

소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구

2006. 12

김우철 · 민희철 · 박상원

서 언

가구별 소득의 분석에서 실시하는 동등화 작업은 서로 다른 특성을 지닌 가구들의 소득이나 지출을 일관된 기준으로 표준화하는 것인데, 이 때 사용하는 지수가 바로 가구 동등화 지수이다. 본 보고서는 가구 동등화 지수를 정치한 방법으로 추정하고 이를 가구별 정책에 적용하여 시사점을 도출한 연구이다. 가구 구성이 급속도로 변화하고 있으며 가구 소득의 양극화가 가속화되고 있음을 생각할 때, 동등화 지수의 산출은 그 자체만으로 큰 연구 의의를 지닐 뿐 아니라 향후 연구에 요긴하게 사용되는 기초자료의 역할을 할 것으로 기대된다.

본 보고서는 본원의 김우철, 민희철, 박상원 박사가 집필하였다. 저자들은 연구초기부터 연구의욕을 북돋우고 자료 확보에 큰 도움을 준 성명재 박사와 연구의 질을 향상시키는 데 도움을 준 익명의 논평자 및 세미나 참석자들에 감사하고 있다. 또한 연구의 자료 수집에 도움을 준 이정미·윤창용 연구원, 원고정리 및 교정을 맡아준 윤혜순·변경숙·최미영 연구조원에 고마운 마음을 전하고 있다.

마지막으로 본 보고서의 내용은 저자들의 개인적인 견해이며 본 연구원의 공식적인 견해와는 다를 수 있음을 밝혀둔다.

2006년 12월

한국조세연구원

원장 최 용 선

요약 및 정책시사점

본 연구는 목적은 우리나라의 동등화 지수를 다양하면서도 정치한 방법으로 도출하고 이를 통해 가구별 정책에 적용될 수 있는 시사점을 도출하는 것이다.

먼저 제Ⅱ장에서는 기존의 동등화 지수 연구를 바탕으로 동등화 지수의 개념을 정리하고 지금까지 개발된 산출방법을 요약하였다. 또한 기존 연구에서 제시한 동등화 지수를 정리하고 그 특징을 살펴보았다.

제Ⅲ장에서는 다양한 방법으로 동등화 지수를 산출하고 이것을 기존 방식의 수치와 비교하고 있다. 구체적으로 지출의 가구유형별 비율 추정, 앵겔 접근법, 수요함수접근법 등을 사용하여 동등화 지수를 산출하였다. 이는 기존의 방법들을 총망라하면서 한층 진일보한 방법론을 사용하는 것이다.

먼저 가구 유형별로 소비지출 수준이나 비율을 단순 비교한 것에 따르면, 자녀 1인이 추가될 때마다 소비지출의 수준 자체는 증가하지만 증분 자체는 한계적으로 감소하여, 가구 내 규모의 경제 효과가 존재할 가능성이 큰 것으로 나타났다. 또한, 도시가계 조사자료를 앵겔 접근법과 수요체계 모형에 적용한 추정 결과는 $\sqrt{n}$ -법칙(square-root N-rule)이 적지 않은 문제가 있음을 보이고 있다. 이것은 현상은 $\sqrt{n}$ -법칙이 자녀와 성인의 차이를 무시하고 부정확한 규모의 탄력성을 이용하는 데서 비롯된다고 할 수 있다. 마찬가지로, 정부가 기초생활보장을 위한 생계비 지원 과정에서 활용하고 있는 동등화 지수는 추가 자녀에 따른 소요 비용을 상대적으로 과대평가함으로써 다자녀 가구에 비해 소자녀 가구의 지출 소요를 과

소계산하는 경향이 강함을 보였다.

제Ⅳ장에서는 소득세의 가구별 평균유효세율을 도출하고 가구별 세부담을 동등화 지수 측면에서 분석해 보았다. 현재의 소득세제가 다른 동등화지수에 비해 자녀에 대해 많은 혜택을 부여하고 있음을 지적하고, 향후 정책 변화가 어떤 영향을 미칠 수 있는지 제시하였다.

제Ⅴ장에서는 지니계수를 사용하여 우리나라의 소득불평등도를 측정하고, 이 값이 동등화 지수의 사용에 따라 어떻게 변하는지 살펴해보았다. 또한 가구유형 간 불평등도와 유형 내 불평등도를 구분하고 전체 불평등도와와의 관계를 규명하고자 하였다. 마지막으로 가구별 소득불평등도를 완화하는 데 조세·정부이전지출이 어떤 영향을 미칠 수 있는지 살펴보았다.

제Ⅴ장에서의 첫 번째 결론은 동등화지수의 선택에 따른 지니계수의 변화의 크기가 지니계수에 대한 표준오차의 범위를 크게 벗어나지 않았으며, 가처분소득의 지니계수와 시장소득의 지니계수의 차이를 통해 알 수 있는 조세 및 정부이전소득의 재분배 효과의 크기가 동등화지수의 선택에 거의 무관하게 비슷한 결과를 도출하였다는 점이다. 제Ⅴ장의 두 번째 결론은 가처분소득에 대해 구한 지니계수를 가구유형 내부의 불평등도와 가구유형 간의 불평등도로 분해한 결과, 가구유형 내부의 불평등도가 가구유형 간 불평등도보다 10배 이상 월등히 높은 수준을 나타내었다는 것이다. 이는 가구유형에 따라 차별적으로 실행되는 재분배정책(예를 들어 자녀 수에 따라서 보조금을 지급하거나, 세금을 공제해주는 제도)이 충분한 규모로 이루어진다고 하더라도, 가구유형 내부의 소득불평등도를 해소하지 않고서는 소득분배상태를 개선시키는 데 한계가 있음을 시사한다.

목 차

I. 서 론	15
II. 동등화 지수의 개념과 기존 연구	19
1. 동등화 지수의 개념	19
가. 가구비교와 동등화 지수	19
나. 동등화 지수와 필요(needs)	21
다. 가구원 수와 동등화 지수의 오목성	22
2. 효용을 이용한 동등화 지수의 정의	24
3. 동등화 지수 산출 방법	26
가. 산출방법 개요	26
나. 앵겔 접근법에 의한 동등화 지수의 산출	27
다. 수요함수를 이용한 동등화 지수의 산출	28
라. 식별(Identification)문제와 지출독립성(Equivalent Scale Exactness)	29
4. 기존의 동등화 지수	32
가. OECD의 동등화 지수	32
나. 최소생계비 산출에 사용된 동등화 지수	33
다. 유종구·주학중(1986)의 연구	34
라. 김진욱(2000, 2003)의 연구	36
III. 가구 유형과 동등화 지수	40
1. 이용 자료 설명	40

가. 도시기계연보 원자료	40
나. 자료의 선택과 조정	43
다. 가구 유형	46
2. 가구 유형별 소비지출 분포와 동등화 지수	50
가. 가구 유형별 총소비 지출 비교	51
나. 가구 유형 간 항목별 소비지출 비교	60
3. 엥겔(Engel) 접근법에 의한 동등화 지수	64
4. 수요함수 체계에 의한 동등화 지수: Quadratic Almost Ideal 함수 접근법	71
가. 지출체계와 식별조건: QUAIDS와 IE	72
나. 실증분석 모형과 결과	75
 IV. 동등화 지수와 소득세제	80
1. 서 론	80
2. 가구 유형별 유효세율의 도출	81
가. 절차 및 가정	81
나. 가구 유형별 유효평균세율	86
3. 소득세제의 특징과 가구 간 세부담 비교	89
가. 가구별 세부담과 동등화 지수의 비교	89
나. 동등화 지수 측면에서 본 소득세제	92
 V. 동등화 지수와 소득재분배	96
1. 소득분포 불평등도의 측정	96
2. 소득분포 불평등도에 미치는 동등화 지수의 영향	101
가. 동등화 지수의 역할	101
3. 지니계수와 조세정책의 소득재분배 효과	109
가. 동등화 지수와 소득 불평등도	109

나. 가구 유형에 따른 지니계수의 분해	117
다. 조세·정부이전소득이 소득 불평등도에 미친 효과	121
VI. 결 론	124
참고문헌	130
부록 1: 각종 동등화 지수의 비교	134
부록 2: 소득세 과세체계	137
부록 3: 제Ⅲ장 3절의 추정결과	143
부록 4: 제Ⅳ장 2절에 사용된 추정결과	145

표 목 차

<표 II- 1> OECD가 제시하고 있는 동등화 지수	3
<표 II- 2> 최저생계비 계측에 사용되는 동등화 지수	4
<표 II- 3> 직업별 · 가구원 수별 가구동등화단위: 유종구 · 주학중(1984)	35
<표 II- 4> 연령별 가구동등화단위: 유종구 · 주학중(1984)	36
<표 II- 5> 앵겔 방법에 의한 동등화 소비단위 (인구학적 변수): 김진욱(2000)	37
<표 II- 6> 확장된 선형지출 체계에 의한 동등화 소비단위 (사회 · 인구학적 변수): 김진욱(2000)	38
<표 II- 7> 계층 및 지출영역별 가구 동등화지수: 김진욱(2003) ·	39
<표 III- 1> 가구 특성 변수에 대한 조사(기간비교)	4
<표 III- 2> 가계조사 자료의 중복과 관련된 관측치 변화 추이	4
<표 III- 3> 가구구성별 표본의 수(2004)	4
<표 III- 4> 가구 유형과 구성	4
<표 III- 5> 가구 유형의 분포: 관측치의 수	4
<표 III- 6> 가구 유형의 분포: 백분율	4
<표 III- 7> 사용된 자료의 기초 통계조사	4
<표 III- 8> 소비지출 비율: 총소비	4
<표 III- 9> 소비지출 비율: 총소비(소득 효과 통제)	58
<표 III-10> 소비지출 비율: 식료품 & 교육 · 의료 지출	61
<표 III-11> 소비지출 비율: 수도, 광열, 집기 & 기타 지출	62
<표 III-12> 추정결과: EC I	67
<표 III-13> 추정결과: EC II	68

<표 III-14> 추정결과: EC III	7
<표 III-15> 앵겔 추정식 I 과 II로부터 얻은 동등화 지수	7
<표 III-16> 앵겔 추정식 III으로부터 얻은 동등화 지수	7
<표 III-17> 준이상형 수요체계(AIDS): Deaton and Muelbauer (1980)	73
<표 III-18> QUAIDS: Banks et al.(1997)	74
<표 III-19> 동등화 지수: 수요체계 접근법(QUAID)	78
<표 III-20> 추정결과 방법 I: $\ln a_0(z) = a_0^r + a_0^1 z_1 + a_0^2 z_2$ 과 방법 II: $\ln a_0(z) = a_0^r + Z\lambda$	79
<표 IV- 1> 가구 유형의 분포와 표본 수	8
<표 IV- 2> 유효세율에 해당하는 가구 유형별 세전소득	8
<표 IV- 3> 동일 유효세율을 가지는 가구별 세전소득의 비율 (4인가구를 기준으로)	90
<표 IV- 4> 기본공제 변경시 유효세율에 해당하는 가구 유형별 세전소득	92
<표 IV- 5> 기본공제 변경시 동일한 유효세율을 가지는 가구별 세전소득의 비율(4인가구를 기준으로)	93
<표 IV- 6> 소수공제자 추가공제 폐지시 유효세율에 해당하는 가구 유형별 세전소득	94
<표 IV- 7> 소수공제자 추가공제 폐지시 동일한 유효세율을 가지는 가구별 세전소득의 비율(4인가구를 기준으로)	95
<표 V- 1> 동등화 지수의 변화와 지니계수 1	106
<표 V- 2> 동등화 지수의 변화와 지니계수 2	117
<표 V- 3> 동등화 지수의 선택에 따른 가처분소득의 지니계수 (근로자가구)	112
<표 V- 4> 동등화 지수의 선택에 따른 가처분소득의 지니계수 (전체 가구)	113
<표 V- 5> 가구 유형별 동등화 지수의 값	111

<표 V- 6> 동등화 지수의 선택에 따른 가구 유형별 평균소득 및 순위	116
<표 V- 7> 지니계수의 분해(근로자가구; 가처분소득; NO ADJ)	120
<표 V- 8> 지니계수의 분해(근로자가구; 가처분소득; Engel III)	121
<표 VI- 1> 동등화 지수의 비교	12

그 립 목 차

[그림 III-1] 소비지출의 scale: 총소비 지출	55
[그림 III-2] 소비지출 비율: 총소비지출	59
[그림 III-3] 소비지출 비율: 식료품 지출	62
[그림 III-4] 소비지출 비율: 교육, 의료	63
[그림 III-5] 소비지출 비율: 수도, 광열, 집기 지출	63
[그림 III-6] 소비지출 비율: 기타	64
[그림 IV-1] 명목(한계)세율	87
[그림 IV-2] 가구별 평균유효세율	88
[그림 IV-3] 성인: 자녀 수 비율에 따른 지수의 비교	90
[그림 IV-4] 성인 수 증가에 따른 지수의 비교	91
[그림 V-1] 두 명이 존재하는 경제에서 지니계수가 의미하는 분배 상태	100
[그림 V-2] 조세 및 정부이전소득이 지니계수에 미친 효과	123

I. 서 론

연간소득이 4,000만원이고 남편과 부인으로 이루어진 A가구와, 연간소득이 5,000만원이고 부부와 한 자녀로 이루어진 B가구가 있다고 가정해 보자. 과연 이들 중 어느 가구가 (순수하게 경제적 측면에서) 더 높은 후생수준을 누린다고 할 수 있는가?

만약 연간소득 4,000만원과 5,000만원을 단순비교한다면, 가구원 수가 더 많아서 1인당 소득액은 적은 B가구의 소득을 과대평가하는 것이 된다. 한편, 1인당 소득 $4,000/2=2,000$ 만원과 $5,000/3=1,667$ 만원을 비교하여 A가구의 후생수준을 더 높게 평가한다면, 가구원 수가 증가할 때 발생하는 규모의 경제를 반영하지 못했다고 비판받게 될 것이다. 뿐만 아니라 성인과 비성인 사이의 소비 특성을 고려하지 못하여 왜곡된 결론을 얻을 위험에 처한다.

