문춘걸·김영귀(2002)는 비록 추정방법은 다르지만 자영업자와 근로자가 동일한 형태를 가질 것으로 예상되는 식료품에 대한 소비함수를 사용하고 있고, 각 가구의 특성을 도구변수(instrumental variables)로 사용하여 소득함수를 추정하고 있다. 그러나 문제는 도구변수가 얼마나 소득을 잘 설명하는 변수인가에 달려 있다. 그리고 각 가구의 특성보다 소득을 바탕으로 지출하는 소비가 소득을 더 잘 설명할 가능성이 높다.

이하에서는 자영업자 소득의 복원을 위하여 근로자의 소비함수를 먼저 추정한다. 소비함수의 설명변수로는 소비의 기준이 되는 가처분소득과 가구의 특성을 사용한다. 다음에 근로자의 추정된 소비와 가구의 특성을 이용하여 가처분소득을 추정하는 방식을 취한다. 이 방식은 매년 가처분소득에 대한 소비와 가구의 특성을 사용하여 추정하였는데 설명력이 낮게 나타났다. 이러한 결과가 횡단면 자료를 사용한 결과일 수도 있으므로 분석에 사용된 전년도(1993~2003)의 소비와 소득을 이용하여 추정해 보았으나 역시 설명력이 낮은 문제점이 해결되지 않았다. 소득과 소비에 log를 취해서 추정해 본 결과도 규모의 조정만 이루어졌을 뿐 더 좋은 결과를 주지는 않았다. 따라서 매년 소득과 소비의 관계를 추정하는 방식을 사용하여 자영업자의 소득을 추정하였다. 다만 앞에서도 지적했듯이 소득을 잘

설명해내는 특정 도구변수를 발견하여 모형의 적합도를 높이는 방안을 강구하는 것이 필요하다.

$$\widehat{DY} = a_0 + a_1C + a_2X, \quad \text{식 (III-1)}$$

여기서 \widehat{DY} 는 가처분소득으로 전체소득에서 조세 및 공적연금을 제외한 것이며, C 는 소비를 의미한다. 그리고 X 는 가구의 연령 및 교육수준, 가구원수를 나타낸다. 가구원수는 그대로 사용하였고, 가구의 연령은 제곱을 해서 사용하였으며, 교육수준의 경우는 초·중·고·대학으로 나뉘어서 더미를 이용하였다. 교육수준의 경우는 대학도 구분하였으나, 추정결과가 무의미하게 나와서 제외시켰다. 가구주 연령의 경우는 연령의 제곱을 이용한 것이 다소 모형의 설명력을 높였으며, 15~65세로 연령을 세분화한 경우보다 전체 연령을 이용한 결과가 더 적합한 것으로 나타났다. 다시 말하면 근로자의 가처분소득(총소득 - 조세 및 연금보험료)을 소비지출액, 가구의 특성 등을 사용하여 앞의 식의 계수를 추정한 다음, 해당 계수와 가구의 특성을 활용하여 자영업자 가구의 소득을 추정하는 것이다. 이러한 방식으로 가처분소득을 추정한 다음, 자영업자 가구 자료에 나타난 조세 및 연금보험료를 추가하면 자영업자 가구의 총소득을 알 수 있다.

동일한 방법은 정부 이전소득의 추정에도 사용될 수 있다. 먼저 근로자가구를 사용하여 총소득 대비 이전소득의 비율을 구한 다음 이를 근로자외 가구에 적용하는 것이다. 그래서 이와 같은 방법으로 추정한 결과를 적용하여 근로자외 가구의 이전소득을 복원하였으나 추정에 사용된 모형의 적합도가 매우 낮아 제외하였다. 그러므로 현재 이전소득에 대한 효과는 도시근로자와 자영업자의 일부 보고된 자료만을 이용해서 분석한 것이므로 자료의 미비로 인한 한

계를 가진다. 따라서 이전소득에 대한 추정은 향후 적절한 방법을 찾아 재추정하는 방안이 필요할 것으로 보인다.

추정의 결과를 살펴보면 모형의 설명력인 조정된 R²도 0.4720으로 그다지 높지 않으며 주요한 설명변수인 소비의 계수가 1.07347로 나타나고 있다. 이 모형에서 사용한 소비는 가계소비 중에서 비소비지출인 송금이나 저축 등을 제외한 소비지출을 이용하여 추정해본 결과이다. 이 모형에서 사용한 소득 역시 가계의 총수입이 아니고 저축 등을 제외한 소득에서 조세와 국민연금 등을 제외한 가처분소득이다. 즉, 기타수입에 속하는 저축을 찾은 금액, 보험수혜를 받은 금액, 계로부터의 수입, 유가증권 매각, 부동산 매각 등과 부채의 증가를 유발하는 차입 금액에 대한 부분은 제외되어 있다. 또한 과거 신용카드의 남발로 현재 상당한 수준의 개인파산과 신용불량자들의 규모를 살펴볼 경우, 이와 같은 부채의 증가 등이 가처분소득과 소비에 다소간의 영향을 미쳤을 가능성도 배제하기 어렵다. 향후 이에 대한 부분을 추정함수에 더미변수로 포함시키는 방안도 강구해 볼 수 있을 것으로 판단된다.

<표 III-2> 도시근로자 가구의 가처분소득에 대한 추정결과(2003년 기준)

	가처분소득	
	계 수	T 값
상수항	590,621	7.56
소비	1.07347	51.77
가구원수	18,842	1.06
가구주연령 ²	154.07124	6.49
초등더미	-648,066	-8.58
중등더미	-610,401	-11.26
고등더미	-331,491	-8.58
Adj R ²	0.4720	

III. 소득세 및 이전지출 53

그 외에 근로자의 경우 소비실태조사에 나타난 소득세가 부정확한 면이 있다. 그래서 가구의 특성을 바탕으로 소득세를 계산하는 방식⁵⁾을 취하고자 하였으나, 추정한 소득세와 원래 보고된 소득세 간에 큰 차이를 보이고 있지 않으므로 원래 보고된 소득세 자료를 그대로 사용하였다. 다음의 <표 III-3>에서 나와 있듯이 소득분위 5분위까지는 거의 차이를 나타내지 않으며 가장 소득이 높은 10분위에서도 원래 자료는 소득대비 소득세 비중이 4.9%인 반면 추정된 새로운 소득세의 비중은 6.7%를 나타내어 1.8%p의 차이를 가진다.

<표 III-3> 근로자가구의 소득 대비 소득세의 추정치와 원자료의 비교(2003년)

(단위: 원, %)

분위	총소득	소득세_new	소득대비비중	소득세_old	소득대비비중
1	932,512	8,422	0.9	6,809	0.7
2	1,457,412	12,886	0.9	13,831	0.9
3	1,801,160	23,695	1.3	21,404	1.2
4	2,097,537	33,649	1.6	33,928	1.6
5	2,400,634	45,244	1.9	47,131	2.0
6	2,734,413	61,317	2.2	63,344	2.3
7	3,102,940	95,061	3.1	88,978	2.9
8	3,626,308	150,570	4.2	134,264	3.7
9	4,327,622	224,267	5.2	199,945	4.6
10	6,342,345	426,756	6.7	310,539	4.9

5) 연간급여에서 근로소득공제를 차감하여 근로소득을 구한 다음, 인적공제와 특별공제를 공제하여 과세표준을 계산한다. 인적공제는 가구원에 대한 정보를 사용하고, 보험료·교육비·의료비 등은 도시가계자료의 지출 규모를 이용하여 계산하였다. 마지막으로 산출세액에 근로소득세액공제를 적용함으로써 결정세액을 계산하는 방식을 취하였다. 자료의 한계로 인하여 주택저축불입액 공제나 신용카드사용액 공제 등은 적용하지 못하였다.

그런데 각주 5)에서 언급된 바와 같이 소득세 추정의 경우 자료의 한계로 주택저축불입액 공제나 신용카드사용액 공제 등은 적용하지 못하였으므로 추정한 결과보다 다소 낮은 소득세 비중을 가질 것으로 예상되므로 원자료의 소득세와 추정된 소득세간의 1.8%p의 차이보다 더 적어지게 된다. 그러므로 본고에서는 원래 보고된 소득세 자료를 그대로 사용한다.

다. 분 포

도시가구의 소득 10분위별 분포 및 이전소득의 비중을 살펴보면 <표 III-4>~<표 III-6>에 나타나 있으며 도시가구 중 근로자 가구의 분포와 근로자외(자영업자 및 무직) 가구의 분포가 각각 제시되고 있다.

우선 근로자 가구의 소득 대비 정부이전소득의 비중을 살펴보면, 2001년에 정부이전소득의 평균비중이 1.02%에서 2002년에 1.15%로 약간 높아졌다가 2003년에 1.01%로 다시 낮아졌다. 그리고 정부이전소득의 분위별 분포를 살펴보면, 1~3분위의 비중이 다소 높은 것으로 보이며 상위 분위에서는 비중이 낮게 나타나고 있다. 그러나 정부이전이 연금과 사회보장의 합이므로 이 둘의 관계를 살펴보면 연금에서는 분위별로 분배를 거의 유사한 비율로 배분하고 있으며 사회보장의 경우 낮은 분위에 그 비중이 높은 것을 알 수 있다. 그러나 2001년에서 2003년에 분위별 차이가 1.81%p에서 1.74%p로 줄어든 것을 볼 때 2003년에 불평등도가 심화된 것으로 판단된다.

근로자외(자영자 및 무직) 가구의 경우 정부이전을 포함한 소득 자료가 현재까지는 공개되지 않고 있다. 본 연구에서 근로자외(자영자 및 무직) 가구의 이전소득에 대한 추정도 시도했으나 모형의 적합도가 너무 낮아 도시가계조사에서 제공하는 자료만을 이용하였다. 그러나 가용한 가구수가 매우 적으므로 소득 대비 정부이전소득의

비중을 상대적으로 비교하기가 곤란한 것이 현실이다. 특이할 만한 것은 소득 대비 사회보장의 비중에서 근로자 가구보다 근로자외 가구의 분위별 격차가 크게 나타나는 점이다. 특히 2003년에는 1, 2분위의 비중이 약 5%를 나타내고 있으며 상위 분위에는 수혜액이 거의 없다. 이처럼 가용한 자료만을 가지고 보아도 근로자가구보다 근로자외 가구에서 오히려 사회보장의 경우는 불평등도를 완화하고 있는 것으로 보인다.

이러한 분포를 그림으로 살펴보면 [그림 Ⅲ-4]~[그림 Ⅲ-5]와 같다. 근로자 가구의 경우 연금은 거의 유사한 비중을 나타내는 반면, 낮은 분위의 사회보장 비중이 높아 불평등도를 사회보장 부분에서 어느 정도 완화하고 있는 것으로 보인다. 근로자외(자영자 및 무직) 가구의 경우는 가용한 자료가 매우 적어 분포가 상세히 나타나지는 않지만, 낮은 분위에서 사회보장 비중이 현저히 높고 높은 분위에서는 사회보장 비중이 거의 없는 것을 알 수 있다. 연금의 경우는 중위권의 비중이 상당히 높은 것으로 나타났다.

<표 III-4> 도시가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2001년 월평균)

(단위: 원, %)

근로자 가구											
분위	정부이 전소득	연금	사회 보장	사적 보조	소득	소비	정부이 전소득	연금	사회 보장	사적 보조	
1	20,641	2,571	18,070	33,056	915,896	905,100	2.25	0.28	1.97	3.61	
2	21,934	5,447	16,487	54,837	1,310,584	1,097,065	1.67	0.42	1.26	4.18	
3	15,484	4,404	11,079	42,225	1,574,673	1,255,389	0.98	0.28	0.70	2.68	
4	20,133	8,720	11,413	57,134	1,846,196	1,399,564	1.09	0.47	0.62	3.09	
5	22,105	13,006	9,099	42,113	2,119,029	1,575,027	1.04	0.61	0.43	1.99	
6	18,456	10,913	7,543	43,390	2,429,834	1,757,185	0.76	0.45	0.31	1.79	
7	18,826	14,122	4,704	49,498	2,782,957	1,883,432	0.68	0.51	0.17	1.78	
8	17,619	9,939	7,680	65,844	3,249,001	2,091,605	0.54	0.31	0.24	2.03	
9	21,213	14,574	6,639	59,193	3,865,451	2,273,425	0.55	0.38	0.17	1.53	
10	36,333	27,138	9,194	110,726	5,818,632	3,091,064	0.62	0.47	0.16	1.90	
근로자외(자영업자 및 무직)가구											
분위	정부이 전소득	연금	사회 보장	사적 보조	소득	소비	정부이 전소득	연금	사회 보장	사적 보조	
1	52,725	-	52,725	123,847	1,365,560	658,125	3.86	0.00	3.86	9.07	
2	2,584	1,290	1,294	162,831	1,714,723	932,645	0.15	0.08	0.08	9.50	
3	74,269	44,800	29,469	174,312	1,939,787	1,060,156	3.83	2.31	1.52	8.99	
4	3,467	-	3,467	208,654	2,159,314	1,241,414	0.16	0.00	0.16	9.66	
5	64,425	52,165	12,259	144,330	2,377,074	1,426,227	2.71	2.19	0.52	6.07	
6	230,753	206,832	23,921	139,030	2,603,015	1,596,824	8.86	7.95	0.92	5.34	
7	40,119	38,567	1,552	118,593	2,876,521	1,815,643	1.39	1.34	0.05	4.12	
8	9,619	-	9,619	118,693	3,242,826	2,131,622	0.30	0.00	0.30	3.66	
9	226,381	198,206	28,175	41,972	3,740,965	2,502,526	6.05	5.30	0.75	1.12	
10	114,857	114,857	-	1,052,679	5,430,761	3,831,739	2.11	2.11	0.00	19.38	

III. 소득세 및 이전지출 57

<표 III-5> 도시가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2002년 월평균)

(단위: 원, %)

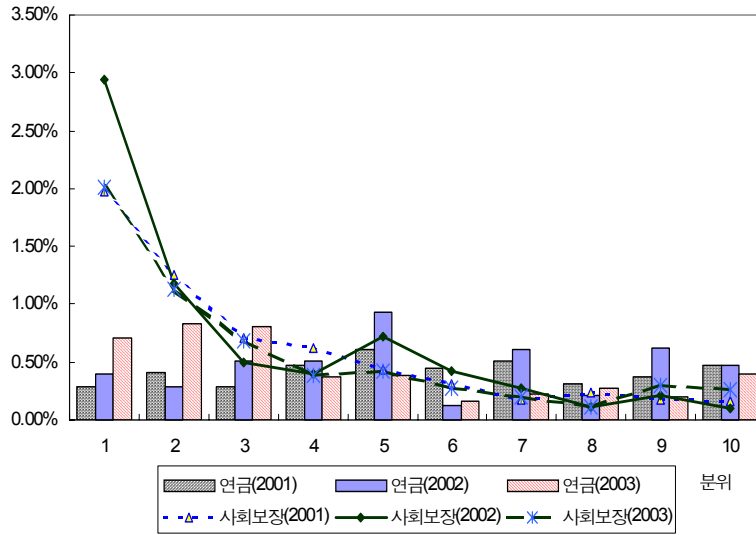
근로자가구											
분위	정부이전소득	연금	사회보장	사적보조	소득	소비	정부이전소득	연금	사회보장	사적보조	
1	31,862	3,745	28,117	36,065	955,424	911,102	3.33	0.39	2.94	3.77	
2	20,530	3,964	16,566	50,183	1,409,862	1,198,590	1.46	0.28	1.18	3.56	
3	17,190	8,738	8,452	46,638	1,713,768	1,329,340	1.00	0.51	0.49	2.72	
4	18,085	10,201	7,883	57,043	2,004,961	1,538,182	0.90	0.51	0.39	2.85	
5	37,751	21,394	16,357	44,112	2,286,232	1,659,407	1.65	0.94	0.72	1.93	
6	14,384	3,383	11,002	44,576	2,601,607	1,754,889	0.55	0.13	0.42	1.71	
7	25,847	17,907	7,940	57,989	2,967,488	2,014,841	0.87	0.60	0.27	1.95	
8	11,183	7,205	3,977	45,261	3,459,575	2,168,436	0.32	0.21	0.11	1.31	
9	34,925	25,934	8,990	62,879	4,174,742	2,408,150	0.84	0.62	0.22	1.51	
10	34,976	28,793	6,183	115,800	6,158,475	3,063,788	0.57	0.47	0.10	1.88	
근로자외(자영업자 및 무직)가구											
분위	정부이전소득	연금	사회보장	사적보조	소득	소비	정부이전소득	연금	사회보장	사적보조	
1	12,224	4,995	7,230	112,706	1,349,402	656,272	0.91	0.37	0.54	8.35	
2	20,236	-	20,236	110,451	1,705,424	922,362	1.19	0.00	1.19	6.48	
3	10,417	-	10,417	201,526	1,933,234	1,098,751	0.54	0.00	0.54	10.42	
4	71,036	37,111	33,925	200,538	2,139,467	1,272,091	3.32	1.73	1.59	9.37	
5	119,841	100,333	19,508	91,671	2,349,731	1,463,561	5.10	4.27	0.83	3.90	
6	238,946	238,115	831	205,644	2,560,868	1,662,011	9.33	9.30	0.03	8.03	
7	53,127	19,333	33,793	482,597	2,818,861	1,889,693	1.88	0.69	1.20	17.12	
8	28,684	28,684	-	197,091	3,175,968	2,178,533	0.90	0.90	0.00	6.21	
9	91,069	70,202	20,867	159,955	3,695,778	2,604,322	2.46	1.90	0.56	4.33	
10	-	-	-	166,667	5,397,190	4,130,226	0.00	0.00	0.00	3.09	

<표 III-6> 도시가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2003년 월평균)

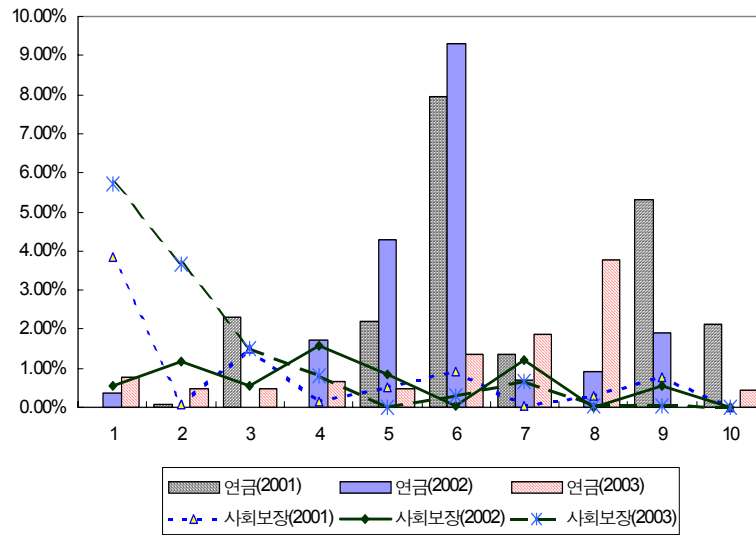
(단위: 원, %)

근로자가구											
분위	정부이전소득	연금	사회보장	사적보조	소득	소비	정부이전소득	연금	사회보장	사적보조	
1	25,288	6,595	18,693	43,255	932,512	992,893	2.71	0.71	2.00	4.64	
2	28,606	12,147	16,459	50,119	1,457,412	1,235,300	1.96	0.83	1.13	3.44	
3	26,831	14,555	12,275	48,964	1,801,160	1,425,084	1.49	0.81	0.68	2.72	
4	15,867	7,861	8,006	51,857	2,097,537	1,606,038	0.76	0.37	0.38	2.47	
5	19,207	9,120	10,087	61,719	2,400,634	1,711,413	0.80	0.38	0.42	2.57	
6	12,013	4,457	7,557	56,930	2,734,413	1,840,375	0.44	0.16	0.28	2.08	
7	12,900	6,746	6,154	58,333	3,102,940	2,033,034	0.42	0.22	0.20	1.88	
8	13,964	9,878	4,086	46,030	3,626,308	2,312,611	0.39	0.27	0.11	1.27	
9	21,450	8,756	12,694	62,183	4,327,622	2,579,286	0.50	0.20	0.29	1.44	
10	42,179	25,339	16,840	172,399	6,342,345	3,256,091	0.67	0.40	0.27	2.72	
근로자외(자영업자 및 무직)가구											
분위	정부이전소득	연금	사회보장	사적보조	소득	소비	정부이전소득	연금	사회보장	사적보조	
1	83,554	9,776	73,779	81,992	1,292,665	658,753	6.46	0.76	5.71	6.34	
2	72,475	8,261	64,214	159,545	1,746,192	925,079	4.15	0.47	3.68	9.14	
3	40,338	9,897	30,441	153,578	2,049,793	1,185,189	1.97	0.48	1.49	7.49	
4	34,053	15,152	18,901	102,573	2,298,568	1,345,910	1.48	0.66	0.82	4.46	
5	12,406	12,149	258	339,632	2,580,884	1,548,648	0.48	0.47	0.01	13.16	
6	47,752	38,955	8,796	81,017	2,884,319	1,783,245	1.66	1.35	0.30	2.81	
7	82,071	60,345	21,726	110,170	3,248,953	2,008,297	2.53	1.86	0.67	3.39	
8	139,075	137,500	1,575	151,729	3,657,256	2,292,265	3.80	3.76	0.04	4.15	
9	956	-	956	225,899	4,261,830	2,718,268	0.02	0.00	0.02	5.30	
10	26,682	26,682	-	183,266	6,109,204	3,991,273	0.44	0.44	0.00	3.00	

[그림 III-4] 근로자가구의 이전소득의 분포



[그림 III-5] 근로자외(자영업자 및 무직) 가구의 이전소득의 분포



2. 농촌 가구

가. 자료의 추출

농가경제통계는 농가의 소득과 소비지출, 노동 투하량 등 각종 농가경제지표가 수록되어 있지만, 기본적으로 농가의 소득을 측정하기 위한 자료로 소비지출에 초점을 두는 도시가계조사와는 다소 차이가 있다. 전국 314개 표본 조사구내 3,140개 표본 농가를 조사하고 있으며 조사대상 농가는 생계 또는 영리를 목적으로 농업을 경영하거나 농업에 종사하는 가구이다. 2003년 기준으로 보면 구체적으로 (1) 10에이커(약 300평) 이상의 경지를 직접 경작하는 가구, (2) 연간 농축산물의 판매액이 50만원 이상으로 농업을 계속하고 있는 가구가 포함된다. 따라서 조사대상에서 제외되는 농가는 농업시험장, 학교, 종교단체 및 법인 등 준농가, 단독(1인)가구 및 외국인 가구, 비혈연가구원으로 구성된 농가, 상시고용인 5인 이상의 대규모 기업농이다.