이와 같이 서로 다른 유형-가구원 수나 가구원의 나이 구성 등에 속하는 가구들의 지출(혹은 소득)을 비교하기 위해서는 이들을 합리적인 기준으로 조정하여 동등한 입장에서 바라보아야 한다. 이러한 조정 과정을 동등화 작업이라 부르며, 이 때 사용되는 지수가 동등화 지수이다. 사실 동등화 지수에 대한 연구는 정확한 수치의 도출 자체로도 중요한 의미가 있지만, 다른 분석의 기초자료를 제공한다는 측면에서 더욱 큰 의의를 지닌다. 동등화 지수를 현실에서 사용하는 가장 대표적인 예가 최저생계비의 결정과 소득 불평등도의 계산이다.

최저생계비란 한 개인이 건강하고 문화적인 생활을 유지하기 위해 소요되는 최소한의 비용을 말한다. 우리나라에서는 기준가구인 4인가구의 생계비를 5년마다 실제측하고, 다른 가구의 최저생계비는 동등화 지수를 통해 실제측 값을 변환하여 산출한다. 따라서 최저생계비 계산

에 사용되는 동등화 지수란 최저한의 생활을 보장하는 기준가구와 비교가구의 지출비율을 의미한다.

소득 불평등도의 계산에도 동등화 지수는 중요한 역할을 한다. 소득 불평등도란 결국 소비를 통한 후생수준의 불평등도를 따지는 것이라고 할 수 있다. 현실에서 소비가 가구단위로 이루어지고 있으므로, 대부분의 연구는 개인 소득의 불평등도가 아니라 가구단위 소득의 불평등도를 측정하고 있다. 그런데, 전술한 바와 같이 가구단위의 소비에는 규모의 경제가 존재하여, 같은 소득을 가진 가구라 할지라도 각 가구의 소비수준은 달라질 수 있다. 따라서 각 가구의 소득을 동등화 지수를 통해 조절한 후 소득 불평등도를 계산해야 한다.

본 연구의 목적은 현실적 유용성이 많은 동등화 지수를 다양하면서도 정직한 방법으로 도출하고 이를 직접 연구에 활용하는 것이다. 본 연구의 구체적인 내용을 정리하면 다음과 같다.

먼저 제Ⅱ장에서는 기존 동등화 지수 연구를 바탕으로 동등화 지수의 개념을 정리하고 지금까지 개발된 산출방법을 요약한다. 제Ⅲ장에서는 다양한 방법으로 동등화 지수를 산출하고 이것을 기존 방식의 수치와 비교하고자 한다. 구체적으로 지출의 가구 유형별 비율 추정, 앵겔 접근법, 수요함수접근법 등을 사용하여 동등화 지수를 산출하였다. 이는 기존의 방법들을 총망라하면서 한층 진일보한 방법론을 사용하는 것이다.

지출의 가구 유형별 비교란, 서베이 자료에 나타난 가구 유형별 지출차이를 체계적인 방법에 의해 추정하고 이를 이용하여 동등화 지수를 산출하는 것이다. 특히 유형별로 가구를 구분한 후 지출 측면에서 동일한 분위에 속하는 대표가구들을 선택함으로써, 실제 자료에 근거한 지출수준의 비교가 가능하였다. 앵겔접근법은, 전체 지출에서 식료품비가 차지하는 비율이 후생수준의 역지표라는 앵겔의 가정에 기초하여, 식료품비 비중을 동일하게 만드는 가구 유형별 지출수준을 통해 동등화 지수를 산출하는 것이다. 특히 강한 가정에 기반을 두고 있는

종전의 추정방식과 함께 점차로 완화된 가정하에서 식료품비 비중의 설명변수들을 추가함으로써, 기존 방법을 검증하는 동시에 좀더 설득력 있는 동등화 지수를 도출하고자 하였다.

마지막으로 수요함수접근법은 최근에 가장 많이 시도되는 방법이다. 동등화 지수의 정의상 동등화된 지출수준에서 기준가구와 비교가구의 구성원들은 동일한 후생수준을 누려야 한다. 따라서 동일한 후생수준이라는 것을 어떻게 이해하느냐에 따라 동등화 지수의 산출방법이 달라진다. 수요함수접근법은 동일한 후생수준을 동일한 효용수준으로 해석하고, 미시경제학에서 발전한 수요이론에 기초하여 수요 자료로부터 동등화 지수를 산출하는 방법을 제공한다. 기존의 몇몇 연구에서 이미 수요함수접근법을 통해 우리나라의 동등화 지수를 산출하였으나, 이들은 초기에 사용된 지출체계 모형을 사용함으로써 정교하지 못한 방법론에 의존하였다. 이에 반해, 본 연구는 QUAID 지출체계를 이용하였고 식별문제를 명확하게 언급하여 좀더 엄밀한 추정이 가능하도록 노력하였다.

제Ⅳ장에서는 소득세의 가구별 평균 유효세율을 도출하고 가구별 세부담을 동등화 지수 측면에서 분석해 보았다. 우리나라의 소득세제는 여러 가지 공제제도를 통해 가구 간의 세부담이 달라지는 특징을 가지고 있는데, 가구별 평균 유효세율을 동일하게 하는 세전소득의 비율을 살펴봄으로써, 소득세제를 동등화 지수의 아이디어 측면에서 평가해 본 것이다. 물론 소득세 공제제도가 가구 유형별 후생수준의 일치라는 목적만을 가지고 있는 것이 아니며, 소득세 과세단위는 개인이고 동등화 지수는 가구단위의 지출을 분석하는 것이므로, 가구 유형별 소득세 부담의 비율과 동등화 지수를 같은 것으로 해석할 수는 없다. 하지만 소득세제에 녹아들어가 있는 가구 유형별 차이를 기존의 동등화 지수와 비교하는 것은 향후 소득세제도의 방향을 결정하는 데 중요한 자료를 제공하게 될 것이다.

제Ⅴ장에서는 지니계수를 사용하여 우리나라의 소득 불평등도를 측

정하고, 이 값이 동등화 지수의 사용에 따라 어떻게 변하는지 살펴보았다. 또한 가구 유형 간 불평등도와 유형 내 불평등도를 구분하고 전체 불평등도와와의 관계를 규명하고자 하였다. 마지막으로 가구별 소득 불평등도를 완화하는 데 조세·정부이전지출이 어떤 영향을 미칠 수 있는지 살펴보았다.

II. 동등화 지수의 개념과 기존 연구

1. 동등화 지수의 개념

가. 가구비교와 동등화 지수

우리가 수행하는 경제활동은 많은 경우에 가구를 단위로 이루어지고 있다. 대표적 경제활동인 지출도 대부분 가구단위로 이루어지고, 한 개인이 노동시장에 얼마나 참여할 것인가 하는 결정도 다른 가구원의 소득수준과 밀접한 관계를 가지고 있다¹⁾. 따라서 경제활동을 통해 얻어지는 경제주체의 복지수준도 그 경제주체가 어떤 가구에 속하고 있느냐에 따라 달라진다.

이러한 이유 때문에 소득과 지출에 관한 경제·복지 정책들은 많은 경우에 가구를 단위로 이루어진다. 예를 들어 한 경제주체에게 소득세를 부과할 때, 그가 어떤 특성을 지닌 가구에 속하느냐에 따라 공제액이 달라진다. 또 한 개인이 빈곤층으로 분류되어 국가적 지원을 받아야 하는 경우에도 그가 어떤 가구에 속해 있느냐에 따라 지원의 폭이 결정된다.

정책뿐만 아니라 경제상황에 대한 분석과 이해도 가구단위로 이루어지는 경우가 많다. 그 대표적인 예가 소득이 얼마나 불평등한가를 살펴보는 일이다. 궁극적으로 한 경제주체의 효용은 소비로부터 얻어지고 소비를 위한 자원은 소득으로부터 얻어지는 것이므로, 소득의 불

1) 예를 들어 시장에서 식료품을 구입할 때, 각 개인이 소비할 양을 자신의 소득으로 구매하는 것이 아니라 가구원의 소득을 모아 그것으로 가구 전체가 소비할 품목과 양을 한꺼번에 구매하는 것이 일반적이다.

평등도란 결국 소비를 통한 행복감의 불평등도를 따지는 것이라고 할 수 있다. 만약 비교하고자 하는 두 개인의 소득이 크게 차이난다고 하더라도, 이들이 서로 다른 가구에 속하여 소비의 차이가 크지 않다면 이들 간의 불평등도는 그리 크지 않다고 판단하는 것이 옳을 것이다. 문제의 핵심은 소비가 개인을 단위로 이루어지기보다는 가구를 단위로 이루어지므로, 소득의 불평등도를 살펴볼 때 가구의 특성이 소비와 가구의 복지에 어떻게 영향을 주는지를 고려해야 한다는 것이다.

지금까지 설명한 바와 같이 소득이나 지출에 대한 가구단위의 정책이나 가구별 소득(혹은 지출)수준을 비교할 때, 유용하게 사용되는 것이 동등화 지수이다. 동등화 작업은 한 가구를 기준으로 하고 다른 가구의 특성을 고려한 후 이들의 소득 혹은 지출을 일관된 기준으로 표준화시키는 것이며, 이 때 사용하는 지수를 동등화 지수(혹은 균등화 지수)라고 부른다. 따라서 동등화 지수는 기준이 되는 기준가구와 비교의 대상인 비교가구의 특성에 따라 다른 값을 가지게 되는데, 대표적인 가구 특성으로 가구원 수, 가구주를 비롯한 구성원의 나이(혹은 성인과 아동의 수), 성별 등이 사용되고 있다.

예를 들어 30대의 부부로 이루어진 가구가 4,000만원의 소득(혹은 지출)을 가지고 있다고 하자. 이들을 기준가구로 하고 40대의 부모와 10대의 자녀로 이루어진 가구를 비교가구로 했을 때 동등화 지수가 1.5라고 한다면 기준가구의 동등화된 소득(혹은 지출)은 $4,000\text{만원} \times 1.5 = 6,000\text{만원}$ 이 된다. 즉 동등화 지수가 1.5라는 말은 기준가구의 소득 4,000만원과 비교가구의 소득 $4,000\text{만원} \times 1.5 = 6,000\text{만원}$ 이 동등하다고 평가된다는 것이다. 위의 예에서 비교가구의 실제 소득(혹은 지출)이 5,000만원이라면 이 가구는 기준가구보다 빈곤하다 혹은 낮은 수준의 복지를 누린다고 평가하게 된다.

물론 동등화 지수의 정의와 사용에 대해서는 여러 가지 비판들이 있어 왔다. 어떤 ‘기준’ 즉 ‘무엇’이 같아지도록 소득을 조정해야 하는지 먼저 밝혀야 하는데 이에 대한 유일무이한 답이 없기 때문이다. 또한

어떤 기준을 사용하든 간에 두 가구에 대한 가치판단이 개입되므로, 이 가치판단을 먼저 정당화해야 한다는 문제점이 생긴다.

동등화의 기준으로 가장 손쉽게 생각할 수 있는 것이 각 가구가 소비를 통해 최적화시키고 있는 목적함수이다. 하지만 한 경제주체의 합리적 결정을 중심으로 발전한 현재의 경제이론은 사실 가구의 목적함수를 어떻게 정의해야 하는지 합의된 답을 주지 못하고 있다. 한 경제주체의 목적함수는 보통 효용(utility) 혹은 행복(welfare)이라고 가정되지만, 이 효용이라는 것의 실체를 받아들이지 못하는 사람들이 많을 뿐더러 가구원 개개인의 효용으로부터 가구의 목적함수를 어떻게만 들어갈 수 있는지도 명확하지 않기 때문이다.

이런 개념적 문제점에도 불구하고, 가구단위의 결정이 경제활동의 근간을 이루고 있는 현재의 상황에서 동등화 지수는 매우 유용한 도구임이 틀림없다. 무엇보다도 간결한 방법으로 여러 특성을 가진 가구들의 소득 혹은 지출을 비교함으로써, 가구 간 일관성 있는 정책과 판단이 가능해지게 된다. 또한 한 정책에 명시적이든 암묵적이든 합의되어 있는 가구별 대우(treatment)를 체계적으로 살펴볼 수 있게 함으로써, 제도의 향후 방향에 대한 시사점을 얻게 해준다.

나. 동등화 지수와 필요(needs)

동등화 지수의 사용을 주장하는 이유 중 하나는, 서로 다른 가구가 다른 크기의 필요(needs)를 가지고 있다는 것이다. 이 때 동등화 지수는 각 가구의 필요(needs)를 충족시키기 위한 소득 혹은 지출수준의 비율이라고 할 수 있다.

사실 ‘필요(needs)’는 경제이론으로 명확하게 설명하게 어려운 개념이며, 이를 추정하는 것은 더더욱 많은 난관을 지니고 있다. 경제이론에 의하면, 각 경제주체는 자신이 가지고 있는 자원을 이용하여 자신의 만족감을 최대한으로 높이는 방향으로 소비행위를 한다. 따라서 더

많은 소비를 할수록 더 높은 만족감을 얻을 뿐, 무엇이 필요하기 때문에 이것을 채우기 위해 소비하는 것이 아니다.

따라서 ‘필요’로부터 유도된 동등화 지수는 경제학적 접근보다는 사회복지의 차원에서 더 잘 이해된다. 이와 가장 관련이 깊은 것이 바로 최저생계비를 통한 최소생활수준의 보장이다. 즉, 인간으로서의 존엄성을 지키기 위해 최소한 소비해야 하는 재화의 양이 존재한다면, 가구원들에게 이 수준의 소비를 보장하기 위한 소득(혹은 지출)의 가구별 비율을 동등화 지수로 정의하는 것이다. 실제로 정부가 최저생계비를 결정할 때, 동등화 지수를 이용하여 가구별로 지원규모를 조정하고 있다.

빈곤층을 규정하는 데 사용되는 동등화 지수도 같은 맥락에서 이해할 수 있다. 예를 들어 한 2인 가구의 연간 소득이 1,200만원이어서 이들이 최소한의 경제적 필요를 채우지 못하는 빈곤층으로 분류된다고 가정하자. 만약 3인 가구의 소득이 1,400만원이고 2인 가구와 3인 가구 사이의 동등화 지수가 1.3이라면 3인 가구도 또한 빈곤층으로 분류할 수 있는 것이다($1,200 \times 1.3 = 1,560 < 1,400$).

동등화 지수를 실제로 추정할 때도 가구별 ‘필요’라는 측면에서 접근할 수 있다. 초기에는 엥겔의 아이디어에 따라, 식료품이 전체 지출에서 차지하는 비율과 가구복지가 역(-)의 상관관계에 있다고 보고 이를 이용하여 동등화 지수를 추정하기도 하였다. 하지만, 식료품은 한 가구가 최소한 소비하는 여러 재화들의 하나에 지나지 않으므로, 식료품비만을 사용해야 하는 것은 자의적이라는 비판이 대두되었다. 이러한 비판을 극복하기 위해 여러 품목 더 나아가서는 가구가 소비하는 모든 품목으로 논의를 확장하는 추세이다.

다. 가구원 수와 동등화 지수의 오목성

전술한 바와 같이 동등화 지수는 비교가구와 기준가구의 특성이 주

어졌을 때 하나의 값으로 표현되는데, 어떤 가구 특성을 고려해야 하는지는 연구마다 다를 수 있다. 가구원 수, 가구원의 성별, 나이, 거주지, 신체장애 여부 등 많은 가구 특성 중 논란이 가장 적어 모든 경우에 사용되고 있는 것이 가구원 수이다. 이는 가구소비에 규모의 경제가 존재한다는 주장이 매우 설득력이 있기 때문이다.

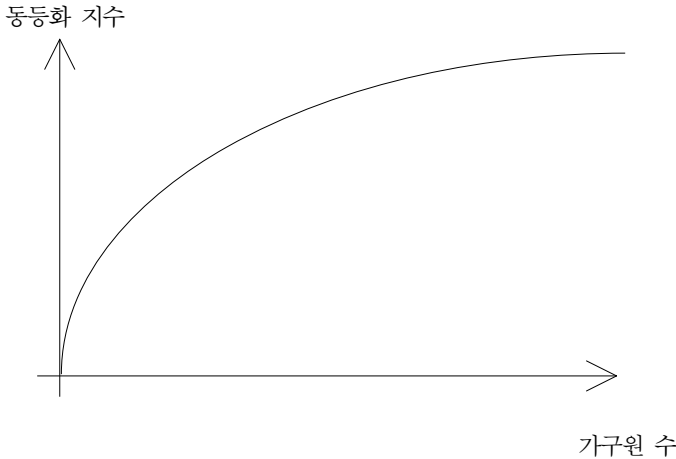
가구소비에 규모의 경제가 존재하는 것에 대해 Nelson(1988)은 세 가지 이유를 나열하고 있다. 첫째는, 한 가구가 소비하는 재화 중 일부는 가구 구성원들이 공통으로 소비하는 공공재적 성격을 가지고 있다는 것이다. 예를 들어 냉장고와 TV 등의 가전제품은 한 대를 여러 가구원이 동시에 소비하면서 혼자 소비하는 것과 동일한 만족감을 얻을 수 있다.

둘째, 소비와 생산이 동시에 이루어지는 품목일 경우 가구는 생산 측면에서 규모의 경제를 누릴 수 있다는 것이다. 예를 들어, 두 사람이 모여 요리를 하면 각각 요리를 할 때보다 훨씬 빠른 시간과 적은 노력이 든다고 가정해 보자. 식사 준비가 훨씬 용이해진다면, 높은 가격을 지불하고 편의식품을 산다거나 외식을 하는 것이 필요없게 되어 금전적 이득을 누리게 된다.

마지막으로, 가구원 수가 많은 가구는 물건을 대량으로 구입하게 되므로 할인혜택을 누릴 기회가 많고, 이를 통해 동일한 금액으로 더 많은 소비를 누릴 수 있다면 규모의 경제가 존재하게 된다.

이렇게 가구소비에 규모의 경제가 존재할 때, 가구원 수가 증가함에 따라 소비재를 비례적으로 많이 구입할 필요가 없게 된다. 이 때, '가구 전체 소비의 합 대비 가구원 1인당 소비'라는 값이 가구원 수에 따라 다르게 되므로, 한 가구의 소득 혹은 지출을 가구원 수로 나누어 1인당 소득 혹은 지출을 비교하는 것은 왜곡을 일으키게 된다. 가구 내 소비의 공공재적 성격으로 인해 두 가구의 1인당 소득은 같아도 두 가구 구성원의 개인소비의 양은 크게 달라질 수 있기 때문이다.

현재 사용하는 대부분의 동등화 지수는 소비의 규모의 경제를 반영



하기 위해 가구원 수에 대해 오목한 성격(concavity)을 가지고 있다.

동등화 지수를 산출할 때 단순히 가구원 수만을 고려하는 것에 대한 가장 큰 비판은 성인과 어린이들은 지출패턴이 다르므로, 가구원의 나이 구성 또는 적어도 성인과 아동의 수를 가구의 특성으로 사용해야 한다는 것이다. 예를 들어, 아이가 있는 가구는 그렇지 않은 가구보다 지출하는 재화의 양과 종류가 크게 차이가 나게 된다. 단순히 가구 구성원 수를 기준으로 한다면 성인 한 명과 어린이 한 명을 동일하게 취급하는 오류를 범할 수 있으므로, 가구원의 연령은 가구의 특성에 필수적으로 포함되는 것이다. 일반적으로 어린이 한 명은 성인 한명에 비해 더욱 작은 지출의 규모를 요구한다고 가정하게 된다.

2. 효용을 이용한 동등화 지수의 정의

지금까지 동등화 지수의 개념 및 가구 특성과의 관계 등을 설명하였지만 엄밀하게 동등화 지수를 정의하지는 않았다. 특성이 다른 두 가구의 소득과 지출을 비교할 때 동등화 지수를 사용해서 조정해야 한다

는 것은 확실하지만, 무엇이 동등화되도록 지출을 조정해야 한다는 것을 명확히 밝히지 않은 것이다.

동등화 지수를 정의할 때, 최근에 가장 많이 사용되며 경제학적 논리에 가장 적합한 것이 ‘효용’을 이용하는 것이다. 특성이 다른 두 가구의 효용이 주어져 있다고 가정하고 이들의 효용을 동일하게 맞추기 위한 지출의 비율을 동등화 지수로 정의하는 것이다. Barten(1964)과 Muellbauer(1974)에서 시작된 이 접근방법은 Deaton and Muellauer(1980) 등에서 더욱 구체화되었다.

이를 구체적으로 살펴보자. 예를 들어 가구의 소득을 x 로, 기준가구의 특성과 비교가구의 특성을 각각 z^r , z 로 표현하자²⁾. 또한 기준가구와 비교가구의 간접효용함수를 각각 $v^r(p, z^r, x)$, $v(p, z, x)$ 로 각각 표시하자. 이때 p 는 물가수준이다. 비교가구의 동등지출 $X(p, x, z)$ 는 다음의 방정식을 이용하여 정의된다.

$$v^r(p, z^r, x) = v(p, z, X(p, x, z))$$

즉 z 라는 특성을 가진 비교가구가 $X(p, x, z)$ 만큼의 지출을 하면 x 만큼의 지출을 하는 기준가구와 효용이 같아지게 되는 것이다. 동등지출을 이용하여 동등화 지수 S 는 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$S = \frac{X(p, x, z)}{x}$$

다시 말해, 기준가구의 소득이 x 이고 비교가구의 소득이 $S \times x$ 일 때, 양 가구의 효용이 동일해지게 된다. 이 정의는, ‘효용을 극대화하는 소비자’라는 기본적 경제이론에 잘 부합하고 정치한 논리에 입각하여 동등화 지수가 산출되도록 이론적 바탕을 제공한다는 측면에서, 많은

2) 예를 들어 z^r =(가구원 수, 가구주 나이, 아동의 수)이다.

장점을 가지고 있다. 즉, 한 가구의 수요행태는 그 가구의 효용을 극대화하는 행위로부터 도출될 수 있으므로, 효용함수에 기초하여 동등화 지수를 정의하면 가구지출 자료를 통해 동등화 지수를 산출할 수 있게 된다.

효용을 이용한 정의에 대한 가장 큰 비판은, ‘효용’이라는 것이 ‘한 의사결정주체의 선호’라는 보다 근본적 실체를 표현하기 위한 도구일 뿐이므로 두 의사결정주체의 효용을 비교하는 것은 무의미하다는 주장이다. Fisher(1987)와 Sen(1985)등이 이런 비판에 동참하였는데, 사실 현재의 미시이론에서 효용은 그 절대적 크기는 아무런 의미를 부여하지 않는 서수적 개념에 불과하므로, 기수적 효용을 통해 동등화 지수를 정의하는 것은 기수적 효용에 대한 모든 비판으로부터 자유로울 수 없게 된다.

기수적 효용함수를 사용하지 않더라도, 가구의 선호나 가구소비의 규모의 경제 등을 이용하여 엄밀하게 동등화 지수를 정의할 수 있어 보인다. 문제는 이렇게 정의된 동등화 지수를 어떻게 실제로 계산하여 사용할 것인가에 대한 답이 없다는 것이다. 이에 반해 기수적 효용을 이용한 동등화 지수의 정의는, 개념에 대한 많은 비판에도 불구하고, 실질적인 계산방법이 잘 정립되어 있다는 실용적 장점 때문에 가장 일반적으로 받아들여지고 있다.

3. 동등화 지수 산출방법

가. 산출방법 개요

Muellbauer(1980)는 동등화 지수의 산출방법을 세 가지로 정리하고 있다. 첫 번째는 영양학적(nutritional) 혹은 생리학적(physiological) 연구를 통해 동등화 지수를 계산하는 것이다. 즉 물질적 혹은 생리적으로 한 가구가 필요로 하는 지출을 계산하고 이들의 비율을 동등화

지수로 사용하는 것이다. 하지만 이 방법은 가구의 필요(needs)가 사회적 개념으로 시대와 사회적 환경에 따라 변화하는 것이므로 단순히 물질적인 연구로는 알 수 없다는 비판을 받고 있다.

둘째는, 가구원에게 필요한 지출액을 설문을 통해 묻고 이를 이용하여 동등화 지수를 계산하는 것이다. 하지만 많은 경제학자들은 사람들이 정확하게 응답할 수 있을지에 대해 의문을 던져 왔으며 그 대답이 심리적 요인에 의해 깊게 영향을 받는다는 것 때문에 회의적인 반응을 보여왔다. 하지만 설문자료에 기초하여 동등화 지수를 계산하는 논문들이 최근까지 계속 발표되고 있다(Koulovationos et. al. (2005)).

셋째는, 현실에서 정책결정자들, 이익단체, 정치가들이 투표나 토론을 통해 결정한 수치를 그대로 사용하는 것이다. 하지만 이것은 체계적이고 과학적인 방법론에 의해 산출된 수치가 아니라는 약점이 있다.

넷째, 가구의 지출행태를 가지고 실증적으로 조사하는 것이다. 이것은 이론적 바탕과 객관적 자료에 근거하는 방법이므로, 본 연구를 비롯하여 최근의 대부분 연구들은 가구의 지출자료로부터 동등화 지수를 산출하는 방법에 집중하고 있다. 이 방법에 속하는 대표적인 예가 바로 다음에서 설명될 앵겔 접근법과 수요함수추정 등이다.

나. 앵겔 접근법에 의한 동등화 지수의 산출

앵겔 접근법은 가구의 소비 지출 가운데 식료품비가 차지하는 비율을 통해 동등화 지수를 산출하는 방법이다. 앵겔은 삶의 수준이 높아짐에 따라 식료품비가 차지하는 비율이 점점 작아진다는 것을 주장하였다.

전체 지출에서 식료품비가 차지하는 비중과 그 가구의 후생수준(welfare)이 반비례한다고 가정한다면, 한 가구의 식료품비의 비중이 기준가구의 비중과 같아지게 되는 지출의 비율이 바로 동등화 지수인 셈이다.

엔겔접근법은 매우 단순하여 국제비교가 가능하다는 장점을 가지고 있다. 하지만, 왜 식료품비의 비중을 선택해야 하는가 하는 자의성에 대한 비판이 있다. 즉 “식료품비가 전체 지출에서 차지하는 비중과 그 가구의 복지(welfare)가 반비례 한다”는 주장이 왜 합리적인지 설득력 있는 설명을 제시하지 못하고 있다. 또한 아이들은 어른들과 상이한 음식을 주로 섭취하므로 이를 고려해야 한다는 비판을 받고 있다.

다. 수요함수를 이용한 동등화 지수의 산출

동등화 지수를 산출하기 위해 가장 많이 사용하는 방법은 수요행태(지출자료)를 이용하는 것이다.

수요자료를 가지고 항목별 수요함수를 추정

⇒ 수요함수의 파라미터 값을 이용하여 간접효용함수를 추정

⇒ 간접효용함수를 이용하여 동등화 지수를 산출

수요자료(혹은 지출자료)를 이용하여 동등화 지수를 도출하는 것은, 동일한 효용을 부여하는 지출을 비교하는 것이므로 기수적 효용의 개념의 수용이 필수적이다. 항목별 수요함수를 추정하기 위해서는 지출 체계에 대한 가정이 필요한데, 초기에는 각 품목이 전체 지출에서 차지하는 비중이 전체 지출의 선형함수로 가정되는 Linear Expenditure System이 주로 사용되었다가, 지금은 전체 지출의 Quadratic term이 포함되는 형태가 주로 사용된다³⁾.

비록 수요자료(지출자료)를 통해 지출체계를 추정하였다 하더라도, 이것과 부합되는 간접효용함수를 도출(recover)할 수 있는가 하는 문

3) 지출체계의 구체적 형태에 대해서는 제III장에서 더욱 자세히 다루고자 한다.

제가 발생하는데, 이러한 식별(identification) 문제는 초기부터 잘 알려져 있는 중요한 주제이므로, 다음 절에서 자세히 논하고자 한다.

라. 식별(Identification)문제와 지출 독립성(Equivalent Scale Exactness)

식별(identification) 문제란 대상가구들이 특정한 기수적 효용함수를 가지고 있다고 하더라도, 수요자료 - 재화의 가격과 이에 대응하는 가구의 수요량 - 만을 가지고 이 효용함수를 찾아내는 것이 불가능하다는 것이다⁴⁾.