농가통계의 경우 농가소득은 농업소득, 농외소득(겸업소득, 사업 이외 소득), 이전수입을 합산한 총액으로 규정된다. 농가의 경우 가처분농가소득, 즉 농가소득에서 조세·부담금을 차감한 잔액에 대한 자료가 있다. 조세·부담금은 소득세, 교육세, 방위세 등의 국세와 지방세 및 각종 조합비 등의 부담금이 포함된다. 각종 조합비 등은 경영활동을 위한 비용으로 파악할 수도 있지만 여기서는 도시가계의 기타 조세처럼 취급한다.

문제는 이전수입이다. 이전수입에는 농가가 비경제적 활동으로 얻은 수입으로 사례금, 공적·사적 보조금, 경조비, 퇴직일시금 등이 포함된다. 그런데 공적보조금의 경우 도시가계조사처럼 연금과 공적부조로 구분되지 않는다. 본 연구에서는 현재 농가의 경우 연금급여액은 거의 없다고 보고 모든 공적보조금은 공적부조로 본다.

Ⅲ. 소득세 및 이전지출 61

농가의 경우 가계비는 가계를 유지하기 위하여 지출되는 일체의 비용으로서 음식물비, 광열수도비, 교육비, 교양오락비, 주거비, 피복신발비, 의료비 등 기타잡비로 구성되며 현금지출 이외에 생산물 중 자가소비 평가액, 주거용 건물의 감가상각액이 포함되어 있다. 농산물의 자가소비는 사실상 소비로 보지만 감가상각액은 도시가계의 소비 지출에 포함되지 않으므로 제외한다. 농가의 가구원이 별도의 가구로 분가할 때 드는 일체의 비용인 분가지출도 제외한다.

나. 분 포

농촌가구의 소득분위별 분포를 살펴보면 <표 Ⅲ-7>~<표 Ⅲ-9>와 같다. 2001~2003년까지 정부이전과 조세의 분포를 보면 조세의 경우는 소득에 역진적인 것으로 나타나고 있으며 정부이전소득의 경우는 낮은 분위에 미약하지만 더 분배가 이루어지는 것으로 보인다. 다만, 2003년의 경우는 전체 농촌의 표본가구인 3,200가구에서 약 100가구의 소득이 음⁶⁾으로 나오므로 이러한 경우는 소득을 0으로 변환하여 분포를 구하였다. 또한 통계청의 통계집계 시스템의 변환으로 이전소득의 경우 항목의 변환이 있었는데, 이는 2003년도에 공적보조금에 2002년까지 포함되지 않았던 연금(국민연금, 공무원연금, 농어민연금)이 포함되면서 정부이전소득의 금액이 대폭 늘어난 것으로 보인다. 그러므로 소득 대비 이전소득의 경우는 2002년 이전에는 1~3분위에 그 비중이 5% 미만이었으나 2003년에 같은 분위에서 그 비중이 10% 이상을 나타내고 있다. 이는 공적보조에 연금이 포함되면서 이전소득 수혜의 범위가 확대되어 발생한 결과로 판단된다.

6) 2003년의 경우 특히 음의 소득을 가진 가구의 분포가 많아졌는데, 이는 통계청에서 농가소득을 계산할 때 수입에서 지출을 차감하여 사용하는데, 이 지출항목에서 미처분 농축산물이나 재고생산자재가 늘어날 경우 수입보다 지출이 많아져서 소득이 음의 값을 가지게 된다.

<표 III-7> 농촌가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2001년 월평균)

(단위: 원, %)

분위	이전소득	정부 이전소득	소득	소비	조세	이전소득	정부 이전소득	조세
1	214,236	39,854	231,639	971,899	11,847	92.49	4.10	5.11
2	257,958	29,465	760,875	972,442	8,831	33.90	3.03	1.16
3	260,791	35,157	1,024,103	1,099,651	9,322	25.47	3.20	0.91
4	274,833	27,833	1,261,387	1,236,648	10,683	21.79	2.25	0.85
5	289,268	32,097	1,528,647	1,314,597	11,708	18.92	2.44	0.77
6	335,605	31,909	1,822,965	1,477,663	13,849	18.41	2.16	0.76
7	343,221	36,672	2,160,287	1,704,186	20,190	15.89	2.15	0.93
8	404,790	35,715	2,565,893	1,888,226	30,909	15.78	1.89	1.20
9	569,232	46,697	3,148,032	2,163,183	36,854	18.08	2.16	1.17
10	1,052,813	79,398	4,918,680	2,646,970	52,064	21.40	3.00	1.06

<표 III-8> 농촌가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2002년 월평균)

(단위: 원, %)

분위	이전소득	정부 이전소득	소득	소비	조세	이전소득	정부 이전소득	조세
1	194,531	30,484	202,606	882,606	10,334	96.01	3.45	5.10
2	269,784	49,407	756,739	870,020	7,839	35.65	5.68	1.04
3	279,382	43,572	1,029,288	1,085,548	7,915	27.14	4.01	0.77
4	294,335	45,910	1,280,279	1,203,533	11,212	22.99	3.81	0.88
5	328,478	47,692	1,539,565	1,357,924	12,171	21.34	3.51	0.79
6	361,637	37,708	1,829,620	1,474,634	14,183	19.77	2.56	0.78
7	378,528	43,011	2,192,274	1,656,330	23,335	17.27	2.60	1.06
8	462,421	50,421	2,674,247	1,930,326	26,118	17.29	2.61	0.98
9	555,524	49,054	3,277,754	2,135,840	28,015	16.95	2.30	0.85
10	1,029,682	72,718	5,422,891	2,614,119	66,637	18.99	2.78	1.23

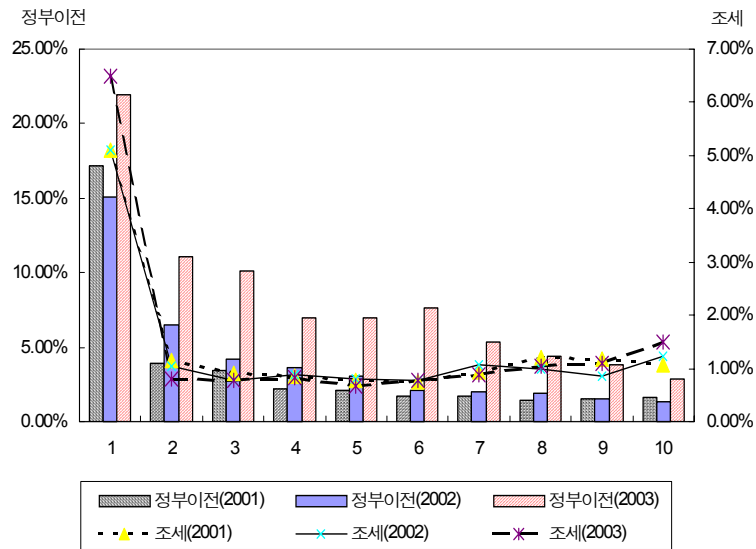
III. 소득세 및 이전지출 63

<표 III-9> 농촌가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2003년 월평균)

(단위: 원, %)

분위	이전소득	정부 이전소득	소득	소비	조세	이전 소득	정부 이전소득	조세
1	81,268	62,013	282,187	1,478,685	18,351	28.80	21.98	6.50
2	127,556	85,453	774,587	1,183,085	6,208	16.47	11.03	0.80
3	156,638	110,458	1,094,070	1,284,813	8,453	14.32	10.10	0.77
4	143,297	96,763	1,391,188	1,482,690	11,463	10.30	6.96	0.82
5	155,056	117,950	1,692,629	1,851,333	11,120	9.16	6.97	0.66
6	199,951	154,067	2,029,762	1,866,704	15,520	9.85	7.59	0.76
7	183,762	130,431	2,434,403	2,096,625	21,670	7.55	5.36	0.89
8	188,751	130,607	2,952,617	2,327,486	30,634	6.39	4.42	1.04
9	201,103	143,810	3,790,626	2,825,515	41,419	5.31	3.79	1.09
10	242,293	185,787	6,456,026	3,544,642	96,268	3.75	2.88	1.49

[그림 III-6] 농촌가구의 이전소득 및 조세의 분포



농촌가구의 정부이전소득과 조세에 대한 분포를 살펴보면, 정부 이전소득은 낮은 분위에 큰 비중을 차지해서 불평등도를 완화하는 반면에 조세는 낮은 분위에 오히려 비중이 높아 조세의 역진성을 보여주고 있다. 이는 농촌분야에 대한 세금의 경우 농가소득에 기초하는 직접세는 거의 없는 반면 영업 규모와 관련된 세금만 있기 때문인 것으로 판단된다.

다. 가계 자료 합산

도시가계자료와 농가경제통계 모두 1인 가구가 제외되어 있는 등 모집단을 정확히 반영하지 않는다. 따라서 모집단화를 위해서는 자료의 조정이 필요하다. 예를 들면, 1인 가구를 고려하는 것이다. 전체가구 대비 1인 가구의 비율은 통계청 자료에 따르면 2000년의 경우 인구 대비로는 4.98%, 가구 대비로는 15.54%이다.

도시가계의 경우 고소득계층으로 갈수록 가계부를 기록해야 하는 번거로운 조사에 참여할 가능성이 매우 낮다. 따라서 도시가계조사는 고소득층이 많이 누락되었을 것으로 판단된다. 농가통계도 조사 대상에 대규모 기업농 등이 제외되므로 최고 소득계층이 누락되었을 가능성이 있고, 경지면적이 일정 수준 이상만 포함되므로 최저 소득계층도 제외되었을 것으로 판단된다. 또한 자료는 소득 규모가 낮은 것으로 알려진 1인 가구가 제외되어 있으므로 저소득층을 상대적으로 많이 누락시켰을 가능성이 높다. 나성린·현진권(1993)은 주택보유 형태나 가구원수를 바탕으로 모집단화를 시도하고 있다. 그러나 이러한 방법을 사용하여도 체계적으로 누락된 소득계층이나 1인 가구 등을 복구하기가 어렵다. 표본자료를 비교적 정확하게 모집단화하기 위해서는 국세청의 소득 자료나 행정자치부의 부동산 자료 등이 활용되어야 하지만 현재 불가능한 상태이다. 따라서 본 연구에서는 모집단화를 시도하지는 않는다.

<표 III-10> 전체 가구 대비 농어촌 가구 비중

(단위: 가구, 명, %)

	일반가구	농어촌가구	비중			
			일반인구	농어촌인구	비중	
1980	7,969,201	3,299,225	41.4	38,123,775	15,490,999	43.3
1985	9,571,361	3,240,563	33.9	40,805,744	18,466,790	35.0
1990	11,354,540	2,892,123	25.5	42,869,283	11,299,918	25.5
1995	12,958,181	2,926,203	22.6	45,092,991	6,623,993	14.9
2000	14,311,807	3,082,331	21.5	47,000,374	5,886,445	12.6

자료: 통계청, KOSIS, 인구주택 총조사 및 인구센서스 2% 자료 이용

그러나 도시가계와 농가의 통합은 시도한다. 통계청의 자료에 따르면 전체 가구 대비 농가의 비중은 2000년의 경우 가구 대비로는 21.6%, 인구 대비로는 12.6%이다. 따라서 인구 대비로는 그 비중이 작지만 가구 대비로는 전체의 약 5분의 1을 차지하며 정부지출의 주요한 대상이 농민이라는 점을 감안하면 이를 포함시키는 것이 바람직하다. 또한 농·어가 가계의 소득분배구조와 소비행태가 도시가계와는 다를 것이기 때문이다. 따라서 농가가계조사자료를 도시가계조사자료와 합쳐서 소득계층 분류를 한다. 다만 농가가계가 모집단 대비 표본수가 크다는 점을 감안하여 이를 조정한다. 2000년의 농가의 비중이 전체 가구대비로 21.6%이므로 도시가계 표본수 대비로는 약 17%를 농가가구로 보고 소득계층별로 무작위 추출한다.

전체규모에서 도시가계통계와 농가경제통계가 차지하는 비중을 살펴보면 2000년 기준으로 전체가구가 1,431만 1,807가구이며 도시가계가구의 표본은 6,413가구이고 그 비중은 0.45%에 해당된다. 그러나 표본의 비중이 낮지만 도시가계가 표본조사이고 통계청에서 표본의 수와 관계 없이 전국에 걸쳐 합당한 조건에 따라 조사한 것이므로 전체에서 도시가구가 차지하는 비중이 낮은 것은 그다지 큰

문제가 되지 않는다. 다만, 향후 분석에서 사용된 공공재와 특정비의 수혜규모를 계산하는 과정에서는 전체인구(가구)에서 표본의 인구(가구)가 차지하는 비중 등을 모두 고려하여 조정하였다.

조세귀착의 연구와는 달리 재정지출의 경우에는 소비지출 중 정부 활동과 연관성이 있는 교육비, 의료비 등 소수의 자료만 사용되므로 자료의 통합으로부터 발생하는 조사항목 차이로 인한 문제는 거의 없다.

<표 III-11> 전체 인구 대비 1인 가구 비중

(단위: 명, 가구, %)

	전체 인구	1인 가구	비중			
			전체 가구	1인 가구	비중	
1980	36,230,762	382,743	1.06	7,969,201	382,743	4.80
1985	39,121,522	660,941	1.69	9,571,361	660,941	6.91
1990	42,101,544	1,021,481	2.43	11,354,540	1,021,481	9.00
1995	43,308,597	1,642,406	3.79	12,958,181	1,642,406	12.67
2000	44,711,584	2,224,433	4.98	14,311,807	2,224,433	15.54

자료: 통계청 KOSIS, 인구주택 총조사 자료 이용

통합자료를 통해 나라 전체 규모에서 정부이전소득과 조세를 살펴보면 다음과 같다. 소득 대비 이전소득의 비율이 상위계층으로 갈수록 낮아지고 있으므로 이전소득이 소득분배의 개선에 도움을 준다는 것을 알 수 있다.

정부이전소득의 경우에는 낮은 분위에 비중이 매우 높아 불평등도를 상당부분 완화하고 있고 조세의 경우도 농촌의 경우는 역진적으로 나타났으나, 전체적으로는 높은 분위의 조세비율이 높아서 조세의 누진성을 보여주고 있는 것으로 판단된다.

III. 소득세 및 이전지출 67

<표 III-12> 전체가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2001년 월평균)

(단위: 원, %)

분위	이전소득	정부 이전소득	시장소득	소비	조세	이전 소득	정부 이전소득	조세
1	136,277	24,539	816,220	896,842	8,504	14.41	2.82	0.98
2	132,554	24,426	1,340,784	1,030,263	11,576	9.15	2.01	0.83
3	117,267	18,843	1,637,902	1,149,528	18,491	6.92	1.54	1.11
4	133,551	27,450	1,900,337	1,271,604	20,249	7.03	1.43	1.11
5	125,179	25,397	2,153,868	1,441,667	29,334	5.76	1.38	1.44
6	111,190	23,292	2,435,378	1,623,288	39,864	4.12	0.95	1.68
7	162,719	35,445	2,746,736	1,805,128	51,467	4.98	0.97	1.99
8	154,187	15,352	3,158,522	2,066,148	79,412	4.43	0.80	2.60
9	193,517	34,496	3,734,994	2,338,791	119,453	4.23	0.77	3.55
10	278,695	48,425	5,575,013	3,289,961	230,229	4.48	0.65	4.52

<표 III-13> 전체가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2002년 월평균)

(단위: 원, %)

분위	이전소득	정부 이전소득	시장소득	소비	조세	이전 소득	정부 이전소득	조세
1	163,064	35,865	844,165	886,698	6,952	15.70	4.33	0.68
2	160,113	31,970	1,388,980	1,076,061	11,892	10.45	2.82	0.85
3	130,990	21,994	1,696,507	1,174,080	15,037	7.02	1.78	0.91
4	151,374	22,265	1,964,538	1,319,371	22,246	6.55	1.60	1.13
5	123,390	32,881	2,221,522	1,505,645	28,634	4.86	1.28	1.31
6	156,067	41,777	2,496,741	1,687,391	37,480	5.37	1.51	1.57
7	187,807	28,808	2,811,021	1,877,287	49,640	5.71	1.11	1.84
8	145,817	18,452	3,233,576	2,148,891	69,515	3.69	0.83	2.23
9	163,383	35,305	3,880,458	2,479,345	130,568	3.79	0.92	3.51
10	238,593	47,295	5,775,945	3,354,028	246,880	3.94	0.83	4.38

<표 III-14> 전체가구의 소득 10분위별 소득 및 소비(2003년 월평균)

(단위: 원, %)

분위	이전소득	정부 이전소득	시장소득	소비	조세	이전 소득	정부 이전소득	조세
1	96,541	55,683	728,618	1,064,871	10,022	11.89	6.79	1.27
2	106,320	51,966	1,430,466	1,152,842	10,633	7.33	3.30	0.71
3	110,441	52,724	1,783,832	1,274,853	16,386	5.99	2.78	0.96
4	96,762	36,572	2,088,317	1,504,509	23,773	4.53	1.59	1.10
5	99,957	31,927	2,378,191	1,627,561	31,630	4.24	0.92	1.34
6	117,275	47,820	2,702,334	1,808,863	40,061	3.93	1.68	1.52
7	82,352	27,976	3,067,636	2,006,975	59,966	3.13	1.03	1.89
8	95,635	34,796	3,558,652	2,309,628	83,237	2.44	0.73	2.48
9	107,085	36,313	4,235,692	2,634,302	123,854	2.21	0.70	3.10
10	210,109	62,644	6,234,890	3,546,827	233,246	3.41	0.98	4.31

3. 소득분배 효과

가. 도시가계

지니계수로 분석한 자료를 보면 이전소득 효과보다는 세금에 의한 소득분배 개선효과가 훨씬 더 큰 것으로 나타나고 있다. 반면 소득분배 개선에 있어서 이전소득 효과는 1998년을 전후로 해서 이전에는 거의 미미하였는데 최근에는 급격히 증가하고 있다. 즉, 2001년의 경우 이전소득으로 인한 소득분배 개선 정도는 -0.84%, 2002년에는 -0.86%로 거의 비슷했으나 2003에는 -0.93%로 다소 증가하였다. 반면 세금효과는 2001년에서 2002년에는 -2.60%에서 -3.15%로 다소 높아졌으나, 2003년에는 -2.46%로 낮아졌다. 전체적으로 보면 이전소득으로 인한 소득분배 개선효과가 높아져 정부의 이전 및 세금으로 인한 총 효과가 2001년의 -3.47%에서 2002년

III. 소득세 및 이전지출 69

에는 -4.01%로 다소 높아졌으나 2003년에는 다시 낮아져서 -3.42%를 나타냈다. 한편 정부의 개입으로 인한 소득분배 개선의 결과를 시계열로 비교하면, 지니계수가 2001년에 0.24677에서 2002년에 0.24179로 감소하여 소득분배가 개선되었으나 2003년에는 0.25311로 증가하여 분배가 더 악화된 것으로 나타났다.

<표 III-15> 도시가구에 대한 재정효과(지니계수 비교- t/\sqrt{n} 이용)

구 분	시장소득	이전소득 효과	연금 효과	사회보장 효과	세금 효과	총효과
	A-B	A	A-B+C	A-B+D	A-B-F	A-F
1993	0.23134	0.23091 (-0.19)			0.2256 (-2.48)	0.22516 (-2.67)
1994	0.24029	0.24014 (-0.06)			0.23412 (-2.57)	0.23397 (-2.63)
1995	0.23709	0.23657 (-0.22)			0.23026 (-2.88)	0.22971 (-3.11)
1996	0.24658	0.2466 (0.01)			0.23966 (-2.81)	0.23969 (-2.79)
1997	0.24279	0.24264 (-0.06)			0.23665 (-2.53)	0.23654 (-2.57)
1998	0.27011	0.26956 (-0.20)	0.26987 (-0.09)	0.26977 (-0.13)	0.26309 (-2.60)	0.2625 (-2.82)
1999	0.25451	0.25302 (-0.59)	0.25401 (-0.20)	0.25333 (-0.46)	0.24751 (-2.75)	0.24594 (-3.37)
2000	0.27044	0.26904 (-0.52)	0.27009 (-0.13)	0.26936 (-0.40)	0.26437 (-2.24)	0.2629 (-2.79)
2001	0.25564	0.25349 (-0.84)	0.25509 (-0.22)	0.254 (-0.64)	0.249 (-2.60)	0.24677 (-3.47)
2002	0.2519	0.24973 (-0.86)	0.25137 (-0.21)	0.25019 (-0.68)	0.24397 (-3.15)	0.24179 (-4.01)
2003	0.26207	0.25963 (-0.93)	0.26134 (-0.28)	0.26033 (-0.66)	0.25561 (-2.46)	0.25311 (-3.42)

주: 1) 총소득 = A, 공공부문 이전소득 = B (=C+D), C= 연금소득, D= 연금 이외 공공부문 이전소득, F=조세 및 공적연금 기여금

2) 괄호안은 재정지출로 인한 소득의 시장소득 대비 지니계수 변화 비율(%)

3) 1997년 이전은 연금과 사회보장으로 구분된 자료가 존재하지 않음.

나. 농촌가계

지니계수로 분석한 자료를 보면 농촌가계는 도시가계와는 달리 정부지출에 의한 이전소득은 소득분배를 개선한 반면 세금은 거의 효과를 발휘하지 않은 것으로 나타나고 있다. 세금효과를 구체적으로 보면, 지니계수 수치가 2000년과 2001년에 시장소득기준 대비 각각 0.21%, 0.14% 증가하였으며 2003년에는 -0.07%로 줄어들었다. 전체 분석기간 동안 농촌의 경우 세금은 2003년을 제외하고는 지속적으로 소득분배를 악화시킨 것으로 나타나고 있다. 이러한 원인은 농촌분야에 대한 세금의 경우 농가소득에 기초하는 직접세는 거의 없는 반면 영업 규모와 관련된 세금만 있기 때문인 것으로 판단된다.

<표 III-16> 농촌가구에 대한 재정효과(지니계수 비교- y/\sqrt{N} 이용)

구분	시장소득	이전소득 효과	세금 효과	총효과
	A-B	A	A-B-F	A-F
1993	0.31354		0.31383	
1994	0.31753		0.31776	
1995	0.32059		0.32061	
1996	0.32721		0.32742	
1997	0.32643		0.32702	
1998	0.34504		0.34569	
1999	0.35187		0.35315	
2000	0.34053	0.33681 (-1.09)	0.34123 (0.21)	0.33747 (-0.90)
2001	0.34726	0.34131 (-1.71)	0.34799 (0.21)	0.34198 (-1.52)
2002	0.36825	0.35994 (-2.26)	0.36875 (0.14)	0.36039 (-2.13)
2003	0.37965	0.36098 (-4.92)	0.37939 (-0.07)	0.36055 (-5.03)

- 주: 1) 총소득 = A, 공공부문 이전소득 = B, 조세 = F
 2) 괄호안은 재정지출로 인한 소득의 시장소득 대비 지니계수 변화 비율(%)
 3) 1999년 이전은 정부이전 자료가 존재하지 않고 기타보조가 존재하지만, 정부이전 수치보다 매우 커서 정부이전 자료로 대신 사용하기 곤란.

2000년 이후 세금효과와 이전소득효과를 모두 고려했을 경우에 시장소득기준 대비 지니계수를 비교해 보면, 소득분배가 지속적으로 개선된 것으로 나타나고 있다. 특히 2003년에는 이전소득효과가 매우 커서 분배를 크게 개선하고 있는 것으로 나타나고 있다. 이전소득의 분배개선 효과는 2001년과 2002년의 경우 -1.71%, -2.26%로 나타나고 있고, 2003년에는 -4.92%로 대폭 개선된 것으로 조사되었다. 이는 2003년도 공적보조금에 2002년까지 포함되지 않았던 연금(국민연금, 공무원연금, 농어민연금)이 포함되면서 대폭 개선되는 결과를 가져온 것으로 보인다. 결과적으로 농촌의 경우는 정부의 소득이전으로 상당부분 시장소득의 불평등도를 개선하고 있으나, 조세는 그 정도가 거의 미미한 수준이기 때문에 전체적인 효과로는 불평등도를 미약하게 개선하고 있다. 한편 농촌가구의 경우 2000년 이후 정부의 개입에도 불구하고 소득 불평등도는 점점 더 심화되고 있는 것으로 나타났다.

다. 전체가구

<표 III-17>을 보면, 외환위기 이후 시점인 1998년 지니계수가 대폭 증가하여 소득분배가 악화되었던 것으로 나타났다. 이후 1999년에 다시 소득분배의 불균형이 완화되었으나, 2000년에 다시 악화된 후 2001년부터 2002년까지 약간 완화되었다가 다시 2003년에 소득분배가 악화되었다. 이전소득 효과는 1996년과 1997년을 제외하고는 소득분배의 불균형을 완화시켰으며, 2003년에는 지니계수가 시장소득기준 대비 -1.96% 낮아졌다. 세금 효과는 분석대상기간 동안 계속하여 소득분배를 개선하는 역할을 하였으며, 2003년에는 지니계수가 -2.11% 낮아졌다. 결과적으로 정부 이전소득 및 세금으로 소득분배를 개선시켰지만, 시장소득의 악화 정도가 더 빨라 전체적인 소득분배는 악화된 것으로 나타나고 있다.

다음으로 전체 가구의 경우를 가계소비실태조사를 이용한 경우와 비교해보도록 한다. 박찬용(2002) 등이 2인 이상 도시근로자 가구를 기준으로 추정된 지니계수는 2000년도 시장소득의 경우 0.309로 나타나고 있다. 반면 본 연구에서는 2000년도 기준으로는 0.279이다. 가계소비실태조사와 도시가계 및 농가통계의 자료가 포괄하는 범위가 서로 다르므로 양자를 직접적으로 비교할 수는 없다. 그러나 그 차이가 나타나는 원인은 대략적으로 파악할 수 있다. 즉, 도시 및 농가통계 자료는 1인 가구를 포함시키지 않으므로 1인 가구의 소득이 낮은 경우에는 1인 가구를 포함시키면 지니계수가 커질 수 있다. 형평화지수를 사용하는 경우도 지니계수를 변화시킨다.

<표 III-17> 전체가구(도시, 농촌)에 대한 재정효과
(지니계수 비교- Y/\sqrt{N} 이용)

구분	시장소득	이전소득 효과	세금 효과	총효과
	A-B	A	A-B-F	A-F
1993	0.26608	0.26606 (-0.01)	0.26178 (-1.62)	0.26174 (-1.63)
1994	0.2744	0.27434 (-0.02)	0.2706 (-1.38)	0.27053 (-1.41)
1995	0.26049	0.26014 (-0.13)	0.25435 (-2.36)	0.25397 (-2.50)
1996	0.27384	0.27398 (0.05)	0.26849 (-1.95)	0.26863 (-1.90)
1997	0.27527	0.27534 (0.03)	0.27012 (-1.87)	0.27019 (-1.85)
1998	0.28052	0.28019 (-0.12)	0.27449 (-2.15)	0.27412 (-2.28)
1999	0.26854	0.26732 (-0.45)	0.26262 (-2.20)	0.26131 (-2.69)
2000	0.28295	0.28114 (-0.64)	0.27728 (-2.00)	0.27541 (-2.66)
2001	0.27227	0.26939 (-1.06)	0.26615 (-2.25)	0.26324 (-3.32)
2002	0.27085	0.26752 (-1.23)	0.26503 (-2.15)	0.26169 (-3.38)
2003	0.28563	0.28004 (-1.96)	0.27961 (-2.11)	0.27403 (-4.06)

주: 1) 총소득 = A, 공공부문 이전소득 = B, 조세 = F

2) 괄호안은 재정지출로 인한 소득의 시장소득 대비 지니계수 변화 비율(%)

3) 농가는 1999년 이전이 포함되지 않은 상태.

IV. 순수공공재 재정지출

1. 이론모형

주로 중앙정부가 제공하는 국방, 사법, 치안, 외교 등의 공공서비스 및 재화는 비경합성(non-rivalry)⁷⁾과 비배제성(non-excludability)⁸⁾이라는 특성을 지닌다. 또한 공공서비스 및 재화 공급으로 인한 편익이 모든 국민에게 전반적으로 귀속되며, 이러한 공공서비스 및 재화를 순수공공재(pure public goods)라 한다. 앞에서 살펴본 바에 따르면 순수공공재와 정부에 대가를 일부 치러야 하는 재화의 경우 시장가격이 없거나 부적절하므로 편익추정 및 가격추정을 할 필요가 있다.

기존의 연구에 따르면 순수공공재의 편익을 측정하기 위한 다양한 방법이 존재한다. 첫째 방법은 순수공공재는 모든 사람에게 같은 양이 소비되고 가격도 누구에게나 동등하다고 보는 것이다. 이러한 접근방식에 따르면 순수공공재에 대한 지출은 소득계층별로 절대 규모가 동일하게 분배된다. 둘째 방법은 순수공공재가 존재하지 않는 경우 손실의 규모를 추정하는 방식이다. 예컨대, 치안 서비스가 없는 경우 도둑이 침입하였을 때 발생하는 재산피해를 기준으로 한다. 또는 사설 치안 서비스의 구입 규모를 기준으로 하기도

7) 비경합성이란 어떤 개인의 공공재 소비가 다른 개인의 소비가능성을 감소시키지 않으므로 공공재를 소비하기 위하여 서로 경쟁할 필요가 없음을 의미한다.

8) 비배제성이란 공공재의 공급이 이루어지고 나면 비용을 부담하지 않은 개인이라고 할지라도 공공재의 소비에서 배제할 수 없는 특성을 의미하며, 이로 인하여 무임승차자의 문제(free-rider's problem)가 발생한다.

한다. 이러한 접근에 의하면 소득, 더 정확히 표현하면 자산이 커질수록 공공재 편익의 절대 규모가 증가할 것이다. 확정된 원칙은 없지만 대체로 소득 크기와 순수공공재 편익 규모가 비례한다고 보는 것이다. 셋째 방법은 순수공공재를 민간 경제활동에 대한 중간재로 파악하는 것이다. 국방이나 치안이 불안정하다면 민간의 경제활동은 크게 위축될 것이다. 따라서 정부가 공공재를 공급하는 것은 민간의 생산활동을 보조해 주는 것이라고 할 수 있다. 이 경우 민간이 생산한 재화와 용역의 가치에는 공공재의 편익이 포함되어 있다고 할 수 있다. 이러한 접근에 의하면 순수공공재의 편익은 대체로 민간재 소비량에 비례하여 분배된다고 할 수 있다. 따라서 순수공공재의 소득계층별 편익분배는 소득계층별 민간재 소비규모에 비례하게 된다. 넷째 방식은 순수공공재의 가치를 소득이나 민간재의 가치로 표시하는 것이다. 이 방식에서는 순수공공재의 소비량은 동일하고 각 개인이 느끼는 순수공공재의 가격은 다르게 나타난다. 순수공공재의 가치를 소득으로 변환하는 방법이 본고의 모형과 부합하므로 본 연구에서는 네 번째 접근방식을 사용한다.

순수공공재에 대한 정부지출이 소득계층별로 어떻게 배분되는지를 경제학적 접근을 통해 알아보기 위해서는 두 가지 단계를 거쳐야 한다. 먼저 이론적인 모형경제를 설정하여 분석하여야 하고, 또한 이를 바탕으로 실증분석을 하여 각 소득계층별 재정귀착 정도를 계산하여야 한다. 재정귀착을 계량경제학적인 방법으로 실증분석하기 위해 사용하는 가장 간단한 경제모형은 가계와 정부로 이루어진 단순경제(a simple economy)이다. 정부는 가계로부터 조세를 걷어 순수공공재(a pure public good)를 제공한다. 민간 가계부문은 조세를 내고 남은 가치분소득으로 사적재화(private goods)를 소비한다. 물론 소비와 정부지출로 이루어진 총수요를 기업이 생산하여 제공하는 것을 암묵적으로 상정한다.

단순경제를 분석하는 고전적 방법은 가계의 효용극대화 문제의 균형조건을 구하는 것이다. 균형조건은 순수공공재와 사적재화간의 가격비가 한계대체율(marginal rate of substitution)과 같음을 나타낸다. 이를 이용하면 순수공공재 제공의 기회비용(opportunity cost)으로서의 사적재화의 가치를 구할 수 있다. 즉, 정부가 순수공공재를 제공하는 것의 기회비용으로서의 사적재화의 가치를 정부가 민간가계에 일종의 수익으로서 이전지출한다고 생각하는 것이다. 그런데 순수공공재와 사적재화간의 한계대체율을 역사적인 데이터를 이용하여 계량경제학적인 방법으로 분석하기 위해서는 한계대체율 또는 이에 상응하는 개념인 대체탄력성(a substitution elasticity)이 상수(constant)임을 가정하여야 한다. 소위 재정지출의 귀착에 대한 이론적, 실증적 연구의 기본을 형성하는 Aaron and McGuire (1970)와 Maital(1973) 등에서 제시된 단순경제모형은 대체탄력성이 일정한 상수를 갖게 하기 위하여 가법적으로 가분적인 (additively separable) 효용함수를 가정하고 있다. 가법적으로 가분적인 효용함수는 각 소비재의 효용치에 대한 영향이 가분적이어서 한계효용(지표)이 가분적임을 의미한다. 또한 가법적이기 때문에 각 소비재의 한계효용(지표)의 합이 전체 한계효용과 같다. 물론 Maital(1973)에서 제기되었듯이 이러한 가분성의 반례는 흔하지만⁹⁾ 공공재와 사적재 사이에 상호중립적인 관계를 상정하는 가분성의 가정은 분석의 편리를 위해 피할 수 없다.

이하에서는 단순경제에서 가계의 선호체계가 공공재와 사적재화로부터의 효용이 가법적으로 가분적인 효용함수(additively separable utility function)로 대표될 수 있다고 가정하기로 한다. 이러한 효용함수의 대표적인 특징은 순수공공재의 한계효용 또는

9) Maital에 의해 제시된 두 가지 예를 생각할 수 있다. 먼저 자동차와 공공원을 들 수 있는데 상호보완적인 관계가 있다. 그리고 공공도서관과 사적 서커스를 들 수 있는데 상호대체적이다.

한계효용지표가 오로지 순수공공재에만 의존하며 사적재화의 한계효용 또는 한계효용지표가 오로지 사적재화에만 의존한다는 것이다. 이 때 두 개의 한계효용 또는 한계효용지표의 비율이 한계대체율이 된다.

가. 모형경제

두 재화, 즉 사적재화(z)와 순수공공재(y)가 있는 단순경제를 고려해 보자¹⁰⁾. 단순경제의 경제주체인 가계가 사적재화와 순수공공재에 대해 갖는 선호체계가 미분가능(differentiable)하고 단조증가(monotonically increasing)하며 오목(concave)한 효용함수 U^i 로 표현될 수 있다고 가정하자. 또한 가계는 사적재화 w_i 만큼을 소득으로 갖고 있어서 두 재화를 소비하기 위한 원천적인 재원으로 삼는다고 가정하자.

분석의 편리를 위해 가계를 소득수준에 따라 I 개의 소득계층으로 분류하고, 각 소득계층 내의 가계들은 동일한 소득을 갖는다고 가정한다. 따라서 이하에서는 각 소득계층에 속한 대표가계만을 분석할 수 있다. 가계의 효용함수는 앞에서와 같이 가법적으로 가분적(additively separable)이라고 가정한다. 그러면 각 재화의 한계효용은 다른 재화의 소비량에 영향을 받지 않는다.

단순경제의 또 다른 경제주체인 정부는 사적재화 z 를 투입하여 순수공공재 y 를 생산하여 제공하는데, 이 생산기술이 생산함수 g 로 다음과 같이 표현된다고 가정한다.

$$y = g(z), \quad g' > 0, \quad g'' < 0 \quad \text{식 (IV-1)}$$

10) 물론 이하의 분석결과 대부분이 사적재화의 숫자가 여럿일 때에도 성립한다.

정부는 가계로부터 사적재화 부존양의 일부를 조세로 걷어 순수공공재 생산 및 제공에 사용한다. 따라서 단순경제에서 가계 i 는 소득 w_i 에서 조세를 내고 남은 가처분소득 x_i 와 정부로부터 반대급부로 제공받은 순수공공재 y 로부터 효용 $U^i(x^i, y)$ 를 얻는다.

다음으로 이러한 단순경제하에서 과연 어떠한 생산, 배분, 소비가 이루어지는지를 분석하기로 한다. 먼저 각 소득계층의 효용의 합을 재화부존의 제약에서 극대화하는 사회설계자의 문제를 살펴보기로 한다. 이는 공리주의적인 사회후생함수의 존재를 의미한다. 그러면 사회설계자의 극대화문제의 목적함수는 다음과 같이 표현된다.

$$\text{Max } \sum_{i=1}^I \alpha^i U^i(x^i, y) \quad \alpha^i \geq 0, \quad i=1, 2, \dots, I \quad \text{식 (IV-2)}$$

사회설계자의 제약은 다음의 식 (IV-3)과 같다. 첫 번째 열은 사적재화의 총부존양, 즉 모든 가계의 소득의 합 w 의 제약만큼 가계의 소비로 사용되거나 순수공공재의 생산에 사용되어야 함을 의미한다. 두 번째 열은 순수공공재 생산의 제약을 나타낸다. 세 번째 열은 재화의 양이 비음이어야 함을 의미한다.

$$\begin{aligned} \text{subject to } \quad & \sum_{i=1}^I x^i + z \leq w \\ & y \leq g(z) \\ & x^i \geq 0, \quad y \geq 0, \quad z \geq 0, \quad i=1, 2, \dots, I \end{aligned} \quad \text{식 (IV-3)}$$

식 (IV-2)와 식 (IV-3)으로 이루어진 사회설계자의 극대화문제의 1계 조건을 도출하면 다음의 식 (IV-4)와 같다.

$$\sum_{i=1}^I \frac{\partial U^i / \partial y}{\partial U^i / \partial x^i} = \frac{1}{g'} \quad \text{식 (IV-4)}$$

식 (IV-4)를 Bowen-Lindahl-Samuelson조건이라 부르는데, 이 조건을 만족하는 배분을 파레토최적배분이라고 한다. BLS조건은 모든 가계의 순수공공재와 사적재화의 (소비에 있어서의) 한계대체율을 합한 값이 (생산에 있어서의) 순수공공재와 사적재화의 한계변환율과 같다는 것을 의미한다.

1) 린달(Lindahl) 균형

단순경제에 시장기구의 특성인 가격변수가 도입되었을 경우를 분석하는 유용한 도구로써 린달균형을 생각할 수 있다. 린달균형은 분권화된 의사결정을 상정한다. 먼저 모든 가계가 예산제약을 만족하면서 효용극대화를 추구한다. 공공재 제공을 담당하는 정부는 가계의 자발적 공헌을 거두어 비용을 청산한다.

린달균형은 하나의 사적재화(z)와 I 개의 개별화된 순수공공재로 이루어진 가상적 경제를 상정하고, 각 재화에 가격변수를 통한 시장경쟁기구를 도입하여 시장균형을 취한 것이다. I 개로 개별화된 순수공공재는 결합되어(jointly) 생산되어야만 하고 함께 소비되어야만 한다. 즉, I 개로 개별화된 순수공공재의 수요량이 y 로 같아야 한다.

가계 i 는 자신에게 개별화된 순수공공재에 대해 개별화된 가격 p^i 를 자발적인 공헌으로 지불하여야만 소비할 수 있다고 상정하고, 사적재화의 가격은 1로 정규화하여 순수공공재 구입 후의 가치분소득으로 해석할 수 있다고 가정한다. 그러면 주어진 소득 w_i 의 예산제약하에서 가계 i 는 다음과 같은 효용극대화 문제를 푼다고 정

식화할 수 있다.

$$\text{Max } U^i(x^i, y) \quad \text{식 (IV-5)}$$

$$\begin{aligned} \text{subject to } w^i - x^i - p^i y &\geq 0 \\ x^i &\geq 0, \quad y \geq 0 \end{aligned} \quad \text{식 (IV-6)}$$

여기서 x^i 는 사적재화 수요량을, y 는 순수공공재 수요량을, w 는 사적재화 부존양을, p^i 는 순수공공재에 대한 자발적인 공헌을 나타낸다. 식 (IV-6)의 첫 번째 열은 예산제약식을 나타낸다. 두 번째 열은 모든 재화의 소비량이 비음이 아님을 의미한다.