예를 들어 가구가 소비하는 두 재화를 q_1 과 q_2 라 할 때, 가구 1과 2의 효용함수가 각각 $U_1(q_1, q_2) = q_1^{1/2} q_2^{1/2}$, $U_2(q_1, q_2) = 2q_1^{1/2} q_2^{1/2}$ 라고 가정하자. 이 가구들의 간접효용함수는 각각 $v_1 = \frac{x_1}{2} \left(\frac{1}{p_1 p_2} \right)^{1/2}$, $v_2 = x_2 \left(\frac{1}{p_1 p_2} \right)^{1/2}$ 이 된다(p_1 과 p_2 는 재화의 가격이고, x_1 과 x_2 는 가구의 소득이다). 이 가정하에서 양 가구의 효용을 같게 만드는 소득(혹은 지출)의 비율인 동등화 지수는 2가 된다. 하지만 효용함수를 조금 변형하여 $U_1(q_1, q_2) = q_1^{1/2} q_2^{1/2}$, $U_2(q_1, q_2) = \log(2q_1^{1/2} q_2^{1/2})$ 라고 가정하면, 지출함수는 $v_1 = \frac{x_1}{2} \left(\frac{1}{p_1 p_2} \right)^{1/2}$ 과 $v_2 = \log 2 x_2 \left(\frac{1}{p_1 p_2} \right)^{1/2}$ 이 되어 동등화 지수는 전과 달라진다.

문제는 $U_2(q_1, q_2) = 2q_1^{1/2} q_2^{1/2}$ 와 $U_2(q_1, q_2) = \log(2q_1^{1/2} q_2^{1/2})$ 가 동일한 수요행태(혹은 지출행태) - 주어진 가격과 소득하에서 동일한 q_1 과 q_2 를 수요 -를 보이기 때문에 수요자료로부터 무엇이 진짜 효용함수인지 분별할 수 없다는 것이다. 동등화 지수도 효용함

4) 식별문제는 전술한 바 있는 기수적 효용함수의 사용과는 별개의 문제이다. 기수적 효용함수의 사용을 받아들일 수 없다면, 효용을 통한 동등화 지수의 정의 자체가 의미 없는 것이 된다. 또한 기수적 효용함수의 사용을 받아들인다 하더라도 여전히 식별문제는 존재하게 된다.

수에 따라지므로, 하나의 수요자료로부터 여러 개의 동등화 지수가 가능하고 그 중 무엇이 옳은 것인지 구별할 수 없게 된다.

이러한 식별문제를 좀더 일반화하여 설명하기 위해, $U(q, z)$ 라는 효용함수를 극대화하여 수요함수 $D(p, x, z)$ 가 도출된다고 가정하자. (q 는 재화의 양, x 는 소득, z 는 가구의 특성) $D(p, x, z)$ 는 자료로부터 추정 가능하므로 $D(p, x, z)$ 를 이용하여 지출함수 $E(p, u, z)$ 를 도출하고, 이를 통해 동등화 지수를 계산할 수 있다(u 는 효용수준). 하지만 $E(p, u, z)$ 는 $U(q, z)$ 가 달라질 경우 달라지므로, 첫 번째 요소에 대한 증가함수 $F(\cdot)$ 가 주어졌을 때, $F(U, z)$ 도 $U(q, z)$ 와 마찬가지로 동일한 수요함수 $D(p, x, z)$ 를 가지게 된다. 따라서 하나의 수요자료로부터 실제 효용함수가 $U(q, z)$ 인지 $F(U, z)$ 인지 알 수 없으므로, 두 가지의 서로 다른 $E(p, u, z)$ 로부터 동등화 지수도 복수로 존재하게 된다. 만약 $F(U, z)$ 가 두 번째 변수 z 로부터 독립이면 서로 다른 $E(p, u, z)$ 가 도출되더라도 결국 동등화 지수를 계산할 때 상쇄되므로 문제가 발생하지 않으나, 그렇지 않은 경우에는 식별문제가 발생하게 된다.

Blendell and Lewbel(1991)은 식별문제 때문에 수요자료만으로, 완전하게 동등화 지수를 산출할 수는 없지만 동등화 지수에 대한 중요한 정보를 얻을 수 있음을 증명하였다. 즉 하나의 가격체계에서 동등화 지수를 정확히 알고 있다면, 수요자료를 이용하여 다른 가격체계에서의 동등화 지수를 파악할 수 있다는 것을 보였다. Blendell and Lewbel(1991)은 이어 식별의 문제에 대해 취할 수 있는 여러 가지 방안을 정리하였다.

첫째는, 상대적 동등화 지수(relative equivalence scale)만을 산출하는 것이다. 상대적 동등화 지수란 현재의 가격체계에서의 동등화 지수와 기준이 되는 가격체계에서의 동등화 지수 사이의 비율을 말한다. 예를 들어 기준 가격체계가 p^0 로 주어졌을 때, “가격 p 에서 상대적 동등화 지수가 2”라는 말은 비록 가격 p 에서의 동등화 지수의 수치는 알 수 없지만 이것이 p^0 에서보다 2배로 크다는 것을 의미한다. 이는 수요

자료로부터 완전하게 동등화 지수를 계산하는 것을 포기하고, 수요함수가 전달하는 정보인 상대적 동등화 지수만을 정확하게 보고하자는 주장이다. 엄밀하게 우리에게 주어지는 정보만을 보고하므로 임의성을 줄일 수 있지만, 동등화 지수를 실제로 산출하는 것이 아니므로 현실 유용성이 현저하게 떨어지게 된다.

두 번째 해결방법은 추가적 자료(additional data)를 사용하는 것이다. 즉 F 가 어떤 형태를 가지고 있는지 심리적 계측자료(psychometric data)를 이용하여 추정하고 이를 통해 동등화 지수를 산출하는 것이다. 이것은 추가적 자료가 필요할 뿐만 아니라 그 자료의 신빙성 또한 함께 제시해야 하는 부담이 있다.

마지막 해결방법- 현재 가장 많이 사용되고 있으며, 본 보고서도 따르고 있는 방법-이 바로 동등화 지수에 특정한 성격을 가정하는 것이다. 이에 해당하는 대표적인 예가 지출 독립성(Expenditure Independence)이다⁵⁾. 지출 독립성이란 동등화 지수가 기준가구의 지출수준 x 에 의존하지 않는다는 것이다. 동등화 지수가 기준가구의 지출수준에 의존하지 않기 위해서는 기준가구의 지출이 변할 때 동일한 효용을 보장받는 비교가구의 지출도 같은 비율로 변해야 한다. 위에서 사용할 수식을 통해 지출 독립성을 설명하면, $S = \frac{X(p, x, z)}{x} = \frac{x\gamma(p, z)}{x} = \frac{\gamma(p, z)}{1}$ 가 성립한다는 것이다. 여기서 S 는 동등화 지수, x 는 기준가구의 지출, X 는 기준가구와 같은 효용을 주는 비교가구의 동등지출, p 는 가격체계, γ 는 x 에 의존하지 않는 어떤 함수이다.

Blackoby and Donalson(1993)은 만약 동등화 지수가 지출 독립성을 만족시킨다면 가구의 효용함수는 특정한 제약들을 만족해야 하고, 수요함수로부터 제약들을 만족시키는 효용함수를 유일(unique)하게 도출할 수 있게 됨을 증명하였다.

지출 독립성 가정은 본 보고서에서 계속 언급될 것이므로 식별문제

5) 지출 독립성은 때에 따라 Equivalent Scale Exactness 혹은 Expenditure Independence라고 불리므로 본 연구에서는 양자를 혼용하고자 한다.

와..의 관계에 대해 좀더 구체적으로 살펴보자. 위의 예에서 $U_1(p, z) = q_1^{1/2} q_2^{1/2}$ 이고 $U_2(p, z) = \log(2q_1^{1/2} q_2^{1/2})$ 일 경우 동등화 지수에 소득이 포함되게 되어 지출 독립성을 만족하지 못한다. 따라서 지출 독립성을 가정하면 $U_1(p, z) = q_1^{1/2} q_2^{1/2}$, $U_2(p, z) = \log(2q_1^{1/2} q_2^{1/2})$ 인 경우는 제외시킬 수 있게 되는 것이다. 즉 이전에는 동일한 수요체계를 $U_2(p, z) = 2q_1^{1/2} q_2^{1/2}$ 와 $U_2(p, z) = \log(2q_1^{1/2} q_2^{1/2})$ 이 동시에 정당화시켰는데, 지출 독립성을 부과한 이후에는 $U_2(p, z) = \log(2q_1^{1/2} q_2^{1/2})$ 이 배제되므로 임의적으로 양자 중 하나를 선택해야 하는 식별의 문제가 사라지게 된다.

4. 기존의 동등화 지수

가. OECD의 동등화 지수⁶⁾

OECD에서는 각국의 상황에 맞는 동등화 지수가 필요하고 모든 목적에 공통으로 사용가능한 동등화 지수는 없다는 사실을 전제로, 다음과 같은 지수가 사용될 수 있다고 설명하였다.

첫째, ‘OECD 동등화 지수’가 있다. 이는 첫 번째 가구원에 1을 부여하고, 두 번째 가구원부터는 어른의 경우는 0.7을, 자녀의 경우는 0.5를 부여하는 것이다. OECD(1982)는 이 지수를 소개하면서 아직 자국에 맞는 동등화 지수가 없는 국가들이 사용할 것을 권장하고 있다. 이 지수는 1980년대와 1990년대 초에 주요 사용되어 old OECD scale 혹은 Oxford scale이라고도 불리고 있다.

둘째는 ‘OECD modified scale’이다. 이는 첫 번째 가구원에 1을 부여하고, 두 번째 가구원부터는 어른의 경우는 0.5를, 자녀의 경우는 0.3을 부여하는 것이다. Haagenars et al.(1994)이 처음 제시하였고,

6) <http://www.oecd.org/social>을 참고로 기술

<표 II-1> OECD가 제시하고 있는 동등화 지수
(성인 1명을 기준가구로 할 때)

	가구원당 소득	Old OECD scale	OECD modified scale	Square root scale	가구소득
성인 1명	1	1	1	1.	1
성인 2명	2	1.7	1.5	1.4	1
성인 2, 아동 1	3	2.2	1.8	1.7	1
성인 2, 아동 2	4	2.7	2.1	2.0	1
성인 2, 아동 3	5	3.2	2.4	2.2	1
탄력성 ¹⁾	1.00	0.73	0.53	0.50	0

주: 1) n 을 가구원 수라 할 때, '동등화지수= n^x '를 만족시키는 x 를 탄력성이라 부름.

Statistical Office of the European Union (EUROSTAT)에서 1990년대 말에 사용하였다.

세 번째는 'square root scale'이다. (가구원 수)^{1/2}로 계산되며, 최근의 국제비교에 많이 사용되고 있다. 단순하고 편리한 장점이 있으나, 가구원의 연령을 고려하지 않음으로써 성인과 어린이를 동일하게 취급하는 단점이 있다.

나. 최소생계비 산출에 사용된 동등화 지수

최저생계비는 국민기초생활보장법에 따라 5년마다 기준가구의 최저생계비를 실제측하고 동등화 지수에 따라 다른 가구의 생계비를 계산함으로써 구해진다. 실제측하지 않는 연도에는 생활수준 향상을 반영하여 3~5% 인상하는데 구체적인 수치는 보건복지부장관을 위원장으로 하는 중앙생활보장위원회에서 결정하게 된다.

최근의 실제측은 2005년도에 행해졌으며, 이를 기반으로 2006년에는 1인가구 41만 8,309원, 2인가구 70만 0849원, 3인가구 93만 9,849원, 4인가구 117만 422원, 5인가구 135만 3,242원 등으로 결정되었다.

<표 II-2> 최저생계비 계측에 사용되는 동등화 지수

구분	1인가구	2인가구	3인가구	4인가구	5인가구	6인가구
2004년 적용	0.3490	0.5780	0.7950	1.0000	1.1370	1.2830
2005년 적용	0.3533	0.5883	0.7990	1.0000	1.1466	1.3005
2006년 적용	0.3574	0.5988	0.8030	1.0000	1.1562	1.3178
OECD기준 ¹⁾	0.370	0.630	0.815	1.000	1.185	1.370

주: 1) 성인과 자녀 수를 적정하게 가정한 Old OECD 기준

우리나라에는 4인 가구의 최저생계비를 실제측하고 있으므로, 4인 가구를 기준으로 하는 동등화지수가 필요하다. 지금까지 4인 가구에 비해 1인, 2인 가구의 최저생계비가 상대적으로 낮다는 문제점이 꾸준히 제기되어 왔고, 2005년 실제측에서도 이러한 주장이 확인되었다. 따라서 2005년부터 향후 5년간 동등화 지수를 단계적으로 교정하기로 결정하였다. 교정을 통해 궁극적으로 도달하고자 하는 것은 old OECD 기준이다. 단지 old OECD 기준은 성인과 아동을 구분하지만 최저생계비 계산에는 가구원 수만 고려되므로 가구원 수에 따라 성인비율을 적당히 가정하게 된다. 예를 들어 3인 가구는 성인 2에 비성인 1명으로 가정하는 것이다.

다. 유종구·주학중(1986)의 연구

지금까지 몇몇 연구들이 수요함수 접근법을 사용하여 우리나라의 동등화 지수를 추정하였다. 유종구·주학중(1986)은 Jorgenson-Slesnick(1984)의 트랜스로그 간접효용함수를 이용하여 산출하였다. 이 때 비교하는 두 가구의 효용수준이 동등화 지수 산출 과정에서 상쇄되므로, 식별문제는 언급하지 않았다.

유종구·주학중(1986)은 전체 지출 및 품목별 가구동등화 지수를 도

출하였는데, 지출을 의·식료품, 주거 및 집기, 광열 및 수도, 의류 및 신발, 기타지출로 구분하였다. 또한 가구주 연령에 따른 동등화 지수도 산출하였다.

지출자료는 『도시가계연보자료』을 이용하였다. 도시가계연보에 1인 가구 정보가 없는 관계로 2인가구를 기준가구로 사용하였으며, 가격정보를 활용하기 위해 1965~1984년까지의 자료를 이용하였다.

<표 II-3> 직업별·가구원 수별 가구동등화단위: 유종구·주학중(1984)

		품목별 가구동등화 단위					총화 가구 동등화 단위 (1984년)
		음식 료품	주거 및 집기	광열 및 수도	의류 및 신발	기타 지출	
2인	일용근무자	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
	봉급자	1.0321	1.1731	0.7584	0.7340	0.8926	0.9696
	자영업자	0.9693	0.8863	1.3131	1.3807	1.0809	1.0309
3인	일용근무자	1.2828	1.1076	1.3772	1.5106	1.4466	1.3052
	봉급자	1.3239	1.2993	1.0446	1.1088	1.2913	1.3677
	자영업자	1.2433	0.9817	1.8084	2.0857	1.5637	1.3424
4인	일용근무자	1.6085	1.3054	1.6958	1.9784	1.8896	1.6356
	봉급자	1.6602	1.5313	1.2862	1.4522	1.6866	1.5896
	자영업자	1.1591	1.1569	2.2268	2.7316	2.0426	1.6806
5인	일용근무자	1.4849	1.7548	2.4523	2.5138	2.8850	1.8291
	봉급자	1.5326	1.8855	2.3768	1.7813	2.5751	1.7912
	자영업자	1.1493	1.6690	2.8462	2.9937	3.1185	1.8684
6인 이상	일용근무자	2.4890	2.3038	1.5513	1.7437	2.4506	2.2887
	봉급자	2.5688	2.7025	1.1766	1.2800	2.1874	2.2185
	자영업자	2.4125	2.0418	2.0371	2.4076	2.6490	2.3548

<표 II-4> 연령별 가구동등화단위: 유종구·주학중(1984)

	음식 료품	주거 및 집기	광열 및 수도	의류 및 신발	기타 지출	총화 가구 동등화단위 (1984년)
24세 이하	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
25~29세	0.9824	0.9645	1.0312	1.0090	0.9695	0.9824
30~34세	1.1125	0.7445	1.2637	1.2754	1.1397	1.0677
35~39세	1.2585	0.8690	1.3792	1.4123	1.2940	1.2104
40~49세	1.4092	1.1802	1.4048	1.4280	1.4883	1.3904
50세 이상	1.3769	1.3236	1.7287	1.3112	1.4595	1.4024

라. 김진욱(2000, 2003)의 연구

김진욱(2000)은 앵겔접근법과 확장된 선형지출체계를 사용하였는데, 1996년 가구소비실태조사 자료를 이용하여 가격변수를 포함시키지 못하였다는 약점을 가지고 있다. 앵겔방법은 추후에 계속 사용되므로 좀더 자세하게 설명하고자 한다.

먼저 $c(y, z) = \alpha + \beta y + r'z + \epsilon$ 을 WLS 방법으로 추정하게 된다. 이 때, c 는 식료품비 지출, y 는 가구의 소득, z 는 가구유형, ϵ 는 오차항이다. z 는 가구원 수를 이용하기도 하고, ‘연령별 자녀의 수, 연령별 가구원 수, 가구주의 성(性)’을 이용하기도 하였다. z' 와 z 를 각각 기준가구와 비교가구의 특성을 나타낸다고 할 때, 동등화 지수는 $\frac{c(y_z, z)}{y_z} = \frac{c(y_{z'}, z')}{y_{z'}}$ 을 만족하는 $\frac{y_z}{y_{z'}}$ 의 비율이 된다. 김진욱(2000)은 $c(y, z) = \alpha + \beta y + r'z + \epsilon$ 뿐만 아니라 $\ln c(y, z) = \alpha + \beta y + r'z + \epsilon$ 와 $\frac{c(y, z)}{y} = \alpha + \beta y + r'z + \epsilon$ 도 함께 계산하여 비교하고 있다.

<표 II-5> 엔겔 방법에 의한 동등화 소비단위(인구학적 변수): 김진욱(2000)

가구원수	가구의 특성	함수형태					
		선형		로그-로그		비율	
		소득	지출	소득	지출	소득	지출
1	1인가구(20~59)	100	100	100	100	100	100
2	부부(20~59)	133.5	131.1	128.5	128.7	124.6	134.2
	편모와 자녀(14~19)	92.4	73.7	87.8	74.2	80.4	70.9
3	부부와 성인자녀	167.1	162.3	165.1	165.7	155.2	180.0
	부부와 한 자녀(6~13)	161.1	149.8	160.2	154.2	141.1	146.8
4	부부와 두 성인자녀	200.6	193.4	212.1	213.3	193.3	241.5
	부부와 두 자녀(14~19;2)	190.7	166.6	197.3	173.3	163.8	152.7
	부부와 두 자녀(6~13;1, 14~19;1)	189.7	167.5	198.6	178.9	161.8	156.6
	부부와 두 자녀(0~5;1, 6~13;1)	173.9	159.5	183.3	176.0	147.8	154.7
5	부부와 세 자녀(6~13;1, 14~19;2)	218.3	185.2	246.1	207.6	185.5	167.1
	부부와 세 자녀(6~13;2, 14~19;1)	217.2	186.2	247.6	214.4	183.2	171.4
	부부와 세 자녀(0~5;1, 6~13;2)	201.4	178.1	228.6	210.9	167.3	169.2
6	부부와 네 자녀(6~13;2, 14~19;2)	245.8	203.9	306.9	248.7	210.1	182.9

김진욱(2000)은 확장된 선형지출체계의 방법에 의해서도 동등화 지수를 산출하였다. 자료는 엔겔방법과 동일한 가구특성 더미변수를 포함하였으며, 소비지출을 10개 항목으로 분류하였다. 엔겔법과 마찬가지로 식별 문제는 언급하지 않았다.

확장된 선형지출체계를 이용하면 동등화 지수에 기준이 되는 효용수준(즉 지출수준)이 포함되게 되어, 지출 독립성을 만족시키지 못한다.

<표 II-6> 확장된 선형지출 체계에 의한 동등화 소비단위(사회·인구학적 변수): 김진욱(2000)

가구원수	가구의 특성	음식	주거	광열수도	가구집기	피복신발	보건의료	교육	교양오락	교통통신	기타소비	합계
1	1인 가구(20~59)	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
2	부부(20~59)	135	94	133	112	116	144	222	106	122	182	143
	편모와 자녀(14~19)	104	115	121	108	145	98	738	100	119	141	149
3	부부와 성인자녀	171	88	166	124	132	187	546	112	143	264	187
	부부와 한 자녀(6~13)	164	88	147	133	129	146	928	114	121	181	177
4	부부와 두 성인자녀	206	82	199	136	148	231	889	119	165	346	230
	부부와 두 자녀(14~19:2)	200	91	192	144	155	168	1817	111	160	249	241
	부부와 두 자녀(6~13:1, 14~19:1)	197	86	177	149	149	158	1725	116	140	214	226
	부부와 두 자녀(0~5:1, 6~13:1)	177	83	155	180	125	183	1056	128	125	175	189
5	부부와 세 자녀(6~13:1, 14~19:2)	229	84	206	165	168	170	2522	119	160	248	275
	부부와 세 자녀(6~13:2, 14~19:1)	225	80	191	169	162	160	2429	125	139	213	260
	부부와 세 자녀(0~5:1, 6~13:2)	206	77	169	200	138	185	1761	136	124	173	223
6	부부와 네 자녀(6~13:2, 14~19:2)	258	78	221	185	181	172	3226	127	159	246	308

따라서 엄밀한 의미의 동등화지수는 지출수준에 의존해야 하지만, 김진욱(2000)은 그 항의 절대수치가 작다는 이유로 생략하였다.

김진욱(2003)은 2002년 자료를 이용하여 계층별 동등화 지수를 선형지출체계방법으로 계산하였는데, 빈곤층(중위소득의 50% 이하), 중산층(50~150%), 부유층(150% 이상)으로 가구를 구분하고, 각각의 계층에 대해 김진욱(2000)의 선형지출체계 방법론을 적용한 것이다.

<표 II-7> 계층 및 지출영역별 가구 동등화 지수: 김진욱(2003)

지출영역	가구원수 지출영역	1	2	3	4	5	6 이상
식료품비	부유층	100	160.9	214.6	256.5	290.4	311.5
	중산층	100	161.5	208.7	251.2	296.5	352.7
	빈곤층	100	194.6	287.1	369.1	441.0	505.2
주거비	부유층	100	107.6	127.9	132.6	142.9	151.9
	중산층	100	111.2	121.5	129.6	132.5	153.9
	빈곤층	100	160.6	194.8	247.2	257.8	286.7
가구집기· 가사용품비	부유층	100	214.9	201.4	232.3	200.4	209.3
	중산층	100	165.4	186.5	214.8	226.9	232.5
	빈곤층	100	194.4	364.2	420.8	462.6	526.6
피복·신발비	부유층	100	139.0	174.8	196.8	210.8	209.2
	중산층	100	141.7	175.1	189.9	212.1	240.4
	빈곤층	100	192.1	326.6	399.8	428.9	543.2
보건·의료비	부유층	100	233.6	260.6	256.4	313.5	316.7
	중산층	100	184.8	174.9	164.1	201.4	227.6
	빈곤층	100	193.9	226.3	252.1	280.1	370.0
교육비	부유층	100	84.0	114.7	175.4	182.5	146.7
	중산층	100	138.7	424.4	882.9	1148.0	1121.6
	빈곤층	100	265.3	912.8	1393.4	1928.6	1574.7
교양·오락비	부유층	100	127.0	168.5	202.9	201.3	203.0
	중산층	100	137.0	213.6	270.7	299.0	257.8
	빈곤층	100	210.0	391.4	530.0	701.7	425.6
교통·통신비	부유층	100	147.7	186.6	210.4	205.7	198.8
	중산층	100	154.5	244.4	270.0	308.7	365.7
	빈곤층	100	199.3	429.3	579.8	665.2	578.9
기타소비	부유층	100	164.1	199.6	207.0	218.5	232.1
	중산층	100	173.1	191.1	193.2	218.4	269.0
	빈곤층	100	197.8	270.5	316.0	349.2	378.9
합계	부유층	100	136.8	171.2	201.9	212.5	210.6
	중산층	100	150.6	196.8	236.3	274.1	309.4
	빈곤층	100	192.2	304.8	390.5	458.7	477.7

Ⅲ. 가구 유형과 동등화 지수

1. 이용 자료 설명

가. 도시가계연보 원자료

가계조사는 지난 60여 년간 도시지역의 비농가만 조사하는 도시가계조사로 실시되다가 2003년부터 조사대상을 읍면지역의 2인 이상 비농가까지 확대하여 전국가계조사로 실시되었다. 또한 2003년 이전까지는 자영업자의 소득에 대한 자료가 포함되지 않았으나, 2003년부터는 자영업자에 관한 소득자료가 포함되었다. 이처럼 2003년부터 읍면지역 비농가가 포함되어 전국 규모의 가계조사로 바뀌면서, 조사가구가 2002년 이전 5,000여 가구에서 2003년 이후 2005년까지 7,500여 가구를 표본으로 추출하고 있다. 2005년 현재 전국가구의 조사대상 가구 수는 월평균 7366가구이며, 이 중에서 도시근로자가구는 3,554가구에 해당된다.

그 외에 가계조사에서 제외되는 가구는 농어가, 1인 가구, 가구 수지 파악이 곤란한 가구로서, 특히 음식점이나 여관 등 주택겸용가구로 영업수지와 가계수지를 분리하기 곤란한 가구와 가구원 구성이 혼성된 가구의 경우는 제외되며, 외국인 가구도 제외된다.

가계조사의 내용은 가계부문의 수입과 지출의 규모, 구조, 추이 등에 대한 내용을 포괄하고 있다. 가계조사의 조사방법을 살펴보면 매월 조사개시 전에 조사표(가계부)를 조사대상가구에 배부하여 가구에서 매일매일의 수입과 지출에 관한 금액과 품목명을 직접 가계부에 기입하는 가계부 기장방식에 의한 조사를 실시하고 있다. 이러한 조사방법은

표본가구로 선정된 조사대상 가구가 매일의 가계 수입과 지출을 기록해야 하는 조사상의 어려움으로 인해 가계부 회수율이 약 80% 수준을 나타내며 매월 가계단위로 수집·조사된 자료는 분기별로 공표한다.

표본가구가 월 단위로 가계부 기장방식으로 제출하므로 회수율이 80%밖에 안 될 정도로 누락률이 높아 2004년 기준 7,500여 표본가구에 대해 가계조사를 실시하였으나, 이 중 실제 응답가구는 6,200여 가구이고 12개월 모두 응답한 가구는 4,345가구에 불과했다. 이러한 문제점을 보완하기 위해 통계청에서는 7,500여 표본가구 중 응답을 하지 않은 가구(1,300여 가구)에 대해서 해당 가구의 가구원 특성 정보 및 수입·지출 등의 정보가 유사한 특징을 보이는 다른 가구의 정보(소득 및 지출 등)를 중복하여 입력하는 통계적 기법을 사용한다. 그러므로 가계조사자료의 경우 중복된 자료를 포함하면 각 가구에 대해 12개월 동안의 관측치가 모두 존재해야 하지만, 중복 처리를 한 이후에도 12개월 동안 관측되지 않는 가구가 발생하는데 이는 탈락 가구로서, 이사·사망·2인 가구에서 가구원이 사망하거나 기타 이유로 1인 가구가 된 경우, 조사 연도에 해당 가구가 식당 및 하숙 등의 업종을 시작한 경우 등이 해당된다.

이렇듯 통계청의 원자료는 표본자료의 누락을 막고 비례추출의 균등화를 이루기 위하여 중복자료를 포함시키고 있으나, 본 연구에서는 중복자료의 사용은 통계적인 문제를 야기할 수 있으므로 중복을 제거한 자료를 사용하기로 한다. 중복을 제외한 자료는 연도별로 차이가 있으나, 대체로 전체 자료 중 69.5~87.5%를 차지한다. 이 중에서 분기별로 3개월 모두 조사된 자료는 중복을 제거한 자료의 68.3~93.2%를 차지하여, 자료의 손실은 크지 않다.

도시가계조사자료는 크게 지출과 소득 항목으로 구분되는데, 본 장에서는 가계의 지출항목을 중심으로 살펴본다. 지출항목은 크게 총지출, 가계지출, 소비지출, 비소비지출, 기타지출로 구분된다. 총지출은 가계지출과 기타지출로 구분되며, 가계지출은 소비지출과 비소비지출

로 다시 분류된다. 소비지출은 또다시 10 가지 분류의 지출로 나뉘는데, 이후의 분석에서는 이를 식료품, 교육·의료, 수도·광열·집기, 기타 지출의 4 개 소비항목으로 재분류한 것을 사용한다. 그 외 비소비 지출은 각종 세금과 연금 및 사회보험 등이 포함되고, 기타지출은 자산의 증가 및 부채의 감소를 포괄하고 있다.