식 (IV-5)와 식 (IV-6)에 의해 구성된 최적화문제의 1계 균형조건을 구하면 다음의 식 (IV-7)과 같다.

$$\frac{\partial U^i / \partial y}{\partial U^i / \partial x^i} = p^{i*}, \quad i = 1, 2, \dots, I \quad \text{식 (IV-7)}$$

식 (IV-7)은 가격 i 가 개별화된 순수공공재에 대해 지불하고자 하는 공헌의 값이 순수공공재와 사적재화의 (소비에 있어서의) 한계대체율과 같음을 의미한다. 식 (IV-7)을 모든 가격에 대해 합하면 등식의 좌측은 식 (IV-4)의 BLS조건의 좌측과 같다. 따라서 린달균형에서는 모든 가격의 순수공공재 소비에 대한 자발적인 공헌의 합이 (생산에 있어서의) 순수공공재와 사적재화의 한계변환율과 같다는 것을 알 수 있다. 생산함수 g 가 항등함수라고 가정하여 사적재화가 곧 순수공공재로 사용된다고 가정하면 모든 가격의 자발적 공헌의 합이 1이다. 이것은 순수공공재가 없고 사적재화만 있는

순수교환경제에서 도출되는 시장균형과 다른 특징이다. 순수교환경제에서는 각 가계가 지불하는 (정규화된) 가격이 1이다.

분석의 편리성을 위해 생산함수 g 가 항등함수임을 계속 가정하면 린달균형의 1계조건 식 (IV-7)과 사회설계자문제의 1계조건 식 (IV-4)가 같음을 쉽게 알 수 있다. 즉, 린달균형에 따른 배분이 파레토최적배분인 것이다. 이것은 소위 후생경제학 제1정리(the first fundamental theorem of welfare economics)가 본고에서 분석한 단순경제에도 적용되기 때문이다¹¹⁾.

파레토최적배분이 정보와 의사결정이 중앙집권적일 경우에 이상적인(ideal) 배분으로 인식되는 반면, 린달균형배분은 정보와 의사결정이 분권적일 경우에 이상적인 배분으로 간주된다. 사적재화들만 있는 순수교환경제에서 시장기구에 의해 정보와 의사결정이 분권적으로 이루어져 개인의 효용극대화과 시장청산이 보이지 않는 손에 의해 달성될 수 있듯이, 순수공공재가 존재하는 경우도 의사결정과 정보교환이 분권적으로 이루어져 개인의 효용극대화과 시장청산이 이루어질 수 있음을 보여준 것이다.

그러나 린달균형이 이상적인 시장균형 개념으로 직관적으로 유의미하지만 단점도 있다. 즉, 현대경제학의 관점에서 볼 때 부각되는 문제점은 린달균형의 시행이 과연 가능한가이다. 분권화된 의사결정에서 발생하는 정보의 분권화를 극복하기 위해 사적정보의 상호교환이 이루어질 때 과연 경제주체들이 참된 정보를 제공할 유인체계를 만들어 린달균형 배분을 결과하게끔 할 수 있느냐의 문제이다¹²⁾.

11) Laffont(1988)에서는 직접 이를 증명하였다.

12) 순수공공재의 경우 경제주체간의 협조(coordination)과정이 사적재화만 있는 경우의 일반경쟁균형에서 상정하는 가격을 통한 협조보다 더 큰 협조를 요구한다. Laffont(1988)에 의하면 이를 구체적으로 정식화하는데 적어도 두 가지 접근방법이 있는데, 하나는 계획과정(planning procedures)이고 또 하나는 정치경제균형(politico-economic equilibrium)

나. 귀착비율과 대체탄력성간의 관계

이하에서는 단순경제모형의 린달균형을 상정할 때 분권화된 의사결정과정에서 제기되는 유인(incentive compatibility)문제가 시행가능한 제도를 통해 해결된다고 가정한다. 또한 현실경제의 균형이 단순경제모형의 균형에 빠른 속도로 수렴한다고 가정한다. 그러면 린달균형의 요체인 ‘모든 가계의 공공재 소비량은 동일하다’는 특성을 이용하여 순수공공재수익의 소득계층간 귀착비율을 계산할 수 있다.

또한 모든 가계의 ‘소득의 한계효용의 소득탄력성’이 일정한 상수라고 가정한다. 이는 각 소득계층의 대표가계가 일정한 상수인 ‘소득의 한계효용의 소득탄력성’을 갖는다는 가정보다 강한 것이다. 물론 근본적인 가정인 모든 가계의 효용함수가 가법적으로 가분적임을 계속 가정한다.

린달균형의 특성은 모든 가계의 공공재 소비수준이 같다는 것이다. 이 특성을 이용하여 순수공공재 제공에 따른 소득계층간 귀착비율을 도출할 수 있다. 구체적으로 살펴보기 위해 심상달(1988)과 같이 무차별곡선을 이용하기로 한다¹³⁾. [그림 IV-1]에서는 분석의 편의를 위해 두 개의 소득계층만을 표시하였다. 또한 린달균형 배분을 나타내는 두 소득계층의 소비점들을 지나는 무차별곡선을 각각 표시하였다.

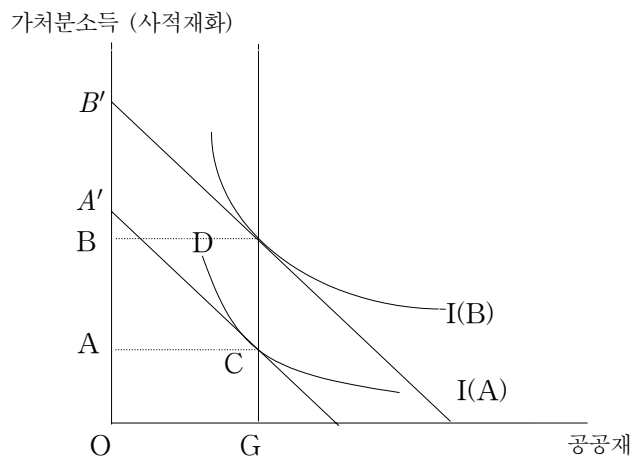
상위소득계층의 소비점이 D, 하위소득계층의 소비점이 C이다. 린

이다. 시간적인 동태성(dynamics)을 도입한 계획과정은 학습이론과 연계하여 다양한 형태의 제도(mechanism)를 제시하였다. 한편 정부의 예산제약을 도입하여 게임을 구성하고 게임이론의 균형을 제시한 정치경제균형은 그 배분점이 파레토최적배분임을 증명할 수 있다. 사적정보(private information)를 갖는 분권화된 의사결정기구와 경제배분기구의 시행가능성을 린달균형에 적용하여 분석한 경제이론 중에서 린달균형 배분을 시행가능하게 하는 방법을 제시한 것으로 Kim(1993), Peleg(1996), Tian(2000), Chen(2002) 등이 있다.

13) 이하의 논의는 대부분 심상달(1988)을 따른다.

달균형의 특성으로 인해 소비점 C와 D는 동일한 양 OG의 공공재를 나타낸다. 두 소비점을 지나는 무차별곡선을 각각 I(A)와 I(B)라고 하자. 즉, 공공재의 수량이 OG이고, 하위소득계층 대표가계의 가치분소득이 OA, 상위소득계층 대표가계의 가치분소득이 OB이다. 두 소비점을 지나는 무차별곡선에 접선을 그어 세로축과 만나는 점, 즉 세로절편을 각각 A', B'라고 하자. 이때 하위소득계층 대표가계의 접점 C에서의 무차별곡선의 기울기, 즉 접선 A'C의 기울기는 린달균형의 소폭 변화에 대해 하위소득계층 대표가계가 갖는 순수공공재와 가치분소득(사적재화)과의 한계대체율이다. 이 한계대체율은 린달균형이 소폭 변화할 때 하위소득계층의 대표가계가 순수공공재 한 단위를 가치분소득으로 환산한 가치를 의미한다. 그림에서 린달균형배분의 순수공공재수량 OG를 그 가치로 곱하면 하위소득계층 대표가계가 순수공공재수량 OG에 대해 갖는 가치분소득가치의 근사치로 생각할 수 있다. 그러면 AA'는 하위소득계층 대표가계의 OG단위의 순수공공재의 소비에 대한 편익을 가치분소득으로 표시한 것이 된다.

[그림 IV-1] 순수공공재의 편익



주: 두 접선이 평행하지 않음.

이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$AA' = A'C \text{의 기울기 } [MRS(C)] \cdot OG \quad \text{식 (IV-8)}$$

동일한 방식을 사용하면, BB'는 상위소득계층 대표가계의 OG단위의 순수공공재의 소비에 대한 편익을 가처분소득으로 표시한 것이 된다.

$$BB' = B'D \text{의 기울기 } [MRS(D)] \cdot OG \quad \text{식 (IV-9)}$$

여기서 AA', BB'는 동일 수준의 순수공공재 제공으로부터 하위 소득계층과 상위소득계층의 대표가계가 각각 수취하는 편익이라고 할 수 있다. 그 수취하는 편익의 비율을 식 (IV-8)과 식 (IV-9)를 이용하여 구하면 다음과 같은 식을 도출할 수 있다.

$$\frac{AA'}{BB'} = \frac{A'C \text{ 기울기}}{B'D \text{ 기울기}} = \frac{MRS(C)}{MRS(D)} \quad \text{식 (IV-10)}$$

각 소비점에서 무차별곡선의 기울기 또는 한계대체율은 공공재의 한계효용과 가처분소득(사적재화)의 한계효용의 비율이기 때문에 식 (IV-10)은 식 (IV-11)의 첫째 등식이 된다. 이때 $MU(OA)$, $MU(OB)$ 는 가처분소득수준 OA 및 OB에서의 한계효용을, $MU(OG)$ 는 순수공공재수준 OG의 한계효용을 나타낸다. 물론 가법적인 가분성의 가정으로 인해 각 재화의 한계효용은 타 재화에 영향을 받지 않는다.

$$\frac{AA'}{BB'} = \frac{MU(OG)}{MU(OA)} \bigg/ \frac{MU(OG)}{MU(OB)} = \frac{MU(OB)}{MU(OA)} \quad \text{식 (IV-11)}$$

식 (IV-11)의 둘째 등식은 린달균형에서 제공되는 순수공공재수량이 항상 동일하기 때문에 성립한다. 식 (IV-11)의 경제학적 의미는 ‘순수공공재 제공에 따른 소득계층간 편익의 비율은 소득계층간 가치분소득의 한계효용의 비율과 역관계’라는 것이다.

그리고 린달균형에서 순수공공재 소비량이 일정하다는 특징을 이용하면 [그림 IV-1]에서 GD연장선을 따라 소폭 이동할 때 한계대체율 또는 무차별곡선의 기울기가 변하는 정도가 순수공공재와 가치분소득(사적재화)의 대체탄력성($-\sigma$)의 역수가 된다. 또한 가법적인 가분성을 갖는 효용함수를 가정하였기 때문에 이 대체탄력성의 역수가 소득의 한계효용의 소득탄력성(ϕ)이 된다¹⁴).

결론적으로 모든 가계의 소득의 한계효용의 소득탄력성이 일정한 상수라는 가정을 하면, 이 상수(ϕ)가 순수공공재 공여의 소득계층간 배분비율이 된다. 이 ϕ 값이 1보다 클 경우에는 순수공공재의 편익이 가치분소득에 누진적으로 배분되고, 1보다 작을 경우에는 역

14) 소득이 1% 증가함에 따라 무차별곡선의 기울기가 $\phi\%$ 증가한다고 하자.

$$\text{이러한 경우에 } \phi = - \frac{\Delta MRS}{MRS} / \frac{\Delta Y}{Y} \quad \text{식 (IV-13)}$$

가 되며, Y 는 가치분소득(혹은 사적재)을 말한다. 이 선에서 공공재 수준(G)이 고정되므로 식 (IV-13)은

$$\phi = - \frac{\Delta MRS}{MRS} / \frac{\Delta Y/G}{Y/G} = -1/\sigma \quad \text{식 (IV-14)}$$

σ 는 공공재와 사적재의 대체탄력성이다.

이와 같이 ϕ 는 공공재와 사적재의 대체탄력성의 역수가 됨을 알 수 있다.

GD 연장선상에서 공공재의 양이 고정되고 $MU(G)$ 가 소득에 영향을 받지 아니하므로 $MU(G)$ 는 고정된다. 따라서

$$\frac{\Delta MRS}{MRS} = \Delta (MU(Y)/MU(G)) / (MU(Y)/MU(G)) = \Delta MU(Y)/MU(Y) \quad \text{식 (IV-15)}$$

그리고 식 (IV-14)를 다시 정리하면,

$$\phi = - \frac{\Delta MU(Y)}{MU(Y)} / \frac{\Delta Y}{Y} = -1/\sigma \quad \text{식 (IV-16)}$$

이와 같이 ϕ 는 소득의 한계효용의 소득탄력성이 된다.

진적으로 배분된다. 예를 들어 효용함수가 $U = AY^{1-\phi} + BG^\alpha$ 로 가법적으로 가분적인 경우 (단 보통 ϕ 값이 1보다 크기 때문에 이때 A가 음수라고 가정함) 가치분소득의 한계효용은 $MU_Y = A(1-\phi)/Y^\phi$ 이며, 소득의 한계효용의 소득탄력성은 ϕ 이다.

따라서 이상의 자료를 이용하여 이중로그수요체계로부터 다음과 같이 추정할 수 있다. 순수공공재의 소득계층간 귀착비율은 식 (IV-11)과 같이 가치분소득의 한계효용의 비율의 역수이다. 여기에서는 $A(1-\phi)$ 가 결국 상수로 분모, 분자에서 상쇄되기 때문에, 결국 순수공공재 제공으로부터의 편익이 소득계층간에 귀착되는 비율은 가치분소득의 비율에 ϕ 를 지수승한 값과 같다.

다. 대체탄력성의 계산

여러 재화가 있는 경우 예산제약하에서 효용극대화를 추구하는 가계의 의사결정에 따라 각 재화의 소비량 또는 지출액을 소득과 가격의 함수로 표현한 연립방정식 체계를 수요함수체계 또는 지출체계라 한다. Frisch(1959)와 Houthakker(1960) 등의 수요분석에서 주된 가정은 대표가계가 가법적인 효용함수(additive utility function)를 가진다는 것이다. 이러한 효용함수로부터 도출되는 수요함수체계, 또는 지출체계에서는 계수가 소득탄력성과 가격탄력성이 될 뿐만 아니라 이 탄력성들이 일정한 상수가 된다. 따라서 보통 계량분석에서는 가법성을 가정한다.

Sato(1972)는 효용함수를 일반적인 상수대체탄력(CES; Constant Elasticity of Substitution)함수로 가정하여도 소득탄력성과 가격탄력성이 상수임을 증명하였다. 따라서 수요분석을 실행하는 이론적 가정으로 CES함수가 사용될 수 있다. 이하에서는 심상달(1988)과 같이 Sato(1972)의 분석기법을 이용하려고 한다. Sato(1972)의 논

의를 실용적인 계량분석에 사용하려 하는 또 다른 이유는, 소비체계에서 도출할 수 있는 전반적인 대체탄력성($-\sigma$)이 소득의 한계효용의 소득탄력성(ϕ)을 구하는 데 사용될 수 있음을 확증하였기 때문이다. Sato(1972)에 의하면, Frisch(1959)는 효용함수가 가법적일(additive) 경우 효용함수로부터 수요함수를 도출하는 과정이 상당히 간단해진다는 것을 보였다. 재화가 n 개 있을 경우 n 개의 소득탄력성(이 중 1개는 예산제약을 이용하여 나머지로부터 구할 수 있음)과 '소득의 한계효용의 소득탄력성'으로부터 n 개의 가격탄력성이 도출될 수 있음을 보였다. Sato(1972)는 이후의 기존 실증연구에서 채택한, $n+1$ 개의 소득탄력성이 상수라는 가정이 일반적인 CES함수에 의해서도 만족됨을 보였다. Sato(1972)는 효용함수가 가법적이고 가계가 소득을 모두 지출한다고 가정하면, 수요함수가 다음의 이중로그(double-log) 형태를 갖는다는 것을 수리적으로 제시하였다. 이중로그 수요함수체계에서도 계수가 탄력성이 되는데, 수요량이 각각 소득탄력성을 통한 효과와 가격탄력성을 통한 효과로 이분된다. 구체적으로,

$$\ln(X_i/P_i) = \eta_i \ln(I/P_a) + \sigma_i \ln(P_i/P_a) + \epsilon_i \quad \text{식 (IV-12)}$$

인데 여기서 $i = 1, 2, \dots, n$ 은 품목을, X_i 는 대표가계의 품목 i 에 대한 지출을, I 는 대표가계의 가처분소득(또는 총지출)을, P_a 는 전체물가지수를, P_i 는 품목 i 의 가격지수를 나타낸다. 한편 η_i 는 대표가계의 i 품목에 대한 소득탄력성을, σ_i 는 대표가계의 i 품목에 대한 가격탄력성을 의미한다.

대표가계의 i 품목에 대한 지출이 총지출에서 차지하는 비율을 θ_i 라 하면, 예산제약식으로부터 항등식 $\sum_i \theta_i = 1$ 을 도출할 수

있다. 즉, 소득탄력성 η_i 의 지출비중에 대한 가중평균치가 1이 된다. 이 항등식의 경제학적 의미는 소비균형에서는 1원을 지출하면 각 재화에 소득탄력성에 따라 분리된다는 것이다. Sato(1972)에 의하면 효용함수가 가법적으로 가분적일 때 등호 우측의 둘째 계수가 $\sigma \cdot \eta_i = \sigma_i =$ 상수를 만족한다. 그런데 예산제약식의 항등식을 이용하면 σ 가 σ_i 의 가중평균으로 얻어질 수 있음을 알 수 있다. 즉, $\sum_i \theta_i \cdot \sigma_i = \sum_i \theta_i \cdot \sigma \cdot \eta_i = \sigma$ 이다.

θ_i 와 σ_i 가 고정될 경우 σ 도 상수에 가까우며, 이 경우에는 $\eta_i = \frac{\sigma_i}{\sigma}$ 이므로 소득탄력성도 상수에 가깝다. 따라서 효용함수가 가법적 로그함수의 형태를 취하고 품목의 지출비율 θ_i 가 고정될 경우 식 (IV-12)의 계수들은 불변이므로 최소자승법을 이용해서 추정 이 가능하다.

2. 실증분석

본 절에서는 위의 이론적 논의에 따라 (1) Sato(1972)가 제시한 이중로그 수요체계를 우리나라 자료를 이용하여 가격탄력성과 소득탄력성을 추정한 다음, (2) 가격탄력성과 소득탄력성을 이용하여 대체탄력성, 그리고 그것의 역수인 '소득의 한계효용의 소득탄력성'을 구한다. 다음으로 (3) 이렇게 도출된 소득의 한계효용의 소득탄력성을 이용하여 순수공공재의 소득재분배 효과를 살펴보기로 한다.

심상달(1988)의 연구에서는 소비지출항목을 5개로 하여 분석하였다. 현재 도시가계조사와 한국은행에서 보고하는 물가지수에서는 소비지출항목을 더 세분하여 10개로 편제하고 있다. 본고에서는 따라서 재화의 숫자가 10이라고 가정한다. 소득계층은 전통적인 방법인 10분위를 사용하여 분석한다.

가. 자 료

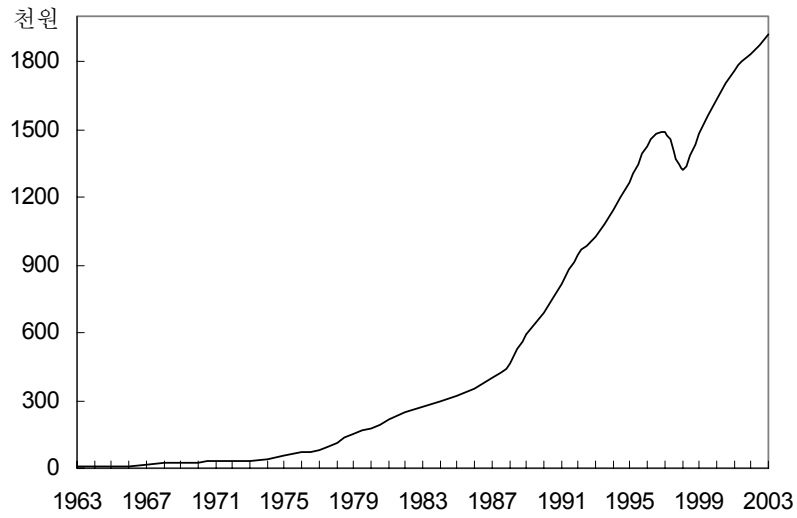
소득의 한계효용의 소득탄력성을 도출하기 위해서, 본 절에서는 통계청에서 발표하는 도시가계조사를 이용하여 1965년부터 2003년까지의 시계열자료를 구축하였다. 도시가계조사는 전 가구 및 근로자가구의 각종 소득과 소비지출, 및 기타 정보를 가구단위로 보고한다. 본고에서는 총소득에서 조세를 차감한 소득을 가처분소득으로 산정하였다. 총소득은 근로소득, 사업소득, 이자 및 배당소득, 임대소득 등의 재산소득과 이진소득 등을 합한 총체적 소득이다. 다만 도시가계조사에는 근로자가구에 대해서만 소득 관련 정보가 제공되고 기타 가구의 경우에는 관련 자료가 제공되지 않는다. 그러나 본고에서는 각종 재화에 대한 지출의 합을 가처분소득으로 정의하여 탄력성 추계를 할 수 있기 때문에 대부분 전 가구 자료를 사용한다.