총지출=가계지출+기타지출+월말 현금잔고

가계지출=소비지출+비소비지출

소비지출=10분류 지출

(10분류=식료품, 주거, 광열/수도, 가구집기/가사용품,
피복 및 신발, 보건의료, 교육, 교양오락, 교통/통신, 기타
소비지출)

비소비지출=조세+공적연금+사회보험+기타소비지출

기타지출=자산증가+부채감소

귀속(imputation)임료인 자가평가액, 월세평가액과 전세평가액은 소득과 지출항목에서 제외하고 별도 항목으로 설정하며 지출항목의 주거비는 월세 및 주택설비수선비, 기타주거비(공동주택관리비, 화재 보험료 등)로 구성되며, 실제 지출액만을 조사한 것이다.

가계조사자료는 20년간 통계자료를 조사하면서 경제성장과 이에 따른 소비구조의 변화 실태를 정확하게 반영하기 위해 가구 특성 변수에 대한 조사 분류를 조정하여 왔다. 가구 특성 조사항목을 살펴보면 시기별로 차이를 보이는데, 1982년부터 1997년까지 사용되던 분류 방식이 1998년 이후에 좀더 세분화되어 조사되고 있다.

<표 III-1> 가구 특성 변수에 대한 조사(기간비교)

	1982~1997년	1998~2005년
가구 특성	가구 구분, 가구원 수, 취업인 수	가구 구분, 가구원 수, 취업인 수, 배우자 유무, 취업배우자, 취업자녀, 학업배우자, 학업자녀, 기타 배우자, 기타자녀, 가구유형, 세대구분
가구주사항	연령, 성별, 산업, 직업, 교육 정도	성별, 연령, 산업, 직업, 교육 정도
배우자사항	없음(배우자소득 항목이 있으나, 자영업자의 경우 보고되지 않아 실제 배우자 유무를 판단하는 항목으로 이용하기에는 부적절)	성별, 연령, 산업, 직업, 교육정도
기타가구원 사항	성별 및 연령별 가구원수(가구주도 포함된 수치)	가구주와의 관계, 성별, 연령, 취학 및 취업 사항

본장의 분석에서는 가구원 수와 연령과 같은 가구원 정보가 이용되는데, 이 값은 동일한 가구일지라도 관측 기간에 모두 고정되지 않을 수 있다. 예를 들어, 관측 기간 동안에 출생·사망이나 분가 등으로 가구원 수가 변화할 수 있기에, 가구원 수를 평균값(정수 단위가 아닐 수 있음)으로 정할 것인지 아니면 가구원 수가 관측 기간 동안 일정한 자료만을 모아 분석할 것인지의 여부를 정할 필요가 있다.

나. 자료의 선택과 조정

외환 위기에 따른 경제의 구조적 변화 가능성을 고려하여, 자료의 분석대상 기간을 1999년부터 2004년까지로 제한하였다. 동 기간 내의 도시가계 조사자료의 기본적인 사항을 살펴보면 아래와 같다.

<표 III-2> 가계조사 자료의 중복과 관련된 관측치 변화 추이

	1999		2000		2001		2002		2003		2004	
	개수	가구	개수	가구	개수	가구	개수	가구	개수	가구	개수	가구
중복제거 전 관측치(A)	62,946		62,632		61,689		60,207		89,567		88,391	
중복제거 후 관측치(B)	50,668		50,792		50,153		48,503		69,355		74,141	
(B/A)*100	80.49		81.10		81.30		80.56		77.43		83.88	
분기 중 1개월만 관찰되는 관측치	1,213	1,213	1,179	1,179	1,045	1,045	919	919	2,192	2,192	1,584	1,584
분기 중 2개월만 관찰되는 관측치	3,120	1,560	2,756	1,378	2,794	1,397	2,404	1,202	5,222	2,611	3,716	1,858
분기 모두 관찰되는 관측치(C)	46,335	15,445	46,857	15,619	46,314	15,438	45,180	15,060	61,941	20,647	68,841	22,947
(C/B)*100	91.45		92.25		92.35		93.15		89.31		92.85	
12개월 연속 존재하는 관측치	34,068	2,839	34,788	2,899	35,004	2,917	34,848	2,904	38,796	3,233	52,140	4,345
1분기	11,373	3,791	11,466	3,822	11,673	3,891	11,274	3,758	13,098	4,366	16,950	5,650
2분기	11,610	3,870	11,643	3,881	11,667	3,889	11,424	3,808	15,744	5,248	17,349	5,783
3분기	11,730	3,910	11,940	3,980	11,595	3,865	11,292	3,764	16,266	5,422	17,430	5,810
4분기	11,622	3,874	11,808	3,936	11,379	3,793	11,190	3,730	16,833	5,611	17,112	5,704

1999년부터 2004년까지 도시가계 조사자료 수의 추이를 살펴보면, 1999년부터 2002년까지는 거의 유사한 움직임을 보이다가 2003년에 약 3,000개 정도의 관측치가 증가한 것을 알 수 있는데, 이는 도시가계 조사가 비도시의 읍·면·동 지역이 추가되어 전국 가계단위로 변경되었기 때문이다.

1999년부터 2004년까지 중복을 제거한 후의 자료의 비중을 살펴보

면, 2003년에만 약간 낮아질 뿐 전체적으로 약 80% 수준에 해당하여 큰 변화가 없는 것을 알 수 있다. 그 외에 월 단위의 관측치 분포를 비교해보면, 분기에 모두 가계부 기장을 완료하지 못한 가구도 다소 존재했으며, 3개월 모두 관측되는 가구는 중복 제거 후 가구 대비 약 90% 수준을 나타내었고, 연간으로 고른 분포를 나타내었다. 12개월 연속으로 관측치가 모두 존재하는 가구는 전체표본의 약 50% 정도만을 나타내었고, 2004년에 그 비율이 다소 높아졌다. 분기별 관측치 및 가구 수 분포를 살펴보면 대부분 고른 분포를 나타내어 특별한 계절적 요인은 없는 것으로 나타났다.

도시가계조사 원시자료는 월별자료로서 이를 연간자료로 변환하기 위해서는 조사자료가 누락된 월에 대한 처리가 필요하므로, 각 분기에 대해 일부의 자료라도 존재하는 가구를 대상으로 분기자료를 합산하는 방법으로 연간자료를 구성하였다. 연간자료로의 변환을 위해서는 기본적으로 성명재(2002)와 이명헌·성명재(2002, p.26)의 방법이 활용되었는데, 분기자료 수정에 따라 필요한 계절조정을 실시했고 계절조정 과정에서 누락된 자료가 야기하는 표본선택 편의를 줄이기 위해 표본가중치를 조정하였다.

동등화 지수 분석에서 가구 유형에 따라 상이한 가구의 특성을 어떻게 정의하는 가는 매우 중요한 문제이다. 여기에서는 가구의 기본적인 특성을 구성원의 수와 구성에 국한시켜, 하나의 가구 유형을 가구를 구성하는 성인(20세 이후)과 자녀(20세 미만)의 수로 구분하고, 가구 구성의 안정성을 고려하여 가구 구성원 수가 연중 변화하지 않은 가구만을 선택한다. 또한, 가구주의 연령이 너무 많거나 적은 경우, 해당 가구의 소비 지출 패턴이 표준적이지 않을 가능성이 높기에, 가구주의 연령이 20세 이상이며 60세 미만인 경우만을 고려하기로 한다. 이 경우 2004년 자료를 중심으로 파악한 구성원 구분에 따른 가구 구성 분포는 다음과 같다

<표 III-3> 가구구성별 표본의 수(2004)

(단위: 가구)

성인수 \ 자녀수	0	1	2	3	4	5	6
0							
1		79	112	19	2	0	0
2	470	462	1,316	222	13	2	0
3	280	92	110	22	2	0	0
4	137	25	44	4	2	0	0
5	25	4	1	1	0	0	0
6	3	1	1	0	0	0	0
7	0	0	0	0	0	0	0

특정 유형의 가구자료 수가 너무 적은 경우 대표성에 문제가 발생하므로, 해당 유형의 가구 빈도 수가 일정 기준을 넘는(2004년 기준, 대체로 50가구 이상) 가구 유형을 대상으로 분석하기로 한다. 전체 자료는 6개년간 총 1만 5,040가구이며 분석에서 제외한 여타의 가구 유형은 모두 합하여, 전체 표본의 7% 미만에 해당된다.

다. 가구 유형

성인 수와 자녀 수에 따라 전체 가구를 구분하고 비중이 매우 작은 일부 유형을 제외하면, 10가지 유형의 가구만이 남는다. 성인 수와 자녀 수로 구성된 가구 구성 벡터를 이용하여 10개 가구 유형을 표현하고 각 유형에 F1부터 F10까지의 명칭을 부여한 것이 <표 III-4>에 정리되어 있다.

가구 구성 벡터=(성인 수, 자녀 수)

식 (III-1)

<표 Ⅲ-4> 가구 유형과 구성

가구 유형 명칭	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10
(성인수, 자녀수)	(1,1)	(1,2)	(2,0)	(2,1)	(2,2)	(2,3)	(3,0)	(3,1)	(3,2)	(4,0)

<표 Ⅲ-5> 가구 유형의 분포: 관측치의 수

(단위: 가구)

	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)	합계
1999	39	52	237	336	954	231	143	90	29	58	2,169
2000	35	68	323	319	985	226	141	87	26	64	2,274
2001	42	55	260	329	919	214	178	90	13	77	2,177
2002	43	61	317	310	864	202	207	79	19	91	2,193
2003	64	90	373	448	1,278	202	192	83	113	102	2,945
2004	79	112	470	462	1,316	222	280	92	110	137	3,280

10개의 유형 중에 성인 2인과 자녀 2인으로 구성된 가구(F5)는 매년 전체 표본의 39~43%를 차지하여 가장 비중이 높은 유형에 해당하기에, 이후의 분석에서 가구 유형 F5를 기준가구로 채택한다.

<표 Ⅲ-6>을 보면 관측 기간에 따라 가구 유형의 분포는 약간의 변화를 보이고 있음을 알 수 있다. 예를 들어, 가구 유형 F6(성인 2, 자녀 3)의 비율은 점차로 줄어드는 반면, F7(성인 3, 자녀 0)의 비중은 증가하고 있다. 특히 2004년에 들어서는 가구 유형 F6과 F7의 비중이 역전되는 것이 나타난다. 기준가구 유형인 F5(성인 2, 자녀 2)의 비중은 비교적 안정적이나, 성인 2인으로만 구성된 F3의 비율은 계속 증가하고 F4(성인 2, 자녀 1) 또는 F6(성인 2, 자녀 3)의 비율은 감소하는 경향을 보이고 있다. 즉, 다자녀 가구의 수는 줄어들고 자녀 수가 적거나 없

<표 III-6> 가구 유형의 분포: 백분율

(단위: %)

	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)	합계
1999	1.80	2.40	10.93	15.49	43.98	10.65	6.59	4.15	1.34	2.67	100
2000	1.54	2.99	14.20	14.03	43.32	9.94	6.20	3.83	1.14	2.81	100
2001	1.93	2.53	11.94	15.11	42.21	9.83	8.18	4.13	0.60	3.54	100
2002	1.96	2.78	14.46	14.14	39.40	9.21	9.44	3.60	0.87	4.15	100
2003	2.17	3.06	12.67	15.21	43.40	6.86	6.52	2.82	3.84	3.46	100
2004	2.41	3.41	14.33	14.09	40.12	6.77	8.54	2.80	3.35	4.18	100

는 가구가 늘어나고 있어 출산을 저하의 상황을 반영하는 것으로 볼 수 있다.

분석에 사용된 자료의 주요 기초 통계량으로, 소득, 소비지출 및 주요 세부지출, 그리고 가구 유형 특성과 관련된 성인 수, 자녀 수, 가장의 연령 등의 분포를 <표 III-7>에서 살펴보았다. 시간에 따라 소득과 지출은 유사한 크기의 증가율을 보이고 있으며, 소비지출 세부항목에 있어 식료품에 대한 지출의 비율은 감소하는 반면, 의료와 교육에 대한 지출 비율은 증가하고 있다. 정부이전 소득은 2000년대 초반에 비해 크게 증가하고 있는 것으로 나타나고 있으나, 이는 이전소득 자체가 증가하기보다는 통계자료의 수집 및 변수의 확대 등의 요인에 의한 것으로 판단된다. 가구당 성인의 수는 특별한 변화가 없었으나 자녀의 수는 다소 감소하는 추이를 나타내었고, 가장의 나이는 2000년 초에 비해 약 1~2세 높아진 것으로 나타났다.