도시가계조사와 소비자물가지수에 있는 소비품목의 개수를 크게 10개로 구분하였으며, 10개의 품목은 식료품, 주거, 광열/수도, 가구 집기/가사용품, 피복/신발, 보건의료, 교육, 교양오락, 교통통신, 기타 소비 등이다. 전체 물가지수 및 10개 재화에 대한 가격지수의 자료는 통계청에서 발표하는 기본분류별 소비자 물가지수와 품목별 가격지수를 사용한다. 10개 품목별로 분류한 월평균 명목소비지출 자료를 통계청의 기본분류별 소비자 물가지수를 이용하여 실질변수로 전환한다. 가처분소득은 지출의 합을 물가지수를 이용하여 실질소득 개념으로 변환한다.

[그림 IV-2]는 도시가계조사에 따른 전 가구의 월평균 명목소비지출 추이를 나타낸다. 이를 보면, 1998년 외환위기 때 명목소비지출의 추이에 구조적 변화(structural break)가 있다. 즉, 그 추이가 계속적으로 증가하다가, 1997년 외환위기 발생 후 1998년에 그 증가세가 크게 주춤하였으며, 1999년에 다시 1997년 수준을 회복하였다. 따라서 ‘소득의 한계효용의 소득탄력성’을 추정할 때 이와 같은

구조적 변화를 고려하여야 하며, 1998년 시점을 더미(Dummy)변수로 처리하여 분석하기로 한다. 또한 자료의 추이를 보면, 일정한 추세에 있는 것을 확인할 수 있다.

[그림 IV-2] 전 가구의 월평균 명목소비지출 추이



1965년부터 2003년까지 10대목으로 분류된 명목소비지출을 단순 평균하여 전 가구의 품목별 지출비중을 살펴보면 <표 IV-1>과 같다.

<표 IV-1> 품목별 지출비중

(단위: %)

	식료품	주거	광열/수도	가구집기/가사용품	피복/신발	보건의료	교육	교양 오락	교통통신	기타 소비
전 가구	0.301	0.039	0.051	0.044	0.068	0.048	0.100	0.047	0.123	0.178

나. 탄력성 추정

심상달(1988)의 경우에 두 가지 방법을 이용하여 추정하였는데, 도시가계조사에서 직접 소득 자료를 이용하여 추정한 것이 첫 번째이고, 다음으로 본 절에서와 같이 지출의 합을 소득으로 이용한 것이 두 번째이다¹⁵⁾.

소비지출 10대목 분류에 따라 10개의 추정식을 최소자승법으로 추정해야 하나, 10개의 잔차항들은 서로 동시적 상관관계를 갖고 있을 것으로 판단되기 때문에 Zeller가 고안한 계량분석기법인 SUR방법(seemingly unrelated regression method)을 이용하여 추정한다.

<표 IV-2>는 SUR방법에 의해 추정한 전 가구의 소득탄력성과 가격탄력성을 나타낸 것이다¹⁶⁾. 소득탄력성의 경우에 필수재 성격이 강한 식료품, 주거 등의 탄력성이 작지만, 사치재에 가까운 교양 오락비의 탄력성은 큰 것으로 도출되었다. 가격탄력성의 경우에는 주거, 가구집기/가사용품, 피복/신발, 보건의료 등은 탄력적인 반면에 다른 지출은 비탄력적인 것으로 나타났다. 반면 교육은 5% 유의수준에서 유의미하지 않지만 가격탄력성이 양(+)의 수치를 보였다.

<표 IV-2> 품목별 지출의 탄력성

	식료품	주거	광열/수도	가구집기/가사용품	피복/신발	보건의료	교육	교양오락	교통통신	기타소비
소득탄력성	0.702	1.271	0.392	2.141	1.915	0.908	1.138	2.005	1.284	1.773
(표준편차)	0.033	0.328	0.105	0.209	0.126	0.327	0.157	0.247	0.166	0.138
(p - 값)	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.006	0.000	0.000	0.000	0.000
가격탄력성	-0.634	-1.285	-0.246	-3.232	-1.996	-3.100	0.295*	-0.809	-0.409	-0.674
(표준편차)	0.052	0.269	0.073	0.136	0.181	0.301	0.194	0.282	0.096	0.099
(p - 값)	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.128	0.004	0.000	0.000

* : 5% 유의수준에서 유의미하지 않음.

15) 본 절에서도 분석결과와 강건성(robustness)을 위해 첫 번째 방법을 이용하여 추가적으로 소득의 한계효용의 소득탄력성을 재추정한다.

16) 선형추세(linear trend)를 포함하고, 1998년 더미로 하여 추정한 것이다.

<표 IV-2>에서 도출된 소득탄력성과 가격탄력성을 이용하여 소득의 한계효용의 소득탄력성을 계산하는 방식은 크게 가격탄력성의 소득탄력성에 대한 비율의 중간값을 선택하는 방식과 가격탄력성의 가중평균치를 사용하는 방식이 있다. 본 절에서는 후자의 방식으로 소득의 한계효용의 소득탄력성을 계산하였다. 1998년을 더미로 하고, 선형추세를 포함하는 경우에 소득의 한계효용의 소득탄력성(ϕ)은 1.164로 도출되었다. 더미 변수가 없을 경우에는 1.182로 도출되었다.

다. 순수공공재의 소득재분배 효과

위의 과정에서 도출된 소득의 한계효용의 소득탄력성을 이용하여 순수공공재 배분기준으로 사용하였다. 즉, 가처분소득을 한계효용의 소득탄력성으로 지수승한 값을 그 배분기준으로 한 것이다. 이러한 배분기준을 이용하여, 도시가계와 농촌가계를 합산한 개별 가구에 대한 순수공공재로부터의 편익액을 계산한 다음 가처분소득에 공공재로부터의 편익액을 합한 소득계층별 자료로부터 지니계수를 도출하였다.

배분의 기초가 되는 공공재의 가치는 다음과 같이 계산한다. 정부가 생산하는 국방, 외교, 치안, 행정 등 순수공공재는 시장이 없으므로 공공서비스의 시장가치를 알 수가 없다. 따라서 국민총생산의 추계에서처럼 정부가 지출한 비용을 공공재의 가치로 측정한다. 자료는 예산개요를 사용하였다. 세출예산의 기능별·성질별 분류 중 방위비와 군인연금기금에서 일반회계전입분을 제외한 금액, 사회개발비 중 과학기술비, 일반행정비 등을 포괄하여 순수공공재와 관련된 정부지출로 정의한다. 여기에 군인연금이 포함되므로 예산과 중복의 여지가 있을 가능성을 배제하기 위해서 일반회계 전입분을 제외하였으며 군인연금의 수입내역을 살펴보면 주로 여유자금의 이자

수입과 부담금으로 이루어져 있다. 또한 군인연금의 비중도 미미해서 전체 공공재 지출의 약 3% 정도를 차지하고 있다. 이렇게 정의된 정부지출은 모집단을 대상으로 하는 것이므로 표본의 모집단 대비 비율을 사용하여 표본에 대한 정부지출을 구하였다¹⁷⁾.

<표 IV-3>은 정부의 순수공공재 공급이 소득분배에 미친 효과를 살펴보고자 가처분소득에서의 지니계수와 순수공공재로 인한 편익의 효과를 포함한 소득에서의 지니계수를 비교한 것이다. 결과에 의하면, 순수공공재는 소득분배를 악화시키는 역할을 한 것으로 나타났다. 특히 외환위기 이후 1998년 정부의 재정지출이 컸던 시점에 순수공공재가 소득분배에 악영향을 미치는 정도가 1.07%로 가장 크게 나타났다.

순수공공재의 편익추정에 요긴하게 사용된 소위 소득의 한계효용의 소득탄력성 ϕ 가 1.164로 1보다 크게 도출되었기 때문에 앞에서 보았듯이 편익이 소득에 대해 누진적으로 귀착된다. 따라서 소득불평등도 지수를 증가시키는 효과가 있다. 시계열로 보면, 가처분소득만을 보았을 때 지니계수의 변화가 순수공공재 편익을 포함한 경우 지니계수의 변화보다 등락이 심한 것을 볼 때 순수공공재 공여가 소득불평등도의 안정성에 기여하는 측면이 있음을 추론할 수 있다.

17) 정부의 지출은 경상지출, 자본지출, 용자로 구분된다. 경상지출의 경우 당해 연도의 지출이라고 볼 수 있지만 자본지출은 내구재처럼 장기적인 효과를 발생시키므로 당해연도 지출이라고 보기 어렵다. 자본지출의 실질적인 지출 규모를 연도별로 분해할 적절한 방법이 없다는 점을 감안하여 경상지출과 같이 전액을 당해연도에 귀속시킨다. 용자지출의 경우에는 저금리 대출이므로 용자지출 총액을 순수한 정부지출 규모로 보기 어려운 문제가 있다. 그러나 순수공공재의 경우에는 용자지출의 규모가 크지 않으므로 운용자 지출을 그대로 포함시킨다.

<표 IV-3> 순수공공재의 소득재분배 개선효과

연도	가처분소득(A)	A+순수공공재(B)	
	지니계수	지니계수	지니계수 변화율(%)
1993	0.26174	0.26426	0.96
1994	0.27053	0.27312	0.96
1995	0.25397	0.25625	0.90
1996	0.26863	0.27093	0.86
1997	0.27019	0.27277	0.95
1998	0.27412	0.27706	1.07
1999	0.26131	0.26398	1.02
2000	0.27541	0.27808	0.97
2001	0.26324	0.26574	0.95
2002	0.26169	0.26417	0.95
2003	0.27403	0.27648	0.89

V. 특정 재정지출

1. 자료 및 배분방법

가. 분석 대상

정부가 지원하여 낮은 가격으로 개인이 소비하는 경우를 생각해 보자. 이 경우에는 시장가격과 개인이 실제로 지불하는 가격과의 차액이 실질소득의 증가가 된다. 이에 해당하는 재화나 서비스로는 교육, 의료, 주택, 기타 공공요금 등이 있을 수 있다. 교육비의 경우 시장가격을 생각해 보자. 초등학교에 대한 1인당 세출액이 100만원이라고 가정하는 경우 정부가 수지 균형을 맞추기 위해서는 100만 원을 학생에게 수업료로 부과하여야 한다. 따라서 수지 균형에 필요한 금액 즉, 100만 원을 시장가격으로 보는 것이 가장 합리적이다. 반면 실제 납부한 수업료는 5만원이었다면 차액인 95만원이 가계의 실질소득 증가가 된다¹⁸⁾. 이렇듯 본 연구에서는 정부지출이 가계의 지출 수준에 영향을 미침으로써 간접적으로 소득분배에 영향을 미치는 요소를 감안한다. 그러나 정부지출이 시장소득에 미치는 영향은 포함되지 않았다. 따라서 정부의 지출 중 이전지출을 제외한 농업이나 중소기업 등에 대한 지출은 제외된다.

다음으로 정부의 지출로 인하여 시장가격보다 낮은 가격으로 재화나 서비스를 구매할 수 있는 경우를 생각해 보자. 소비지출은 크

18) 일반적으로 기업의 가격 책정은 평균비용이 아닌 한계비용을 기준으로 한다. 그러나 한계비용의 계산이 현실적으로 불가능하므로 본 연구에서는 평균비용을 사용한다.

게 식료품, 주거비, 광열수도, 가구 및 가사용품, 피복 및 신발, 의약품, 보건의료용품기구, 보건의료서비스, 교육, 교양오락, 교통통신, 기타로 구분된다. 이 중 식료품, 가구 및 가사용품, 피복 및 신발, 교양오락, 기타는 정부가 재정적 지원을 하는 분야는 아니다. 즉, 시장가격으로 구입한다고 본다.

교통 분야의 경우 고속도로 요금처럼 시장가격과 유사하다고 판단되는 항목과 지하철, 버스처럼 시장가격 이하로 제공되고 있는 서비스가 있다. 국도의 경우처럼 무상으로 제공되는 재화도 존재한다. 그러나 사용에 따른 지출 규모가 나타나지 않거나 시장가격을 계산하기가 어렵다. 또한 지하철이나 버스의 경우 중앙정부가 아닌 지방정부 소관이다. 따라서 교통 분야의 지출로 인한 실질소득 증가분은 계산하지 않는다. 상하수도비도 중앙정부의 지출이 다소 있지만 지방정부 소관이고 시장가격을 계산하기 어려우므로 제외한다. 전력의 경우 한국전력이 영업손실을 기록하고 있지는 않으므로 시장가격으로 판매되고 있는 것으로 보고 계산에서 제외한다.

나. 주택비

정부의 주택관련 지원은 대부분 국민주택기금에 의해 시행되고 있다. 국민주택기금의 목적은 국민주택건설에 필요한 자금의 원활한 확보와 공급을 통하여 주택건설(무주택 서민을 위한 중·소형주택 건설자금 지원 및 저소득층의 주거생활 안정을 위해 저리의 자금지원) 및 주택경기 활성화 시책과 주거안정대책을 효율적으로 추진(자금지원 조건의 완화 등을 통하여 주택건설을 촉진하고 내 집 마련 기회를 확대)하고자 하는 데 있다. 따라서 본 연구에서는 국민주택기금을 이용하여 주택비에 대한 소득계층별 효과를 살펴본다. 국민주택기금의 지원 대상은 크게 임대주택건설 및 분양주택, 수요자용자지원, 주택개량자금 등으로 나눌 수 있다. 이와 같이 국민주택

기금을 3가지 형태로 크게 구분한 다음, 해당 금액을 모집단 대비 표본비율로 조정한 후 주택비 지출의 효과를 계산한다.

<표 V-1> 주택에 대한 정부지원 현황

(단위: 백만원)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
임대주택 건설 및 분양주택	3,674,393	4,810,034	5,395,456	6,020,600	5,584,900	4,594,808
수요자 융자지원	2,226,165	2,914,204	3,268,888	3,309,200	2,884,400	3,808,470
주택개량자금	278,642	364,762	409,156	962,000	217,000	271,500

다. 교육비

교육비에 대한 정부지출의 규모를 측정하기 위해서는 예산개요를 이용하였다. 세출예산의 기능별·성질별 분류 중 교육비 항목을 사용하며, 교육비는 초·중등교육, 대학교육, 특수교육, 기타 등으로 구분된다. 또한 일반회계 및 특별회계 예산을 통합하여 사용하였는데, 이는 교육인적자원부 예산에서 놓여준 특별회계 및 지방교육양여금 관리특별회계 그리고 국유재산특별회계 등이 초·중등 및 대학교육을 지원하고 있기 때문이며 이는 지방교육비를 포함한 금액이다. 본 연구에서는 특수교육, 기타 항목은 제외하고, 초·중등 및 대학교육비를 초등, 중등, 고등, 대학에 해당하는 학생수로 나누어 1인당 교육비를 계산하고, 해당 금액을 모집단 대비 표본비율로 조정한 후 교육비의 소득재분배 효과를 측정하였다.

<표 V-2> 교육에 대한 정부지원 현황

(단위: 명, 백만원)

		1998	1999	2000	2001	2002	2003
학생수	초등	3,834,561	3,935,537	4,019,991	4,089,429	4,138,366	4,175,626
	중등	2,011,468	1,896,956	1,860,539	1,831,152	1,841,030	1,854,641
	고등	2,326,880	2,251,140	2,071,468	1,911,173	1,795,509	1,766,529
	대학(원)	2,480,138	2,673,310	2,829,015	2,946,975	3,020,993	3,030,385
정부지원	초·중·고	15,103,977	15,338,893	17,270,251	18,833,038	19,543,991	21,717,069
	대학	1,811,877	1,741,299	2,074,134	3,361,959	2,271,777	2,405,634
	전문	388,210	613,866	526,235	527,320	564,384	577,590

라. 의료비

의료분야에 대한 정부지출은 국민건강보험 및 특정 계층에 대한 정부보조와 관련된 의료급여 등으로 나눌 수 있다. 건강보험료는 전 국민을 대상으로 하며, 크게 근로자, 공무원 및 사립학교 교직원, 지역가입자 보험으로 구분된다. 의료급여는 주민등록상 세대(가구)를 단위로 급여를 하는 것을 원칙으로 한다. 다만, 주민등록표에 기재되지 않더라도 보장가구에 포함하여 급여를 실시하는 국민기초생활보장 수급자의 경우에는 보장가구 단위로 의료급여를 실시한다. 또한, 예외로 국민기초생활보장법 제5조 제2항의 규정에 의한 특례수급권자 중 개인단위 급여자, 국민기초생활보장법시행령 제38조의 규정에 의한 보장시설에서 의료급여를 받고 있는 자(국민기초생활보장 시설수급자), 의료급여법시행령 제2조의 규정에 해당하는 자 등은 개인단위 급여를 실시한다. 이러한 건강보험료와 의료급여 지출액을 모집단 대비 표본비율로 조정한 후, 의료비의 소득재분배 효과를 측정한다.

<표 V-3> 의료에 대한 정부지원 현황

(단위: 백만원)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003
건강보험지출액	1,111,778	1,152,714	1,523,510	2,085,312	2,736,501	3,486,266
의료급여	545,542	768,220	796,906	1,139,719	1,690,417	1,881,025
합계	1,657,320	1,920,934	2,320,416	3,225,031	4,426,918	5,367,291

2. 재분배 효과

재분배 효과는 정부지출을 표본비율로 조정한 금액을 각각의 항목에 따라 적정기준에 따라 배분한 후 정부의 지출이 소득재분배에 미친 영향을 살펴본다.

가. 주택비

먼저, 정부의 임대주택건설 및 분양주택 지원금은 대체로 저소득 혹은 일정 규모 이하의 주택을 보유한 계층에게 공급되는 임대 및 분양주택 건설업체에 자금을 융자해주는 것이다. 이 지원금의 궁극적인 수혜대상은 저소득 혹은 일정규모 이하의 주택을 보유한 계층인 것으로 파악된다. 이에 따라 도시가계조사를 이용할 때 2003년 기준으로 연간 평균소득이 4,500만원 이하인 가계만을 대상으로 동일하게 배분하였다. 2002년부터 그 이전 기간은 연 평균소득 증가율을 이용하여 적정한 평균소득을 산출하였다.

다음으로 수요자 융자지원금은 저소득 세입자 영세민, 무주택 근로자 및 서민 등이 전세 및 주택을 구입할 때 지원하는 것이다. 수요자 융자지원금의 수혜자격은 2003년 기준으로는 연간소득 3천만원 이하이고, 신청일 현재 6개월 이상 집이 없는 세대주가 전용면

적 25.7평 이하 주택을 구입하거나 전세를 드는 경우로 한정한다. 다만, 실제 수혜대상 가계는 근로자 가계의 경우, 상여금이나 시간외수당 등을 제외한 본봉을 기준으로 하기 때문에 실제 수입이 연간 4,000만~4,500만원인 가계도 해당될 수 있다. 자영업자 가계의 경우에는 국세청에 신고된 사업소득·임대소득 등 모든 소득의 합계액을 기준으로 하는 것이 적절하다. 따라서 도시가계조사 이용시 2003년 기준으로 연간 평균소득 4,500만원 이하, 무주택 세대주를 대상으로 수요자 용자지원금의 편익을 배분하였다. 2002년부터 그 이전 자료는 임대주택건설 및 분양주택 지원금에서와 같이 연평균 소득 증가율을 이용하여 적정한 평균소득을 산출하였다.

마지막으로 주택개량자금은 주거환경개선, 농어촌주택개량, 불량주택개선비 등을 합한 것으로 대체로 저소득 농촌가구를 대상으로 한다. 이에 따라, 주택개량자금의 수혜대상은 농가가계조사의 연 평균소득 1,500만원 이하 농가만을 고려하였다.

분석 결과에 의하면, 정부의 주택비 지원은 소득분배의 불균형을 완화하는 역할을 하였다. 주택개량자금의 개선효과는 크게 영향을 미치지 않았으나, 수요자 용자지원과 임대주택 건설 및 분양주택 지출은 소득분배의 개선효과가 대체로 크게 나타났다. 특히, 외환위기 이후에 소득분배의 개선효과가 컸던 것으로 나타나고 있다.

<표 V-4> 주택비의 소득재분배 개선효과

연도	가처분소득 (A)	A+주택개량자금(B)		A+B+수요자용자지원 (C)		A+B+C+임대주택 건설 및 분양주택	
	지니계수	지니계수	개선율(%)	지니계수	개선율(%)	지니계수	개선율(%)
1993	0.26174	0.26151	-0.09	0.26026	-0.57	0.25835	-1.30
1994	0.27053	0.2703	-0.09	0.26875	-0.66	0.2645	-2.23
1995	0.25397	0.25375	-0.09	0.25242	-0.61	0.2509	-1.21
1996	0.26863	0.26838	-0.09	0.26695	-0.63	0.2653	-1.24
1997	0.27019	0.26995	-0.09	0.26872	-0.54	0.26731	-1.07
1998	0.27412	0.2739	-0.08	0.27059	-1.29	0.26725	-2.51
1999	0.26131	0.261	-0.12	0.25713	-1.60	0.25359	-2.95
2000	0.27541	0.27511	-0.11	0.27079	-1.68	0.26724	-2.97
2001	0.26324	0.26257	-0.25	0.25868	-1.73	0.25526	-3.03
2002	0.26169	0.26153	-0.06	0.25853	-1.21	0.25551	-2.36
2003	0.27403	0.27391	-0.04	0.27093	-1.13	0.26753	-2.37

주: 개선율은 지니계수 변화율(%)을 의미.

나. 교육비

교육이 소득분배에 미친 효과를 살펴보고자 가처분소득과 비교해 보면, 대체로 소득분배를 개선시키는 역할을 하는 것으로 보인다. 교육의 경우 소득과 관계없이 정부가 일정한 교육을 시켜주는 것이므로, 동일한 액수의 소득을 모든 가구에 나누어 주는 현금보조와 유사한 효과를 발생시킨다. 즉, 정부의 교육 분야 지출은 주택비와 마찬가지로 소득분배가 악화될수록 분배악화를 개선하는 효과도 커지는 자동안정화 장치와 같은 역할을 할 것으로 예상된다.

자료에서 언급했듯이 교육의 경우 크게 초·중등교육, 대학 및

기타 교육으로 구분된다. 초·중등교육비(중학교와 고등학교)의 경우 직접적인 수혜계층이 해당교육의 대상 학생이다. 따라서 학교별 1인당 세출액을 계산하여 해당 세출액을 교육의 시장가격으로 본다. 이에 따라 연령별 가족구성원에 해당 세출액을 곱하여 가계가 지불하여야 할 금액을 계산한 다음 여기에서 가계의 초·중·고등학교의 교육비(납입금 기준)를 차감하였다. 이때 초등학교와 중등학교의 학생 1인당 세출액이 모두 다르므로 각각에 대하여 교육비를 산정하였다. 그 과정에서 초등학교에서 중등학교로 학년이 바뀌는 경우는 각각 그 범위에 속하는 그룹에 속해 있던 개월수를 감안하여 교육비를 계산하였다. 대학의 경우도 대학과 관련된 정부지출을 학생수로 나누어 학생 1인당 교육비 지출을 계산하였다. 정부의 1인당 지출을 해당 가구원수로 곱하여 계산한 값에서 가계가 지출한 금액을 차감하면 정부지출로 인한 가계의 혜택을 알 수 있다. 물론 일반학교, 실업계 학교, 장애아 등과 관련된 특수학교별로 정부의 학생 1인당 세출이 다르다. 대학의 경우 전문대학과 교육대학, 일반대학의 경우 각각의 학생 1인당 공교육비는 다르게 나타난다. 국공립과 사립간 정부지원의 격차도 존재한다. 그러나 본 연구에서는 자료의 한계로 이러한 차이를 감안하지 못했다. 유치원과 여타 사회교육에 대한 정부의 지출도 시장가격보다 낮게 공급하는 것이지만 배분의 기준이 존재하지 않으므로 본 연구에서는 제외한다. 결과적으로 가처분소득에 정부지원분을 합친 금액에서 가계가 지급하는 금액을 차감한 액수, 즉 $DY + E - EH$ (E 는 정부의 교육지원분, EH 는 가계 교육비 지출금액)가 가상소득이 된다.

교육의 세부요소별 재정효과를 살펴보면, 초등학교에 대한 정부 지원이 소득분배를 가장 크게 개선하고 있으며 중학교와 고등학교에 대한 지원도 역시 분배개선이 이루어지고 있다. 대학교에 대한 정부의 지원도 미약하나마 소득분배를 개선하는 것으로 나타났다.

또한 교육수준이 높아질수록 소득분배 개선효과는 작게 나타나는데, 이는 교육의 수혜는 소득 수준과 연관이 있음을 간접적으로 시사하는 것이다. 즉, 대체로 대학교육은 소득수준이 높은 계층이 향유할 가능성이 크며, 외환위기 이후 1998년에는 오히려 대학교육이 소득 분배를 악화시킨 것을 확인할 수 있다.

<표 V-5> 교육비의 소득재분배 개선효과

연도	가처분 소득(A)	A+초등학교(B)		A+B+중학교(C)		A+B+C+ 고등학교(D)		A+B+C+D+ 대학교	
	지니 계수	지니 계수	개선율 (%)	지니 계수	개선율 (%)	지니 계수	개선율 (%)	지니 계수	개선율 (%)
1993	0.26174	0.25703	-1.80	0.25452	-2.76				
1994	0.27053	0.26706	-1.28	0.26987	-0.24				
1995	0.25397	0.25256	-0.56	0.25113	-1.12				
1996	0.26863	0.26738	-0.47	0.26374	-1.82				
1997	0.27019	0.26813	-0.76	0.259	-4.14				
1998	0.27412	0.27225	-0.68	0.27049	-1.32	0.26947	-1.70	0.26988	-1.55
1999	0.26131	0.25858	-1.04	0.25757	-1.43	0.25715	-1.59	0.25625	-1.94
2000	0.27541	0.27273	-0.97	0.27185	-1.29	0.27167	-1.36	0.27162	-1.38
2001	0.26324	0.26059	-1.01	0.25977	-1.32	0.2594	-1.46	0.25911	-1.57
2002	0.26169	0.25892	-1.06	0.25814	-1.36	0.25789	-1.45	0.25777	-1.50
2003	0.27403								

주: 1) 1993년부터 1997년까지는 예산개요의 항목 중에 고등학교와 대학교에 대한 정부지출액이 보고되어 있지 않음.

2) 2003년 도시가계조사에서는 가구의 교육수준에 대한 자료가 없어 분석에서 제외하였음.

3) 개선율은 지니계수 변화율(%)을 의미.

다. 의료비

의료의 경우는 국민건강보험료와 의료급여액을 합산한 다음 표본 비율로 조정한다. 이렇게 조정한 지출액에 도시가계조사의 의료비 지출 총액을 합산하여 표본가구의 시장 의료비를 도출하였다. 시장 의료비를 가구수로 나누어 가구별 의료비를 추정한 다음, 해당 추정치에서 실제 가구가 지불한 의료비를 차감하여 정부의 의료비 지출 및 보험제도로 인한 가구별 실질소득 변화분을 계산하였다. 다만 건강보험료는 수혜대상이 전체 국민이기 때문에 도시가계조사의 전 가구를 대상으로 배분하면 되지만, 의료급여는 추가적인 절차가 요구된다.

의료급여의 경우는 수급권자가 크게 1종 및 2종 수급권자로 구분된다. 1종 수급권자는 국민기초생활보장법에 의한 수급자 중 생활환경이 매우 곤란한 자(연령, 장애인, 임산부, 근로능력 무, 이주민, 의상자 및 의사자, 독립유공자, 무형문화재 보유자, 북한이탈주민, 광주민주화운동 관련자, 무 연고자 등)를 대상으로 하며, 2종 수급권자는 1종 수급권자 이외의 국민기초생활보장법에 의한 수급권자를 대상으로 한다. 이에 따라, 의료급여의 배분기준으로는 국민기초생활보장법을 참고로 하였다. 국민기초생활보장법의 수급자 선정기준은 2002년까지는 소득평가액 기준, 재산 기준, 부양의무자 기준에서 2003년부터 소득인정액 도입에 따라 소득인정액 기준, 부양의무자 기준의 2개 기준으로 통합되었다. 하지만 본 연구에서는 분석의 편의를 위해 소득인정액 기준을 의료급여 혜택에 대한 배분기준으로 이용할 것이며, 소득인정액 기준은 수급권자 가구의 소득인정액이 가구별 최저생계비 이하인 경우를 대상으로 하였다. 또한 1종 및 2종 수급권자에 따라 의료급여액이 차이가 있으나, 도시가계조사 이용시 이를 고려하기 어렵기 때문에 동일한 수급권자로 취급하기로 하였다. 따라서 각 연도의 가구원수당 연간 최저생계비(월×

12)를 기준으로 하여(도시가계조사의 가구원수와 연간소득을 이용), 해당가구에 대해서만 의료급여의 혜택을 배분하였다.

정부의 의료비 지출에 대한 소득분배 개선효과는 <표 V-6>과 같다. 전체가구를 수혜대상으로 하는 건강보험료는 외환위기 이전인 1997년까지는 소득분배의 형평성에 악영향을 미쳤으나, 외환위기 이후부터는 소득분배 개선효과가 나타났다. 기초생활보장제도 수급자를 대상으로 하는 의료급여는 소득분배 개선효과가 분석대상 기간 동안 꾸준하게 나타났다.

<표 V-6> 의료비의 소득재분배 개선효과

연도	가처분소득(A)	A+건강보험(B)		A+B+의료급여(C)	
	지니계수	지니계수	개선율(%)	지니계수	개선율(%)
1993	0.26174	0.26487	1.196	0.26056	-0.451
1994	0.27053	0.27176	0.455	0.26836	-0.802
1995	0.25397	0.25689	1.150	0.25376	-0.083
1996	0.26863	0.27133	1.005	0.26847	-0.060
1997	0.27019	0.27312	1.084	0.27045	0.096
1998	0.27412	0.26773	-2.331	0.26393	-3.717
1999	0.26131	0.25447	-2.618	0.25147	-3.766
2000	0.27541	0.26833	-2.571	0.26632	-3.301
2001	0.26324	0.25604	-2.735	0.25376	-3.601
2002	0.26169	0.2533	-3.206	0.25021	-4.387
2003	0.27403	0.26921	-1.759	0.26558	-3.084

주: 개선율은 지니계수 변화율(%)을 의미.

라. 단위당 개선효과

위에서 살펴보았던 특정비의 효과는 모두 투입된 금액이 각각 다르므로 어느 것이 더 효과를 미쳤는지 판단하기 어려움이 존재한다.

그러므로 효과를 표준화하기 위해 1조 단위당 시장소득 대비 개선율을 살펴보았다.

단위당 효과는 1999년 이후로 2003년까지 교육이 가장 높았으며, 다음은 주택이 개선효과가 좋으며 의료가 가장 낮은 것으로 나타났다. 그러나 의료의 경우 1999년에는 -0.07%였으나 2003년에는 -0.17%로 0.1%p나 증가하였다. 이는 2000년 이후 기초생활보장법이 개정되는 등 의료와 관련된 사회보장부문에서 재정정책이 일정 정도 소득재분배의 효과를 나타냈다고 생각된다¹⁹⁾.

<표 V-7> 1조 단위당 부문별 소득재분배 개선효과

	1999	2000	2001	2002	2003
교육	-0.29	-0.30	-0.37	-0.34	- ¹⁾
주택	-0.25	-0.28	-0.34	-0.20	-0.21
의료	-0.07	-0.08	-0.12	-0.18	-0.17

주: 1) 2003년은 도시가계자료 및 농가경제통계의 교육비 세부항목이 존재하지 않아 분석하지 못하였음.

19) 저소득층 중에서 기초생활보장법 수혜 대상이 아닌 경우도 다수 있으므로 실제보다 소득재분배 효과가 크게 나타날 가능성이 있다.

VI. 결 론

기존의 소득분배에 대한 다수의 연구가 소득분배에만 초점을 맞추고 있을 뿐 정부 재정으로 인한 소득분배의 변화에 대해서는 등한시한 경향이 있었다. 따라서 본 연구는 정부 재정이 소득재분배에 미치는 영향을 살펴보았다. 또한 정부 재정의 양면인 조세와 정부지출의 소득재분배 효과를 종합적으로 살펴볼 수 있었다.

본 연구의 기본적인 방법론은 정부의 재정지출로 인하여 개인의 가처분소득 또는 소비가 어떻게 변하는지를 살펴보는 것이다. 이를 위하여 정부의 지출을 이전지출, 국방·치안·행정 등의 순수공공재, 교육·의료·주택 등의 비순수공공재로 나누어 분석하였다.

도시가구와 농촌가구를 합산한 자료를 보면 정부가 가계의 소득에 간여하지 않은 경우의 소득인 시장소득에 대한 지니계수는 외환위기 이후인 1998년에 대폭 상승하였다. 이후 다시 하락하였으나, 2001년의 경우 0.27227에서 2002년은 0.27085로 다소 개선효과를 보였으나 2003년에 0.28563으로 다시 높아지는 추세를 보이고 있다. 따라서 민간부문에서의 소득분배는 악화되었다고 할 수 있다. 정부 이전소득 및 세금으로 인한 소득분배 개선효과는 2000년 이전까지는 이전소득의 효과가 작았으며, 세금효과가 크게 나타났다. 그러나 2000년 이후부터는 세금의 효과에는 미치지 못하지만, 이전소득의 효과가 크게 증가하였다. 이는 정부의 사회보장에 대한 관심이 고조되면서, 소득분배 개선에 대한 정부의 이전지출 비중이 증가하고 있음을 간접적으로 시사한다. 정부의 이전지출로 인한 소득분배 개선효과는 앞으로도 계속적으로 높아질 것으로 보인다.

정부의 개입 후 가처분소득의 지니계수는 2001년에는 0.27227,

2002년은 0.27085, 2003년은 0.28563이다. 앞에서 살펴본 시장소득 대비 정부의 개입 후 가처분소득의 지니계수 개선율은 각각 -3.32%, -3.38%, -4.06%이다. 이는 시장소득에 비해 정부의 개입 후 가처분소득의 지니계수가 낮아지고 있는 것을 의미하며, 정부의 조세 및 이전지출 정책으로 소득분배가 어느 정도 개선되었다는 것을 알 수 있다.

정부의 순수공공재에 대한 지출은 소득분배를 다소 악화시키는 것으로 나타나고 있다. 정부개입 후 가처분소득에 대한 지니계수 대비 가처분소득에 순수공공재로부터의 편익액을 합한 지니계수의 분배악화 정도가 분석대상 기간 동안 평균적으로 약 1% 정도를 나타내고 있다.

주택, 교육, 의료 등 특정 정부지출은 반대로 가처분소득 기준 소득분배를 개선시키는 역할을 한다. 주택의 소득분배 개선효과는 큰 반면에 교육 및 의료의 효과는 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. 특히, 의료의 경우에는 외환위기 이전까지는 건강보험료 지출이 소득분배를 악화시켰으나, 위기 이후부터는 소득분배 개선효과가 크게 나타났다.

결론적으로 우리나라의 최근 10년에 걸친 소득불평등도 개선을 순조세, 순수공공재, 비순수공공재로 나누어 보면 다음과 같다. 정부 이전소득 및 세금을 합한 순조세는 소득분배를 개선시키고 있다. 특히, 정부 이전소득이 빠르게 증가하며 소득분배를 개선하고 있는 것으로 나타나고 있다. 복지에 대한 정부지출이 증가할 예정이므로 향후에도 이전소득으로 인한 소득분배 개선효과는 커질 것으로 전망된다.

정부가 제공하는 국방, 치안, 행정, 외교 등 순수공공재는 지니계수를 다소 상승시키는 역할을 하고 있다. 반면 주택, 교육 및 의료는 대체적으로 소득분배를 개선시키는 역할을 하고 있다. 주택의

경우에는 도시 무주택자에 대한 지원이, 교육의 경우에는 초등학교에 대한 지원이 소득분배를 개선시키는 효과가 큰 것으로 나타나고 있다. 단위당 효과는 1999년 이후로 2003년까지 교육이 가장 높았으며, 다음은 주택이 개선효과가 좋으며 의료는 가장 낮은 것으로 나타났다.

<표 VI-1> 전체가구에 대한 총 재정효과(Y/\sqrt{N} 이용)

구 분	1993	1994	1995	1996	1997
시장소득 A-B	0.26608	0.2744	0.26049	0.27384	0.27527
총소득 (이전소득 포함) A	0.26606 (-0.01)	0.27434 (-0.02)	0.26014 (-0.13)	0.27398 (0.05)	0.27534 (0.03)
세금 차감 효과 A-B-F	0.26178 (-1.62)	0.2706 (-1.38)	0.25435 (-2.36)	0.26849 (-1.95)	0.27012 (-1.87)
가처분소득 A-F =DY	0.26174 (-1.63)	0.27053 (-1.41)	0.25397 (-2.50)	0.26863 (-1.90)	0.27019 (-1.85)
순수공공재 효과 DY+G	0.26426 (0.96)	0.27312 (0.96)	0.25625 (0.90)	0.27093 (0.86)	0.27277 (0.95)
주택 효과 DY+H	0.25835 (-1.30)	0.2645 (-2.23)	0.2509 (-1.21)	0.2653 (-1.24)	0.26731 (-1.07)
교육 효과 DY+E	0.25452 (-2.76)	0.26987 (-0.24)	0.25113 (-1.12)	0.26374 (-1.82)	0.259 (-4.14)
의료 효과 DY+M	0.26056 (-0.45)	0.26836 (-0.80)	0.25376 (-0.08)	0.26847 (-0.06)	0.27045 (0.10)

주: 1) 총소득 = A, 공공부문 이전소득 = B, 조세 = F

2) G= 순수공공재, H= 주택, E=교육, M=의료

3) 괄호 안은 재정지출로 인한 각 소득에 대한 지니계수 변화.

4) 1997년 이전은 교육효과 중 도시가계의 대학생 효과가 반영되지 않음.

<표 VI-1> 계속

구 분	1998	1999	2000	2001	2002	2003
시장소득 A-B	0.28052	0.26854	0.28295	0.27227	0.27085	0.28563
총소득 (이전소득 포함) A	0.28019 (-0.12)	0.26732 (-0.45)	0.28114 (-0.64)	0.26939 (-1.06)	0.26752 (-1.23)	0.28004 (-1.96)
세금 차감 효과 A-B-F	0.27449 (-2.15)	0.26262 (-2.20)	0.27728 (-2.00)	0.26615 (-2.25)	0.26503 (-2.15)	0.27961 (-2.11)
가처분소득 A-F =DY	0.27412 (-2.28)	0.26131 (-2.69)	0.27541 (-2.66)	0.26324 (-3.32)	0.26169 (-3.38)	0.27403 (-4.06)
순수공공재 효과 DY+G	0.27706 (1.07)	0.26398 (1.02)	0.27808 (0.97)	0.26574 (0.95)	0.26417 (0.95)	0.27648 (0.89)
주택 효과 DY+H	0.26725 (-2.51)	0.25359 (-2.95)	0.26724 (-2.97)	0.25526 (-3.03)	0.25551 (-2.36)	0.26753 (-2.37)
교육 효과 DY+E	0.26988 (-1.55)	0.25625 (-1.94)	0.27162 (-1.38)	0.25911 (-1.57)	0.25777 (-1.50)	
의료 효과 DY+M	0.26393 (-3.72)	0.25147 (-3.77)	0.26632 (-3.30)	0.25376 (-3.60)	0.25021 (-4.39)	0.26558 (-3.08)

주: 1) 총소득 = A, 공공부문 이전소득 = B, 조세 = F

2) G= 순수공공재, H= 주택, E=교육, M=의료

3) 괄호 안은 재정지출로 인한 각 소득에 대한 지니계수 변화.

4) 1997년 이전은 교육효과 중 도시가계의 대학생 효과가 반영되지 않음.

5) 2003년 도시가계조사에서는 가구의 교육수준에 대한 자료가 없어 교육효과를 계산할 수 없음.