<표 III-7> 사용된 자료의 기초 통계조사

	1999년 2169가구				2000년 2274가구			
	평균	표준편차	최대값	최소값	평균	표준편차	최대값	최소값
소득	2.57E+07	1.28E+07	4321950	1.35E+08	2.87E+07	1.52E+07	5966263	1.51E+08
소비지출	1.72E+07	8479977	3400570	6.93E+07	1.91E+07	8690258	3162810	8.11E+07
식료품지출	4803527	1913680	1000200	1.73E+07	5263082	1904413	1285800	1.82E+07
주거,광열,집기지출	2102999	1691148	329410	2.85E+07	2266746	1768773	328130	4.65E+07
의료,교육지출	2799904	2377808	1340	2.89E+07	3139589	2605241	0	2.66E+07
기타지출	7530431	5090686	732455	4.97E+07	8428610	5298776	729890	4.93E+07
조세	780491.1	1287529	0	3.01E+07	943179.4	1222622	0	1.34E+07
정부이전소득	75340.8	668036.4	0	1.19E+07	73379.51	604151.1	0	1.72E+07
어른 수	2.174977	0.543143	1	4	2.163373	0.543869	1	4
아이 수	1.43952	0.893284	0	3	1.396574	0.914368	0	3
가장의 나이	40.21237	7.840697	20	59	40.77031	7.71703	20	59
	2001년 2177가구				2002년 2193가구			
	평균	표준편차	최대값	최소값	평균	표준편차	최대값	최소값
소득	3.04E+07	1.47E+07	6014318	2.42E+08	3.30E+07	1.62E+07	4573500	1.37E+08
소비지출	2.06E+07	9581671	3267248	1.08E+08	2.16E+07	1.01E+07	3107155	9.59E+07
식료품지출	5492635	2004636	904260	1.88E+07	5726482	2197149	451420	1.85E+07
주거,광열,집기지출	2524607	1972206	198140	3.01E+07	2505979	1766499	293140	2.07E+07
의료,교육지출	3414122	2799047	2000	2.42E+07	3631078	3095391	500	2.70E+07
기타지출	9197584	5891363	875600	7.74E+07	9784353	6430493	891070	6.76E+07
조세	1111566	1365259	0	1.37E+07	1067546	1371806	0	1.25E+07
정부이전소득	108740.9	880452	0	1.75E+07	118893	897574	0	2.11E+07
어른 수	2.201561	0.576892	1	4	2.215588	0.596015	1	4
아이 수	1.363636	0.911318	0	3	1.290793	0.941149	0	3
가장의 나이	41.16896	8.032149	20.5	59	41.82612	8.171076	20	59
	2003년 2945가구				2004년 3280가구			
	평균	표준편차	최대값	최소값	평균	표준편차	최대값	최소값
소득	3.65E+07	1.86E+07	4960000	2.62E+08	3.92E+07	1.97E+07	5022609	1.78E+08
소비지출	2.34E+07	1.09E+07	3570720	1.59E+08	2.47E+07	1.18E+07	2625625	9.52E+07
식료품지출	6104513	2347860	1107890	2.67E+07	6553758	2555348	765700	2.48E+07
주거,광열,집기지출	2676419	1751585	278940	2.96E+07	2893812	2128764	212420	3.43E+07
의료,교육지출	4065575	3573027	0	5.34E+07	4118226	3810709	5000	5.99E+07
기타지출	1.06E+07	6571952	883750	9.03E+07	1.11E+07	7230998	618230	8.70E+07
조세	1303243	1824951	0	3.44E+07	1482971	2019783	0	2.64E+07
정부이전소득	362372.4	2010730	0	3.21E+07	452110.7	2455239	0	5.98E+07
어른 수	2.148727	0.548236	1	4	2.172256	0.585396	1	4
아이 수	1.413582	0.912671	0	3	1.333841	0.948095	0	3
가장의 나이	41.25221	7.695038	20	59	41.98857	7.883415	20.25	59

주: 소비항목의 가중치

2. 가구 유형별 소비지출 분포와 동등화 지수

소비 동등화 지수에 대한 많은 연구는 미시적인 소비자 이론의 전개와 더불어 발전하여 왔으나, 이러한 이론적 기반과 무관하게 각 가구 유형의 소비지출 분포를 검토하고 그들의 기본적인 특징을 살펴보는 것은 동등화 지수의 산출과 이해에 유용한 시사점을 줄 수 있다. 상이한 두 유형의 가구에 적용되는 일반적 의미의 동등화 지수를 그들이 소비를 위해 실제 지출하고 있는 수준을 직접 비교함으로써 구할 수는 없다. 그러나 각 가구 유형의 소비지출 분포상 대표적인 위치에 있는 가상적 가구를 설정하고 이들이 만일 비슷한 후생 수준을 누리고 있는 것으로 가정한다면, 이들 대표적 가구의 지출 수준 비교는 의미가 있을 수 있다.

각 가구 유형의 대표적인 가구를 손쉽게 정의하는 방법은 평균값이나 분위수를 이용하는 것 등이 있다. 가구 유형별 빈곤지수를 분석하는 Lanjouw and Ravallion(1995)의 연구에서는, 동등화 지수를 상이한 가구 유형 간 빈곤 정도의 차이를 최소화하는 것으로 설정하고 있다. 먼저 빈곤율을 특정 빈곤선 이하의 가구 비율로 정의한다. 기준가구 유형의 빈곤율이 25%라 하면, 비교가구와 기준가구의 빈곤 차이를 최소화하는 동등화 지수는 각 가구 유형의 지출 분포상 하위 25% 소비지출 수준의 비율과 동일함을 알 수 있다. 물론 이러한 방식의 동등화 지수 접근은 빈곤의 정도가 가구 유형과 독립적이라는 전제하에서만 성립한다. 실제로 특정 가계의 가구 유형은 가구 구성원의 부와 소득을 고려한 경제학적 선택의 결과로 볼 수 있기에 앞서의 전제는 현실적으로 타당하지 않을 수 있다. 같은 이유에서 각 가구 유형의 소비지출 분포상 유사한 위치에 있는 가상적 가구가 유사한 후생 수준을 누리고 있다는 것 또한 매우 강한 가정일 것이다.

이상의 한계로 인해 가구 유형별 소비지출 분포의 단순 비교로부터 계산되는 값들은 일반적인 동등화 지수와는 거리가 있으나, 적어도 일

차적인 비교의 대상이 된다는 점에서 의의가 있다. 이하에서는 도시가 계자료상의 소비 지출과 이를 구성하는 네 개의 항목으로 나누어 가구 유형별 지출 수준의 평균과 사분위수를 비교한다.

가. 가구 유형별 총소비 지출 비교

도시가계연보상의 지출 항목 중 소비지출을 가구 유형(F1-F10)과 연도(1999~2004년)에 따라 분류하면, 매년의 가구 유형별 지출 분포가 주어진다. 분포를 이루는 유형별 가구의 수와 빈도는 <표 III-5>과 <표 III-6>에 표시한 바 있다. 가계자료의 소비지출 수준을 가구 유형별(또는 연도별)로 비교하기 위해, 각 가구 유형의 지출 분포로부터 평균과 사분위수를 직접 계산할 수 있지만, 여기서는 가변수(dummy variable)를 활용한 회귀분석을 이용한다. 후자의 방법은 암묵적으로 약간의 추가적 제약을 가정해야 하지만, 여타 경제변수의 영향을 모형의 확장을 통해 쉽게 통제할 수 있는 장점이 있다.

먼저 가구 유형 F5(성인 2, 자녀 2)를 기준가구로 하는 가구 유형 더미변수 벡터를 다음과 같이 정의한다.

$$Z_i = [F_{1i}, \dots, F_{4i}, F_{6i}, \dots, F_{10i}]$$

여기에서 더미변수 F_{ki} 는 i 번째 가구가 k 번째 가구 유형에 해당할 때만 1의 값을 갖고 그 이외의 경우에는 0의 값을 취한다. 예를 들어, i 번째 가구가 기준 유형 F5에 속하면, $Z_i = [0, 0, \dots, 0]$ 임을 알 수 있다. 2000년을 기준연도로 하는 연도별 더미변수벡터도 같은 방법으로 정의할 수 있다.

$$Yr_i = [Y_{1999i}, Y_{2001i}, Y_{2002i}, Y_{2003i}, Y_{2004i}],$$

여기에서 더미변수 Y_{ti} 는 i 번째 가구 자료가 t 년 자료인 경우에만 1의 값을 갖고 그 이외의 경우에는 0의 값을 취한다. 만약, i 번째 가구가 기준연도인 2000년 자료에 속하면, $Y_{ti} = [0, 0, \dots, 0]$ 이다. i 번째 가구의 지출수준(천만단위)을 나타내는 EXP_i 를 종속변수로 놓고 두 가지 더미 변수를 설명변수로 취하는 아래의 회귀방정식에서 오차항 ϵ_i 에 적절한 가정을 부가하면 가구 유형별 · 연도별 평균과 사분위수는 회귀식의 계수들을 이용하여 쉽게 표현할 수 있다.

$$EXP_i = C_0 + Z_i'\lambda + Y_{ti}D + \epsilon_i \quad \text{식 (III-2)}$$

여기에서 $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_4, \lambda_6, \dots, \lambda_9)$ 이고 $D = (D_{1999}, D_{2001}, \dots, D_{2004})$ 로 주어진다. 회귀식의 계수를 식별하기 위해 오차항 ϵ_i 에 대해서 $E(\epsilon_i | Z, Yr) = 0$ 를 가정하면, 가구 유형별 · 연도별 평균은 조건부평균(conditional mean)을 이용하여 구해진다. 예를 들어, t 년도 k 번째 가구 유형의 총소비 지출의 평균은 $C_0 + \lambda_k + D_t$ 로 주어진다. 조건부평균(conditional mean)을 정의하는 위 회귀식의 계수는 OLS를 이용하여 일치적인(consistent) 추정치를 구할 수 있다.

가구 유형별 · 연도별 소비지출의 사분위수를 위해서는 오차항 ϵ_i 에 대해서 별도의 가정이 필요하다. 예를 들어, 가구 유형별 · 연도별 소비지출의 미디언(median)을 회귀식을 통해 구현하기 위해, 오차항의 두 더미 변수에 대한 조건부 미디언이 0, 즉, $median(\epsilon_i | Z, Yr) = 0$ 을 가정한다(여기에서 $medain(.|.)$ 는 조건부 미디언 연산자를 나타낸다). 이 가정하에서 위 회귀식의 계수들은 가구 유형별 · 연도별 소비지출 미디언의 차이를 나타내므로, k 번째 가구 유형의 t 년도 총소비 지출의 미디언은 $C_0 + \lambda_k + D_t$ 로 주어지게 된다. 가구 유형별 · 연도별 소비지출의 하위(또는 상위) 25% 지출수준도 오차항의 하위(또는 상위 25%) 조건부 quantile 값이 0이라는 가정하에서 유사한 방법으로 정의되며, 각 경우의 회귀계수는 quantile regression을 통해 추정할 수 있다.

아래의 <표 III-8>은 오차항에 대한 4가지 가정하에서의 회귀식 계수를 OLS와 quantile regression을 통해 추정한 결과를 나타낸 것이다. 위에서의 논의에 따라, 기준연도 2000년에 해당하는 기준가구 유형 F5(성인2, 자녀2)의 소비 지출의 평균 또는 25%, 50%, 75% quantile 값은 상수항 C_0 의 추정치를 통해 알 수 있으며, 여타 가구의 값들은 가구 유형 더미의 계수($\lambda_1 \sim \lambda_9$)의 추정치를 더함으로써 구해진다.

가구 유형별로 평균적인 지출 수준에 위치하는 성인 2인의 가구에 자녀 1인이 계속 추가되면 소비지출의 증분은 각각 420만원, 300만원, 180만원으로 나타나, 지출이 한계적으로 감소하는 가구 내 규모의 경제를 반영하는 것으로 해석할 수 있다. 소비지출의 중위수준에 해당하는 가구들을 비교하는 경우에도 거의 동일한 변화를 확인할 수 있다. 그러나 유형별 상위 25% 소비지출 수준을 접하는 가구의 경우, 성인 2인에 자녀 1인이 추가되는 경우 지출은 각각 450만원, 340만원, 230만원씩 증가하여, 증분의 절대 규모는 평균 또는 중위 지출 수준의 가구보다 더 커짐을 알 수 있다. 하위 25% 소비지출 수준에 해당하는 가구의 경우에도 자녀 1인당 추가적 지출은 한계적으로는 감소하지만, 그 변화의 폭은 평균 또는 중위 지출 수준의 가구보다 줄어들고 있어 지출 변화의 정도는 가계소비의 절대 수준에 비례한다는 것을 확인할 수 있다.

반면, 성인 2인 가구에 성인 1인이 계속 추가될 때의 지출 변화분은 소비수준상의 위치 기준에 관계없이 한계적으로 증가하고 있어, 자녀 수가 증가하는 경우와는 다른 양상을 보이고 있다. 성인 수가 증가하는 경우에는 소득 수준 자체가 변화할 가능성이 높기에, 이러한 변화를 가구 내 규모의 경제가 성인이 증가하는 경우에는 작용하지 않는 것으로 해석하기엔 무리가 있다. 성인 1인의 추가에 따른 소비지출 변화는 출발점을 성인 2인의 가구(F3)가 아닌 성인 1인과 자녀 1인으로 이루어진 가구(F1)로 하는 경우, 한계적인 지출 변화 폭은 증가하지 않고 감소하고 있어, 이에 대한 일률적인 판단을 어렵게 하고 있다. 이

제 이러한 추정 결과를 동등화 지수와 연결시키기 위하여, 성인 2인과 자녀 2인으로 구성된 기준 가구(F5)의 소비지출 수준을 분모로 놓고 여타 가구의 소비지출을 분자로 했을 때의 비율을 구해볼 수 있다. <표 III-8>의 오른쪽에 위치하는 scale 값들은 해당 계수추정치를 다음의 공식을 통해 계산한 것이다.

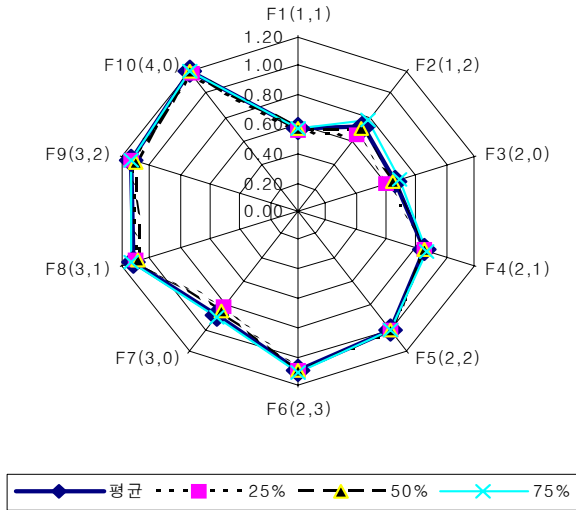
$$t\text{년도 } k\text{-가구 유형의 } scale = \frac{C_0 + \lambda_k + D_t}{C_0 + D_t}$$

<표 III-8> 소비지출 비율: 총소비

(단위: 천만원)

	Level				Scale(2000년)			
	OLS	Quantile			OLS	Quantile		
	평균	25%	50%	75%	평균	25%	50%	75%
C_0	2.06	1.49	1.91	2.46				
λ_1	-0.90	-0.68	-0.83	-1.06	0.56	0.54	0.57	0.57
λ_2	-0.61	-0.52	-0.59	-0.57	0.71	0.65	0.69	0.77
F3	-0.72	-0.60	-0.70	-0.79	0.65	0.60	0.63	0.68
F4	-0.30	-0.22	-0.29	-0.34	0.85	0.85	0.85	0.86
F6	0.18	0.13	0.15	0.23	1.09	1.09	1.08	1.09
F7	-0.23	-0.28	-0.32	-0.26	0.89	0.81	0.83	0.89
F8	0.24	0.15	0.16	0.30	1.12	1.10	1.08	1.12
λ_9	0.27	0.19	0.18	0.33	1.13	1.13	1.10	1.13
λ_{10}	0.34	0.23	0.32	0.42	1.17	1.16	1.17	1.17
D_{1999}	-0.21	-0.18	-0.22	-0.25				
D_{2001}	0.14	0.09	0.12	0.14				
Y02	0.26	0.17	0.22	0.30				
Y03	0.44	0.30	0.40	0.51				
D_{2004}	0.57	0.40	0.51	0.63				

[그림 Ⅲ-1] 소비지출의 scale: 총소비 지출



위의 [그림 Ⅲ-1]은 <표 Ⅲ-8>에 나타난 값들을 비교하기 쉽게 하기 위해 방사형의 도표에 옮겨 놓은 것이다. 전술한 바와 같이, 두 유형의 가구가 자신이 속한 그룹의 지출 분포에서 차지하는 위치가 동일할 때 동일한 후생수준을 누리고 있다는 가정이 성립하는 경우에 한하여, <표 Ⅲ-8>과 [그림 Ⅲ-1]에서 주어진 지출비율들을 일반적인 동등화 지수로 해석할 수 있다.