참 고 문 헌

- 강석훈·박찬용, 『소득분배 추정방법의 한계에 대한 고찰』, 『재정논집』, 제18집 제1호, 한국재정·공공경제학회, 2003. 9.
- 국회예산정책처, 『NABO 2004~2008년 국가재정운영계획분석』, 2004. 11.
- 김경중, 『우리나라의 소비선호변동에 관한 연구』, 한국개발연구원, 1986. 8.
- 김태일·김재홍·현진권, 『정부예산의 소득분배 효과에 관한 연구』, 『정책분석평가학회보』 제8권 제2호, 1998.
- 나성린, 『빈곤론』, 나남출판사, 1991.
- , 『한국사회보장정책의 소득재분배 효과』, 한국보건사회연구원, 1991.
- , 『한국의 조세 사회부조 모형』, 한국개발연구원, 1991.
- , 『공공경제학 : public economics』, 박영사, 2001.
- 나성린·현진권, 「한국의 조세-사회부조 모형 2: 모집단화 적용을 통한 조세-사회부조의 소득분배효과」, 『재정논집』, 제 7집, 한국재정·공공경제학회. 1993. 3.
- , 『조세 및 사회부조정책의 효과 분석(Tax-Benefit 모형을 중심으로)』, 연구보고서 93-08, 한국조세연구원, 1993.
- , 「우리나라 세제의 형평성 측정: 근로자 가구와 자영업 가구의 세부담의 차이를 중심으로」, 『경제학연구』, 제 41집 제 3호, 한국경제학회. 1994. 2.
- , 「우리나라 소득세제의 세부담 분석: 도시 및 농촌가계의 합산자료를 사용한 실증분석」, 『경제학연구』, 제 42집 제 1

- 호, 한국경제학회, 1994. 7.
- , 『도시 및 농촌가계의 합산자료를 사용한 간접세제의 세부담 분석』, 한국조세연구원, 연구논문집 96-01, 1996.
- 나성린·현진권·이만우, 「현행 공적부조의 경제적 효과 및 개선방안: 빈곤측정 방법론을 중심으로」, 『재정논집』, 제 8집, 한국재정·공공경제학회. 1993. 12.
- 노기성, 『사업소득세 과소보고규모의 추계』, 한국개발연구원, 1992 겨울호.
- 노기성·김동준, 『지하경제 규모의 추정과 정책과제』, 한국개발연구원, 2002.
- 문춘걸·김영귀, 『가구소비실태조사 자료를 이용한 한국의 지하경제 규모의 추정』, 『공공경제』, 제7권 제2호, 한국재정·공공경제학회, 2002, pp. 3~29.
- 박찬용·강석훈·김태완, 『소득분배와 빈곤동향 및 변화요인 분석』, 연구보고서 2002-12, 한국보건사회연구원, 2002.
- 성명재, 『소비세에 대한 도·농별 소득계층별 세부담 및 역진도 실태 분석에 관한 연구』, 『재정논집』, 제8집, 한국재정학회, 1993.
- , 『외환위기 발생후 2년간의 소득·소비패턴 및 개인세부담의 변화 분석』, 연구보고서 00-02, 한국조세연구원, 2000(B).
- , 『조세정책의 소득재분배 효과 분석에 관한 연구: 도시가계조사자료를 중심으로』, 연구보고서 02-01, 한국조세연구원, 2002.
- 성명재·이명현, 『조세의 소득재분배 효과 추정에 관한 연구: 지니계수의 국제비교를 중심으로』, 한국조세연구원, 2001.
- 성명재·전영준, 『소득분배개선을 위한 경제·재정·조세정책』, 소득분배 개선을 위한 정책토론회 발표자료, 한국개발연구원·한국노동연구원·한국보건사회연구원·한국조세연구원, 2000.
- 심상달, 정부지출의 수혜분포분석, 『국가예산과 정책목표』, KDI, 1988.

- 심상달, 박인원, 『재정과 소득재분배』, 한국개발연구원, 1988
- 연하청, 『사회보장제도의 자원배분 및 소득재분배 효과』, 한국개발연구, 제11권, 제1호, 1989.
- 유일호, 「우리나라의 탈세규모 추정: 소득세와 부가가치세」, 『재정논집』, 제9집 제1호, 한국재정학회, 1995, pp. 93~118.
- 유일호·현진권, “International Comparison of the Black Economy: Empirical Evidence using Micro-level Data,” International Institute of Public Finance 발표논문, Cordoba, Argentina. 1998. 8.
- 이정우 외, 『소득분배와 사회복지』, 서울사회경제연구소 연구총서 10, 2002.
- 임주영, 「균등희생가설에 따른 개인소득세의 수직적 형평성에 관한 연구」, 현진권 편, 『조세정책과 소득재분배』, 한국조세연구원, 1996.
- 전영준, 「소득분배개선을 위한 재정·조세정책」, 『사회통합을 위한 정책방향 보고서』, 정책기획위원회, 2000.
- 통계청, 『도시가계연보』, 각 연도.
- _____, 『농가경제통계』, 각 연도.
- 현진권, 「우리나라 소득분배의 추이와 전망」, 『사회정책논총』, 제10집, 한국사회정책연구원, 1998.
- _____, 「조세정책의 소득재분배 효과」, 『한국경제의 분석』, 제5권 제1호, 한국경제의 분석패널, 한국금융연구원, 1999. 6.
- _____, 「소득분배의 구조와 정책과제」, 『소득분배와 사회복지』, 서울사회경제연구소 연구총서 10, 여강출판사, 2002. 12.
- 현진권·강석훈, 「한국 소득분배의 국제비교」, 『경제학연구』, 제46집 제3호, 한국경제학회, 1998, pp. 145~167.
- _____, 「소득분배 관련 미시자료를 어떻게 개선할 것인가?」, 『한국정책학회보』, 제12권 제4호, 2003. 11, pp. 201~224.

- , “International Comparison of Korea’s Income Distribution,”
Korean Social Science Journal, Vol. 26 No. 2, 1999.
- 현진권·박기백·유경준·고영선, 『소득분배와 정부지출』, 용역보고서, 한국조세연구원, 2003. 7.
- 현진권·임병인, 「우리나라 소득분배 실증연구의 한계」, 『응용경제』, 제6권 제1호, 한국응용경제학회, 2004. 6, pp. 49~67.
- , “Income Distribution in Korea: Empirical Evidence from OECD Guideline,” *The Korean Economic Review*, Vol. 18, No. 2, 2002. 12.
- Aaron, Henry and Martin McGuire, “Reply to Geoffrey Brennan, ‘The Distributional Implications of Public Goods’,” *Econometrica*, vol. 44, 1976, pp. 401~404.
- , “Public Goods and Income Distribution,” *Econometrica*, vol. 38, 1970, pp. 907~920.
- Alesina, A. and D. Rodrik, “Distributive Politics and Economic Growth,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 109, 1994. pp. 465~490.
- Andersson, F., “Limited Rivalry Consumer Goods and Income Distribution—An Exploration,” *Journal of Income Distribution*, vol. 10, 2001-2002, pp. 59~76.
- Barton and Turnovsky(1960)
- Brennan, G., “The Distributional Implications of Public Goods,” *Econometrica*, vol. 44, 1976, pp. 391~398.
- , “Public Goods and Income Distribution: A Rejoinder to the Aaron-McGuire Reply,” *Econometrica*, vol. 44, 1976, pp. 405~407.
- Burniaux, Jean-Marc, et al., “Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries,” ECO/WKP(98)2, OECD, 1998.

- Caplan, Arthur J. and Richard C. Cormes and Emilson C. D. Silva, "Goods and Income Redistribution in a Federation with Decentralized Leadership and Imperfect Labor Mobility," *Journal of Public Economics*, vol.77, 2000, pp. 265~284.
- Chen, Y., "A family of supermodular Nash mechanisms implementing Lindahl allocations," *Economic Theory* 19: 2002, pp. 773~790.
- Chu Ke-young, Hamid Davooya, and Sanjeev Gupta, "Income Distribution and Tax and Government Social Spending Policies in Developing Countries," IMF Working Papers WP/00/62, IMF, 2000.
- Demery Lionel, "Benefit incidence: a practitioner's guide," Poverty and Social Development Group Africa Region, The World Bank, 2000.
- Devarajan Shantayanan and Shaikh I. Hossain, "The Combined Incidence of Taxes and Public Expenditures in the Philippines," *World Development*, Vol. 26, No. 6, 1998, pp. 963~977.
- Devarajan, S. and S.I. Hossain, "The combined incidence of taxes and public expenditures in the Philippines," *World Development* 26: 1998, pp. 963~977.
- Easterly, W. and S. Rebelo, "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 32, 1993, pp. 417~458.
- Feigenbaum, S., "The Case of Income Redistribution: A Theory of Government and Private Provision of Collective Goods," *Public Finance Quarterly*, vol.8, 1980,

- pp. 3~22.
- Förster, M., "Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Area," DEELSA/ELSA/WD(2000) 3, OECD, 2000.
- Förster, Michael and Mark Pearson, "Income Distribution in OECD Countries," OECD, 2002.
- Frish, R., "A complete scheme for computing all direct and cross demand elasticities in a model with many sectors," *Econometrica* 27: 1959, pp. 177~196.
- Gillespie, W.I. "The effect of public expenditures on the distribution of income: An empirical investigation," in *Essays in Fiscal Federalism*, ed. by R.W. Musgrave. Washington, D.C. Brookings, 1965, pp. 122~186.
- Gouveia, M. and N. A. Masia, "Does the Median Voter Explain the Size of Government? Evidence from the States," *Public Choice*, Vol. 97, 1998, pp. 159~177.
- Heady Christopher, Theodore Mitrakos and Panos Tsakloglou, "The Distributional Impact of Social Transfers in the European Union: Evidence from the ECHP," European Research Institute, 1999.
- Hewitt, D. P., "The Benefit Incidence of Consumption Public Goods," *Public Finance Quarterly* 15, 1987, pp. 138~165.
- Houthakker, H.S., "Additive Preferences," *Econometrica*, vol.23, 1960, pp. 244~257.
- Itaya, Jun ichi and David de Meza and Gareth D. Myles, "Income Distribution, Taxation, and the Private Provision of Public Goods," *Journal of Public Economic Theory*, vol. 4, pp. 273~297.

- Jean-Marc Burniaux, Thai-Thanh Dang, Douglas Fore, Michael Forster, Marco Mira d'Ercole and Howard Oxley, "Income Distribution in OECD Countries: Economics Department," Working Papers No. 189, 1998.
- Kim, T. "A stable Nash mechanism implementing Lindahl allocations for quasi-linear environments," *Journal of Mathematical Economics* 22: 1993, pp. 359~371.
- Laffont, *Fundamentals of Public Economics*, MIT Press, London, 1988.
- Lanjouw, Peter, and Martin Ravallion, "Benefit Incidence, Public Spending Reforms, and the Timing of Program Capture," *World Bank Economic Review* Vol. 13 1999. 5, pp. 257~273.
- Maital, S., "Public Goods and Income Distribution: Some Further Results," *Econometrica*, vol. 41, 1973, pp. 561~568.
- Matsuyama, K., "A Ricardian Model with a Continuum of goods under Nonhomothetic Preferences: Demand Complementarities, Income Distribution, and North-South Trade," *Journal of Political Economy*, vol.108, pp. 1093~1120.
- McKenzie, Richard B., "The Construction of the Demand for Public Goods and the Theory of Income Redistribution," *Public choice*, vol.36, pp. 337~344.
- Meerman, J. "Public Spending in Malaysia: Who Benefits and Why?," Oxford University Press, New York, 1979.
- Mello, Luiz de and Erwin R. Tiongson, "Income Inequality and Redistributive Government Spending," IMF WP/03/04, 2003.

- Mello, Luiz de, "Income Inequality and Redistributive Government Spending," IMF Working Papers WP/03/14, IMF, 2003.
- Musgrave, R.A. and D.W. Daicoff, "Who pays the Michigan taxes?," in Michigan Tax Study staff Papers. Ann Arbor, University of Michigan Press, 1958, pp. 131~183.
- OECD, "The Index of Tax Redistribution: ANNEX II," DAFFE/CFA/WP2(2003)32/ANN2, 2003.
- _____, "The Role of the Tax/Benefit System in Reducing Inequality Country Analysis," DAFFE/CFA/WP2(2003)32/ANN1, 2003.
- Peleg, B. "Double Implementation of the Lindahl equilibrium by a continuous mechanism," *Economic Design* 2: 1996, pp. 311~324.
- Pissarides, C.A. and G. Weber, "An Expenditure-Based Estimate of Britain's Black Economy", *Journal of Public Economics*, Vol. 39, 1989, pp. 17~32.
- Plotnick, R., "The Redistributive Impact of Cash Transfers," *Public Finance Quarterly* 12, 1984, pp. 27~50.
- Powell, A.A., T. Van Hoa, and R.H. Wilson, "A multi-sectoral analysis of consumer demand in the post-war period," *Southern Economic Journal* 35: 1968, pp. 109~120.
- Ravallion Martin, Dominique van de Walle and Madhur Gautam, "Testing a Social Safety Net," *Journal of Public Economics*, Vol. 57, 1995, pp. 175~199.
- Sato, K., "Additive Utility Functions with double-Log Consumer Demand Functions," *The Journal of Political Economy*, vol. 80, 1972, pp. 102~124.

- Selden, Tomas M. and Michael J. Wasylenko, "Benefit Incidence Analysis in Developing Countries," The World Bank Working Papers WPS 1015, 1992.
- Selowsky, M. "Who Benefits from Government Expenditures? A Case Study of Colombia," Oxford University Press, New York, 1979.
- Tanninen, H., "Income Inequality, Government Expenditures, and Growth," *Applied Economics*, Vol. 31, 1999, pp. 1109~1117.
- Tax Foundation, "Tax Burdens and Benefits of Government Expenditure by Income Class," 1961 and 1965. New York: Tax Foundation, 1967.
- Tian, G. "Double implementation of Lindahl allocations by a pure mechanism," *Social Choice and Welfare* 17: 2000, pp. 125~141.
- Van de Walle, Dominique, "Behavioral Incidence Analysis of Public Spending and Social Programs," Tool Kit-Chapter 3.
- _____, "Assessing the Welfare Impacts of Public Spending," *World Development*, Vol. 26, No. 3, 1998, pp. 365~379.
- Zeller, Arnold, "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias." *Journal of the American Statistical Association* 57, 1962, pp. 500~509.

<부록> 근로자 가구의 재분배 효과²⁰⁾

자영업자나 실업자 등 근로자 가구 이외의 소득자료는 도시가계 조사에 나와 있지 않으며, 농가의 경우에는 소득세에 대한 자료가 없으므로 근로자 가구를 중심으로 소득재분배 효과를 더 세부적으로 살펴보자.

위에서 도시가구와 농촌가구 그리고 전체가구에 대해서 분석한 결과와 근로자가구만을 분석한 결과는 약간의 차이가 존재한다. 즉, 도시 및 농촌 그리고 전체가구의 경우는 가구의 총소득에 경상, 비경상소득을 포함하고 기타수입인 자산과 부채의 증감항목만을 제외 하였으나 이후에서 분석한 자료는 근로자가구의 경우 근로소득만을 분석의 대상으로 하여 그 결과분석에 다소간의 차이를 나타내고 있으므로 둘간의 비교가 어려운 점이 존재한다.

또한 위에서 분석한 도시 및 농촌 그리고 전체가구의 경우는 가구원수로 조정하는 OECD 방식을 채택하였으나 근로자가구만을 대상으로 조세의 소득재분배 효과를 분석한 것은 가구원수로 조정하지 않은 결과이며, 3장의 개인기준 소득의 경우에 가구원수로 조정된 결과를 제시하고 있다.

1. 이 론²¹⁾

소득재분배 효과는 세부담과 조세의 누진도로 나타난다. 이를 살펴보기 위하여 다음과 같은 수식을 사용하기로 하자. 소득의 분포

20) 이하는 전병목(2004,10), “조세의 소득재분배 효과” 내부자료 참조.

21) The index of Tax Redistribution : Annex II, OECD, 2003

를 $Y = \{y_1, y_2, \dots, y_i, \dots, y_n\}$ 이라고 하고, 조세함수를 $T(y)$ 라고 하자. 한계세율이 1보다 작으므로 ($0 < t_m < 1$) 소득의 순서가 바뀌지는 않는다.

- 총소득의 합 : $Y = (\sum_{n=1}^N y_n)$
- 총 조세수입 : $T = (\sum_{n=1}^N T(y_n))$
- 평균세율 : $t_a = T/Y = (\sum_{n=1}^N T(y_n))/(\sum_{n=1}^N y_n)$

이렇게 표기하면 i 번째 사람을 기준으로 평가한 값을 알 수가 있다.

- 총소득의 Lorenz 곡선 : $L_y(i) = (\sum_{n=1}^i y_n)/Y$
- 조세의 집중 곡선 : $L_T(i) = (\sum_{n=1}^i T(y_n))/T$

위의 수식을 이용하면 총소득의 Lorenz 곡선과 순소득 및 조세의 관계를 수식으로 표현할 수가 있다.

$$L_{(Y-T)}(i) - L_y(i) = [t_a/(1-t_a)] * [L_y(i) - L_T(i)], \quad t_a = T/Y. \quad \text{식 (1)}$$

위의 수식에서 좌변은 i 번째 사람에게서 평가한 순소득의 집중도에서 총소득의 Lorenz 곡선을 차감한 것이다. 따라서 이는 조세로 인한 소득재분배 효과를 나타낸다. 우변 수식의 첫째 항은 평균적인 세부담을 의미한다. 둘째 항은 i 번째 사람에게서 평가한 총소득의 Lorenz 곡선에서 조세의 집중도를 차감한 것이다. 총소득의 분포는 이미 결정되어 있는 것이므로 조세의 누진도가 크기를 결정하게 된다. 결과적으로 조세로 인한 소득재분배 효과는 평균세율과

조세의 누진도에 따라 달라지게 된다. 다시 말하면, 조세로 인한 소득재분배 효과를 높이려면 평균세율을 높여 세수를 증대시키거나, 세수를 고정시킨 상황에서 누진도를 높이는 방법이 있을 수 있다.

불평등도를 파악하기 위하여 일반적으로 사용하는 Gini 계수를 사용하면 다음과 같다.

- 총소득의 지니계수 : $G_{(Y)} = 1 - 2 * \int_0^1 L_Y(p) dp$
- 순소득의 집중지수 : $G_{(Y-T)} = 1 - 2 * \int_0^1 L_{(Y-T)}(p) dp$
- 조세의 집중지수 : $C_{(T)} = 1 - 2 * \int_0^1 L_T(p) dp$

위의 수식을 활용하면 소득불평등에 대한 관계식이 도출된다.

$$C_{(Y-T)} - G_{(Y)} = [t_a / (1 - t_a)] * [G_{(Y)} - C_{(T)}] \quad \text{식 (2)}$$

$$RS = (t_a / (1 - t_a)) * K, \quad K = (G_{(Y)} - C_{(T)})$$

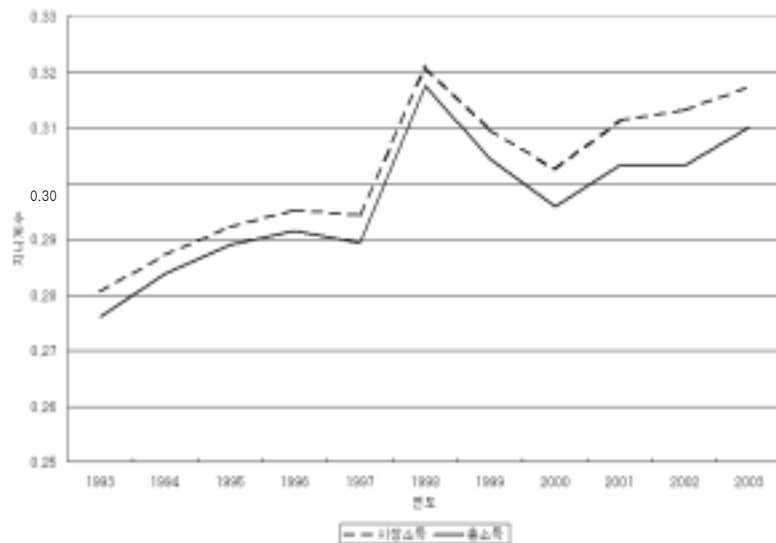
위 식의 좌변은 조세로 인한 형평성 개선 지수로 RS(Reynolds-Smolensky)지수라 불린다. 우변의 첫째 항은 조세부담을 나타내며, 둘째 항은 조세의 누진도를 나타내는데 Kakwani지수라 불린다.

2. 조세의 재분배 효과 분석

우리나라 도시근로자가구의 소득불평등도는 지난 10여 년간 꾸준히 상승하여 왔다. 이러한 소득불평등도의 증가는 소득증가와 함께 세계적으로 불가피하게 나타나는 현상이지만 그 증가속도가 상당한 것도 사실이다. 외환위기 이후 개선추세를 보이던 소득불평등도는 2000년 이후 급격히 상승하여 시장소득기준으로 2003년 지니계수는

0.3175로 외환위기 당시인 1998년의 0.3209의 98.9% 수준에 도달하였다. 이는 외환위기 극복과정에서 일어난 구조조정의 결과 생산성에 따른 노동시장의 양극화가 심화되었기 때문이다.

[부도 1] 도시근로자가구의 소득불평등도 추이(지니계수 기준)



한편 연금, 사회보장급여 등 정부의 이전소득은 전체적인 소득불평등도를 낮추어 주었는데 특히 외환위기 이후 소득분배 개선효과가 이전의 1% 내외에서 2% 중반대로 높아졌다. 이는 악화된 소득구조 개선을 위해 국민기초생활보장제도의 시행 등 정부의 노력이 외환위기 이후 크게 강화되었음을 보여준다. 또한 1988년 도입되었던 국민연금제도의 수혜자가 점차 증가하고 있기 때문이기도 하다.

소득재분배에 큰 역할을 하고 있는 소득세의 경우 정부 이전소득보다 2배 이상 높은 분배효과를 보여주고 있다. 이는 절대적인 재정규모의 차이에도 기인하므로 두 정책의 상대적인 유효성을 보여 주지는 않는다. 소득세의 재분배효과는 1990년대 4% 이하 수준에

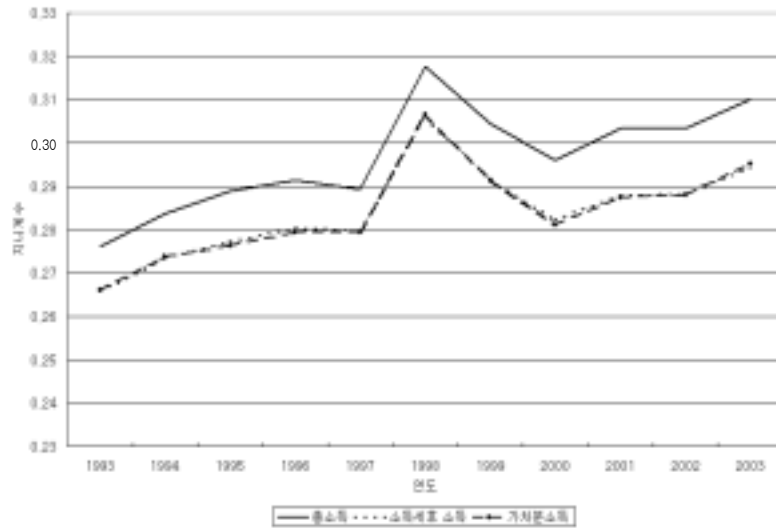
서 2000년대에는 5% 이상 수준으로 증가하였으며 소득불평등도의 평균증가율도 소득세 이전의 1.17%에서 세후소득 기준으로는 1.03%로 낮아졌다. 그러나 이러한 재분배효과의 증가에도 불구하고 절대적인 소득불평등도 수준은 2003년 현재 0.2943으로 1993년 수준보다 높아졌다. 한편 도시 근로자가구의 가치분소득도 유사한 추세를 보여주고 있으나 소득비례적인 사회보장기여금 지출이 포함되어 있어 전체적인 재분배효과는 소득세의 경우보다 낮게 나타났다. 사회보험원리에 따라 운영되는 국민연금보험, 건강보험, 고용보험 등은 제도의 특성상 기여단계보다는 지급단계에서의 소득재분배 기능에 중점을 두고 있기 때문이다.

<부표 1> 조세의 소득재분배 효과

연도	시장소득	총소득 (개선율)	소득세 후 소득 (개선율)	소득세, 재산세 등 후 소득 (개선율)	가치분소득 (개선율)
1993	0.2805	0.2761 (-1.59)	0.2656 (-5.61)	0.2656 (-5.61)	0.2660 (-5.45)
1994	0.2871	0.2838 (-1.16)	0.2734 (-5.01)	0.2734 (-5.01)	0.2737 (-4.90)
1995	0.2921	0.2890 (-1.07)	0.2771 (-5.41)	0.2758 (-5.91)	0.2763 (-5.72)
1996	0.2952	0.2915 (-1.27)	0.2802 (-5.35)	0.2790 (-5.81)	0.2795 (-5.62)
1997	0.2944	0.2894 (-1.73)	0.2796 (-5.29)	0.2789 (-5.56)	0.2794 (-5.37)
1998	0.3209	0.3176 (-1.04)	0.3061 (-4.84)	0.3060 (-4.87)	0.3065 (-4.70)
1999	0.3096	0.3045 (-1.67)	0.2914 (-6.25)	0.2907 (-6.50)	0.2915 (-6.21)
2000	0.3026	0.2959 (-2.26)	0.2822 (-7.23)	0.2812 (-7.61)	0.2811 (-7.65)
2001	0.3113	0.3034 (-2.60)	0.2878 (-8.17)	0.2873 (-8.35)	0.2874 (-8.32)
2002	0.3131	0.3034 (-3.20)	0.2882 (-8.64)	0.2876 (-8.87)	0.2881 (-8.68)
2003	0.3175	0.3101 (-2.39)	0.2943 (-7.88)	0.2938 (-8.07)	0.2952 (-7.55)
증가율	1.24	1.17	1.03	1.01	1.05

주: 총소득은 시장소득에 정부의 이전소득을 더한 것임. 소득세, 재산세 등은 소득세, 재산세 외 자동차세, 기타 직접세의 합이며 가치분소득은 총 소득에서 소득세, 재산세 등과 사회보장기여금(연금, 고용보험, 건강보험)을 차감한 소득.

[부도 2] 조세제도의 소득재분배 효과 추이



소득세의 소득재분배 효과를 제도의 누진도와 평균적인 세부담 수준으로 분해해 보면 1990년대 이후 소득재분배 효과의 증가는 주로 평균적인 세부담 증가에 기인하는 것으로 나타났다. 즉 제도의 누진도(총소득과 소득세의 지니계수 차이)는 1990년대 수준에서 변화하는 반면 평균적인 세부담은 꾸준히 증가하여 재분배효과를 높여왔음을 알 수 있다. 특히 세율인하, 근로소득공제율 조정 등 최근의 소득세제개편은 제도의 누진도를 하락시키는 방향으로 작용하였다. 기존의 근로소득공제 한도를 삭제한 2001년의 경우 소득세의 누진도, 즉 소득세 집중도와 소득집중도의 차이는 큰 폭으로 하락하였다.

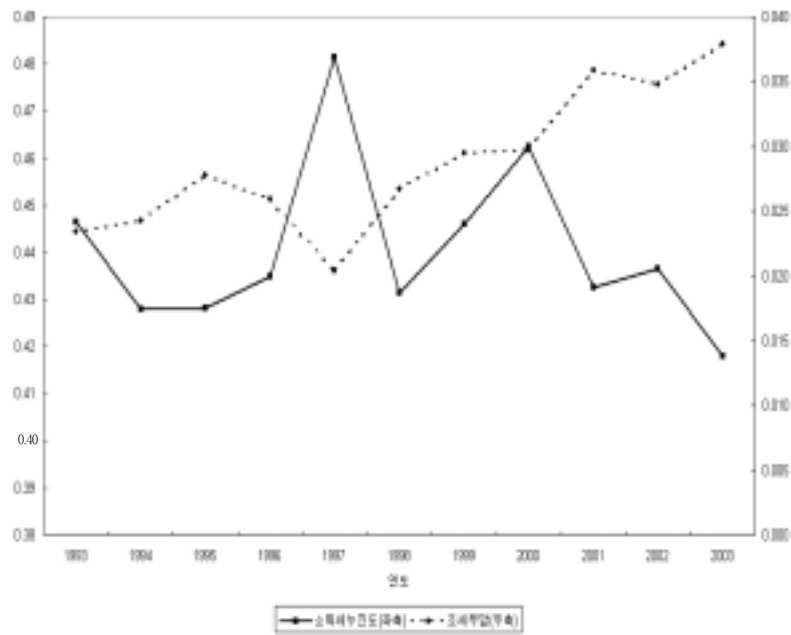
이는 근로소득자의 48.5%(2002년) 정도가 세금을 내지 않고 중상위계층의 소득세 누진도가 상대적으로 빠르게 증가하여 조세제도에 대한 불만을 야기하는 현실을 고려한 것이라 할 수 있다²²⁾. 또

22) 진병목(2004) 참조.

한 소득과약에 어려움이 있는 자영업자들과의 형평성 확보라는 측면에서도 일방적인 근로소득자 부담증대로 이어질 수 있는 누진도 증가가 어렵기 때문이기도 하다.

소득세제의 누진도가 크게 변화하지 않은 것은 소득세의 집중도에서도 간접적으로 확인할 수 있다. 소득분포의 변화에도 불구하고 소득세의 집중도는 외환위기 이전 0.71 수준에서 1997년 0.77까지 상승하였다가 2003년 0.73으로 점차 외환위기 이전 수준으로 낮아지는 추세다. 이러한 결과는 완만한 상승추세에 있는 소득분포 불평등도와와의 차이, 즉 누진도가 상당히 안정적이었음을 보여준다.

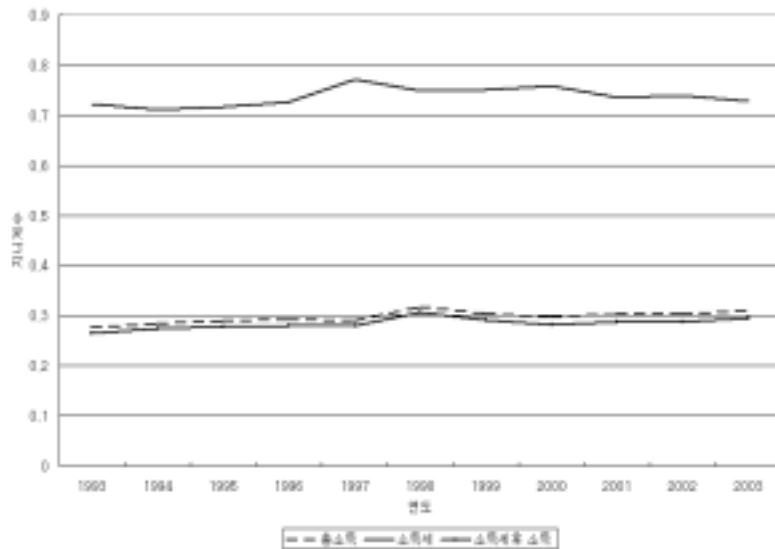
[부도 3] 소득세의 재분배효과 분해



<부표 2> 소득재분배 효과의 분해

연도	소득세			소득세, 재산세 등		
	재분배효과	누진도	세 부담	재분배효과	누진도	세 부담
1993	0.01044	0.44646	0.02338	0.01044	0.44646	0.02338
1994	0.01039	0.42791	0.02429	0.01039	0.42791	0.02429
1995	0.01191	0.42824	0.02781	0.01315	0.35861	0.03666
1996	0.01126	0.43483	0.02590	0.01250	0.34822	0.03591
1997	0.00980	0.48143	0.02035	0.01048	0.36791	0.02850
1998	0.01153	0.43144	0.02672	0.01158	0.31147	0.03719
1999	0.01313	0.44606	0.02945	0.01382	0.34650	0.03987
2000	0.01373	0.46248	0.02970	0.01479	0.35995	0.04110
2001	0.01552	0.43267	0.03586	0.01608	0.35674	0.04507
2002	0.01519	0.43647	0.03481	0.01571	0.36644	0.04287
2003	0.01584	0.41801	0.03789	0.01629	0.34249	0.04756

[부도 4] 소득세의 집중도 추이



<부표 3> 각종 세목별 집중도 추이

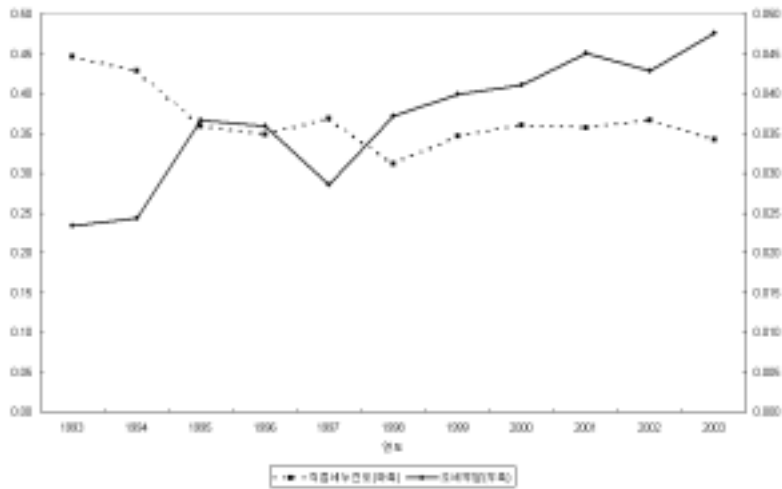
연도	소득세	소득세, 재산세 등	사회보장세
1993	0.72254	0.72254	0.28181
1994	0.71166	0.71166	0.29245
1995	0.71723	0.64760	0.29701
1996	0.72632	0.63972	0.29990
1997	0.77084	0.65732	0.30009
1998	0.74903	0.62906	0.33123
1999	0.75057	0.65101	0.31503
2000	0.75843	0.65590	0.30745
2001	0.73603	0.66010	0.31144
2002	0.73983	0.66980	0.30970
2003	0.72813	0.65261	0.30582
증가율	0.08	-1.01	0.82

소득세의 평균적인 세부담은 외환위기 이후 지속적으로 증가하고 있으나 세부담의 공평성 확보, 소득세의 경기안정적 역할, 소득재분배 기능 등 소득세의 긍정적 역할을 고려할 때 다른 세목의 증가보다는 바람직하다. 특히 우리나라 소득세의 비중이 다른 선진국들에 비해 낮은 현실을 고려할 때 향후 조세의 재분배기능 강화를 위해서는 누진도 강화보다는 평균적인 세부담 증가가 바람직할 것이다. 소득세와 기타 세(재산세, 자동차 세 등)를 포함한 경우에도 비슷한 추세를 보여주는데 실질적인 조세제도의 누진도는 1990년대 초반보다도 낮은 상황이다.

재분배효과 변화에 대한 요인별 기여도를 살펴보면 앞에서 살펴본 평균적인 세부담효과와 누진도의 상반된 변화를 다시 확인할 수 있다. 소득세의 경우 1999~2000년 기간 동안 누진도 및 세부담 모두 재분배효과 변화방향과 동일하게 변화하였다. 그러나 2001년 이후에는 조세 누진도가 재분배효과 변화와 반대방향으로 변화하였으

며 그 상대적 크기는 세부담 요인에 의한 것보다 작은 것으로 나타났다.

[부도 5] 소득세, 재산세 등의 재분배효과 분해



주: 소득세, 재산세 등은 소득세, 재산세, 자동차세, 기타 세금의 합.

<부표 4> 소득재분배 효과 변화에 대한 기여도 분석

연도	소득세			소득세, 재산세 등		
	누진도	세부담	합계	누진도	세부담	합계
1995	0.5	99.5	100.0	-46.6	146.6	100.0
1996	-28.9	128.9	100.0	58.5	41.5	100.0
1997	-99.8	199.8	100.0	-37.7	137.7	100.0
1998	-49.6	149.6	100.0	-101.2	201.2	100.0
1999	24.9	75.1	100.0	60.9	39.1	100.0
2000	81.2	18.8	100.0	55.8	44.2	100.0
2001	-45.1	145.1	100.0	-10.1	110.1	100.0
2002	-43.1	143.1	100.0	-126.1	226.1	100.0
2003	-91.6	191.6	100.0	-148.1	248.1	100.0

3. 개인기준 소득

가구단위 소득의 변화는 가구규모의 변화를 반영할 수 없어 가구원의 실제적인 후생을 반영하기 어렵다. 불평등지수의 추정에 있어 가구 구성원의 수를 명시적으로 고려하는 방안으로 OECD에서는 균등화탄력성의 개념을 사용하고 있다. 본 연구에서는 Burniaux et al.(1998)에서 채택한 환산방법을 이용하고 균등화탄력성은 0.5를 이용하였다. 즉 개인별 소득은 가구소득(Y)을 가구원수에 제곱근으로 나누어 준 것과 같다.

$$y = \frac{Y}{N^{0.5}}$$

이러한 고려는 1990년대 이후 가구당 인원수가 지속적으로 감소하고 있음을 고려해 볼 때 필요한 과정이다.

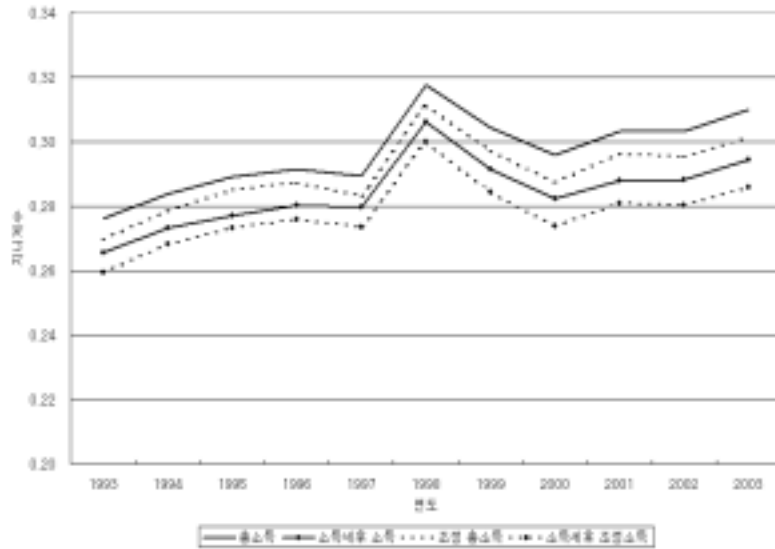
<부표 5> 가구당 인원의 변화추이

(단위: 명, %)

	1993	1995	2000	2001	2002	2003	평균 증가율
평균 가구원수	3.80	3.63	3.49	3.47	3.43	3.47	-0.91

가구규모의 감소를 고려할 경우 소득불평등도는 이전보다 감소하게 되는데 그 비율 또한 점차 증가함을 알 수 있다. 소득불평등도의 증가추세는 변하지 않는 반면 그 증가율은 소폭 하락하게 된다.

[부도 6] 개인기준 소득의 소득불평등도 변화



<부표 6> 가구규모 조정의 효과

	총소득 (A)	조정총소득 (B)	차이 ((A-B)/B)	소득세후 소득(C)	소득세후 조정소득(D)	차이 ((C-D)/D)
1993	0.2761	0.2698	-2.34	0.2656	0.2594	-2.39
1994	0.2838	0.2786	-1.87	0.2734	0.2683	-1.90
1995	0.2890	0.2850	-1.40	0.2771	0.2731	-1.46
1996	0.2915	0.2873	-1.46	0.2802	0.2760	-1.52
1997	0.2894	0.2834	-2.12	0.2796	0.2736	-2.19
1998	0.3176	0.3115	-1.96	0.3061	0.2999	-2.07
1999	0.3045	0.2974	-2.39	0.2914	0.2843	-2.50
2000	0.2959	0.2874	-2.96	0.2822	0.2737	-3.11
2001	0.3034	0.2963	-2.40	0.2878	0.2808	-2.49
2002	0.3034	0.2953	-2.74	0.2882	0.2802	-2.86
2003	0.3101	0.3015	-2.85	0.2943	0.2858	-2.97
증가율	1.17	1.12		1.03	0.97	

<국문요약>

재정지출의 소득재분배 효과

박기백, 김 진, 전병목

본 보고서는 재정지출을 크게 순수공공재, 비순수공공재, 이전지출로 구분하여 재정의 소득재분배 효과를 분석하였다. 조세와 이전지출(수입)을 통한 직접적인 효과, 순수공공재 공여로 인한 효과, 주택·교육·의료에 대한 지원을 통한 효과를 각각 10분위 소득계층에 대한 자료를 이용하여 대표적인 소득불평등 지수인 지니계수를 계산함으로써 구하였다.

우리나라의 최근 10년에 걸친 소득불평등도 변화를 순조세, 순수공공재, 비순수공공재로 나누어 보면 다음과 같다. 정부 이전소득 및 세금을 합한 순조세는 소득분배를 개선시키고 있다. 특히, 정부 이전소득이 빠르게 증가하며 소득분배를 개선하고 있는 것으로 나타났다. 정부가 제공하는 국방·치안·행정·외교 등 순수공공재는 지니계수를 다소 상승시키는 역할을 하고 있다. 반면 주택·교육·의료는 대체적으로 소득분배를 개선시키는 역할을 하고 있다.

주택의 경우에는 도시 무주택자에 대한 지원이, 교육의 경우에는 초등학교에 대한 지원이 소득분배를 개선시키는 효과가 큰 것으로 나타나고 있다. 단위당 효과는 1999년 이후로 2003년까지 교육이 가장 높았으며, 다음은 주택이 개선효과가 좋았고, 의료는 가장 낮은 것으로 나타났다.

<Abstract>

Redistribution Effect of Government Expenditure

Ki-Baeg Park, Jin Kim, Byung Mok Jeon

This report examines the redistribution effect of government expenditure on household income or consumption by dividing government expenditure into three categories; pure public goods, specific public goods, and public transfers.

We analyze the direct effect through taxes and transfers, the effect through public goods provision, and the effect through the support for housing, education, and health, respectively, by calculating the Gini index with a household survey data set.

The change of Korea's inequality degree in a recent decade could be decomposed into net transfer, pure public goods, and non-pure public goods. Net transfer, which consists of taxes and transfer income, enhances income distribution due to the increase of government transfer. Pure public goods increases the Gini index, which deteriorates the distribution equality. On the other hand, specific public support for housing, education, and health strengthens the distribution equality. The distribution effect of each one dollar spent has the order of education, to housing, to health in 1999~2003.

<著者略歴>

朴 寄 白

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Wisconsin-Madison대 경제학 석·박사
현, 한국조세연구원 연구위원

金 珍

서울대학교 경제학과, 경제대학원 졸업
미국 Minnesota대 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

田 炳 睦

서울대학교 자원공학과 졸업
미국 Rice대 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

研究報告書 04-01

재정지출의 소득재분배 효과

2004년 12월 24일 인쇄
2004년 12월 31일 발행

저 자 박기백·김진·전병목
발행인 최용선
발행처 한국조세연구원

[11318]-[71714] 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지
전화: 2186-2114(대), 팩시밀리: 2186-2179

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호
조판및 일지사
인쇄

© 한국조세연구원의 2004

TCRNT 80-8101-975-0

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 6,000원