가구 유형에 따른 지출비율 변화는 소비지출 변화의 절대적인 크기를 비교하는 것과 거의 유사하나 약간의 차이를 보여주고 있다. 성인 2인으로 이루어진 가구(F3)에 자녀 1인이 추가될 때 지출비율의 증가 폭이 한계적으로 감소하고 있는 것은 전과 동일하다. 마찬가지로 중위 수준과 평균 수준의 지출상에 있는 가구들에 있어 자녀 1인의 증가에 따른 비율의 변화는 유사한 움직임을 주고 있다. 그러나 소비지출 변화의 절대적인 크기를 비교하는 경우와 달리, 하위 25% 지출 수준에

있는 가구를 기준으로 하는 경우가 그보다 상위 지출 수준에 있는 가구보다(자녀 수 증가에 따른) 더 큰 폭의 지출비율 증가를 보여주고 있어, 실제로는 가구 내 규모의 경제 효과가 지출수준이 높을수록 커질 수 있음을 시사하고 있다. 이러한 결과는 성인 3인으로 이루어진 가구(F7)를 출발점으로 하는 경우에도 동일하게 성립한다. 성인 증가에 따른 한계적 지출비율의 변화는 기준 출발점을 무엇으로 하는가에 따라 다르다는 것도 이전의 비교과 유사한 점이다.

지금까지의 논의에서는 가구 유형별로 지출 분포상 동일한 위치를 차지하는 가상적인 가구를 설정한 후 이들의 소비지출 수준이나 비율을 단순 비교하는 방식으로 가구 유형이 지출에 미치는 효과를 검토하였다. 그러나 실제의 가계지출은 가구 유형 이외에 소득에도 크게 의존하고 가구 유형 간 소득 수준의 차이가 존재하므로, 소득효과를 통제한 후에 가구 유형 간 지출수준을 비교하는 것이 의미가 있다. 이하에서는 식(II-1)의 회귀분석식에 가구소득 변수를 추가함으로써 가구 간 소득의 차이가 지출에 미치는 효과를 통제하면서, 가구 유형에 따른 지출의 순수한 차이가 무엇인지를 파악하고자 한다.

$$EXP_i = C_0 + Z_i'\lambda + Yr_i'D + INC_i \cdot \beta + \epsilon_i, \quad \text{식 (III-3)}$$

여기에서 INC_i 는 i 번째 가구의 소득을 나타낸다. 추가된 설명변수를 고려하여, 오차항에 대한 조건부 평균이나 조건부 quantile에 대한 가정을 적절히 변화시키면(예를 들어 $E(\epsilon|Z, Yr, INC) = 0$ 또는 $median(\epsilon|Z, Yr, INC) = 0$), 이전과 같은 방법으로 회귀식의 계수를 식별하고 추정할 수 있다. 각각의 가정에 따른 회귀계수의 해석은 가구 간에 동일소득을 전제하는 부분을 제외하고는 이전과 거의 동일하다. 즉, $E(\epsilon|Z, Yr, INC) = 0$ 의 가정하에서, t 년도 k 번째 가구 유형의 총소비 지출의 평균은 $C_0 + \lambda_k + D_t + INC \cdot \beta$ 로 주어진다. 따라서 동일 소득하에서 두 유형의 가구 소비지출의 차이는 이전과 동일한 방

식으로 표현됨을 알 수 있다. 그러나 소비지출의 비율은 소득의 함수로 표현되므로 아래와 같이 나타낼 수 있다.

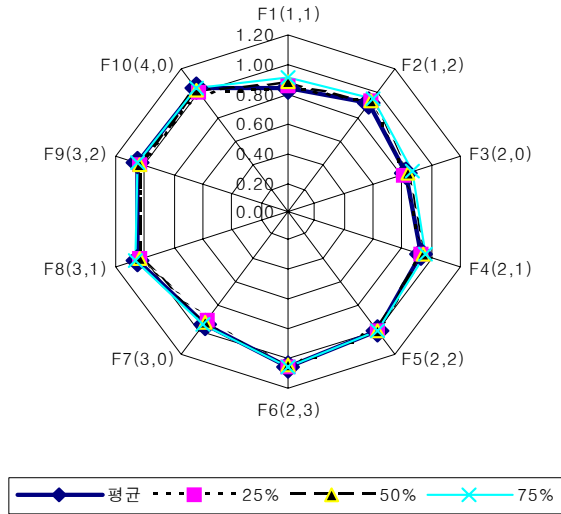
$$t\text{년도 } k\text{-가구 유형의 } scale(INC) = \frac{C_0 + \lambda_k + D_t + INC \cdot \beta}{C_0 + D_t + INC \cdot \beta}$$

이를 계산하기 위해서는 특정한 소득수준을 가정해야만 한다. <표 Ⅲ-9>는 소득을 통제하는 경우의 회귀분석 식(Ⅲ-3)의 추정 결과와 두 가지 소득수준에 대응하는 소비지출 비율을 보여주고 있다. 첫 번째 scale은 소득을 '0원'이라 가정한 경우에 해당하며, 두 번째 경우는 평균소득 수준(약 2,870만원)을 상정한 것이다.

<표 Ⅲ-9>를 보면, 소득이 지출에 미치는 효과를 통제하는 경우에 자녀 1인의 추가에 따른 지출의 한계적인 변화는 점차 감소하고는 있으나, 지출의 증가 폭 자체는 소득을 통제하지 않는 경우에 비해 크게 감소하고 있음을 알 수 있다. 평균적인 지출수준의 가구를 기준으로 할 때, 성인 2인의 가구에 자녀 1인이 계속 추가되면 소비지출의 증분은 각각 203만원, 140만원, 120만원으로 나타나, 소득을 통제하지 않는 경우의 46~66% 수준에 해당한다. 한 가지 흥미로운 점은 성인 2인 가구에 성인 1인이 계속 추가될 때의 평균적인 지출 변화분이 소득을 통제하지 않는 경우와는 달리 한계적으로 감소한다는 사실이다. 성인 수의 증가는 이들의 취업 가능성으로 인해 가계의 소득 자체가 높아져 성인 수 증가에 따라 지출이 한계적으로 증가할 수 있지만, 소득수준의 변화가 지출에 미치는 효과를 통제한 후에 지출 변화를 고려한 결과는 성인 수 증가에 따른 가구 내 규모의 경제 효과를 부분적으로 지지해 준다.

서로 다른 유형의 가구가 동일하게 평균 수준의 소득을 얻고 있다는 가정하에 가구 유형 간 소비지출의 비율을 구한 결과는 소득효과를 통제하지 않았던 경우에 비해 지출비율의 차이가 현저히 감소함을 보여

[그림 Ⅲ-2] 소비지출 비율: 총소비지출
(소득효과 통제: 평균소득 기준)



극빈자 지원 목적의 기초생활보장정책에 이용되는 동등화 지수는 평균 소득보다는 오히려 매우 낮은 소득 수준에 대응하는 소비지출 비율과 관계가 더 깊을 것이다. 식 (Ⅲ-3)에서 소득이 0인 경우에 대응하는 소비지출 수준을 최소 생계비 수준에 가까운 개념으로 해석하여, 그 지출 비율을 구한 것이 <표 Ⅲ-9>에 포함되어 있다. 이 때의 지출 비율들은 평균 소득수준을 가정하는 경우에 비해 훨씬 더 큰 가구 유형 간 지출 차이를 보이고 있으며 소득을 통제하지 않았을 때의 값들 과도 비교 가능한 범주에 들어 있음을 알 수 있다. 결과에 따르면, 소득 통제의 여부가 소비지출 비율에 특정한 구조적인 변화를 초래하지는 않는다고 볼 수 있다.

나. 가구 유형 간 항목별 소비지출 비교

가구 구성원 변화에 따른 지출 행태를 이해하기 위해서 총소비지출 수준 이외에 보다 세분화된 분류별 지출수준을 비교할 수 있다. 총소비 지출의 비교가 가구 내 규모의 경제 효과 유무와 관련이 깊다면, 분류별 지출 비교는 주로 어느 소비 항목을 통해 규모의 경제가 발생하는가를 판단할 수 있게 한다. 이하에서는 총소비를 식료품, 교육·의료, 수도·광열·집기와 기타 항목의 4개로 분류하고, 각 항목별 지출에 대해 전절과 동일한 방법의 분석을 실시한 결과를 간략히 소개한다.

<표 III-10>와 <표 III-11>은 식료품, 교육·의료, 수도·광열·집기와 기타 항목에 대한 가구유형 간 지출 비율을 계산한 결과이다. 전절의 총소비지출에 대한 비율과의 비교를 위해서 각 수치를 [그림 III-3]~[그림 III-6]에 방사형의 그래프로 표시하였다. 소비항목별 지출 비율의 비교 결과 중 먼저 눈에 띄는 것은 식료품에 대한 지출이 총소비지출과 매우 유사한 패턴을 갖는다는 점이다. 이는 식료품에 대한 지출이 전체 소비지출에서 차지하는 비율이 제일 크다는 것과 관련이 깊다.

가구 유형 간 교육·의료 지출 비율은 전체소비나 식료품과는 전혀 다른 형태의 변화 패턴을 보이고 있다. 특징적인 점으로는 자녀가 없는 가구(F3, F7, F10)의 경우 타가구 유형에 비해 현저히 낮은 교육·의료 지출비율을 보이고 있다는 것과 자녀 1인의 추가에 따른 지출비율의 변화 폭이 상대적으로 매우 크다는 것이다. 자녀 수가 증가하는 경우가 성인 수의 증가보다 더 큰 지출비율의 증가를 초래한다는 사실로부터 교육비용의 증가가 이러한 변화의 주된 요인이라는 점을 알 수 있다. 가구 구성원 수의 변화에 따른 큰 폭의 교육·의료 지출비율 변화는 이 부분의 지출에서 발생하는 가구 내 규모의 경제효과는 매우 미미할 것이라는 예상을 뒷받침해주고 있다.

이와는 대조적으로 수도·광열·집기에 대한 가구 유형 간 지출비율은 매우 안정적인 패턴을 보이고 있으며, 가구 구성원 증가에 따른 지출

의 변화 폭이 여러 항목 중 가장 적다는 점을 알 수 있다. 수도·광열·집기에 대한 소비지출은 성격상 가구 소비의 고정적인 비용에 해당하기에 가구 내 규모의 경제 효과를 발생시키는 주요 항목이라는 사실과 일치하는 결과로 해석된다. 끝으로 주거, 의류, 교통 등으로 구성되어 있는 기타 항목의 소비지출은 가구 유형별 변화 패턴이 대체로 총소비지출과 유사하지만, 주로 성인 수 증가에 따라서는 큰 폭의 증가를 보이고 자녀 수 증가에는 미미한 변화를 보인다는 점이 흥미롭다. 이는 주거, 의류, 교통의 소비항목에서 발생하는 가구 내 규모의 경제 효과가 미성년 자녀의 소비에 국한되어 있음을 반영하는 것으로 보인다.

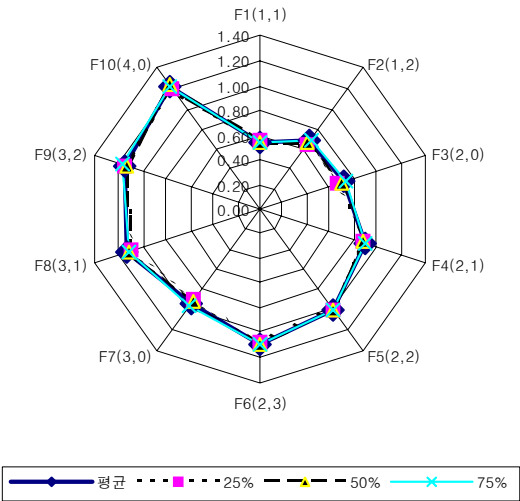
<표 III-10> 소비지출 비율: 식료품 & 교육·의료 지출

	식 료 품				교육·의료			
	OLS	Quantile			OLS	Quantile		
	평균	25%	50%	75%	평균	25%	50%	75%
F1	0.53	0.55	0.53	0.54	0.58	0.45	0.53	0.56
F2	0.67	0.65	0.66	0.68	0.92	0.89	0.90	0.93
F3	0.70	0.65	0.69	0.73	0.16	0.06	0.10	0.18
F4	0.88	0.86	0.87	0.89	0.54	0.41	0.53	0.59
F6	1.09	1.08	1.10	1.09	1.23	1.22	1.22	1.20
F7	0.95	0.89	0.92	0.96	0.37	0.13	0.21	0.42
F8	1.12	1.09	1.10	1.11	0.92	0.62	0.80	1.05
F9	1.15	1.13	1.12	1.15	1.12	1.11	1.07	1.10
F10	1.23	1.20	1.24	1.22	0.64	0.22	0.40	0.74

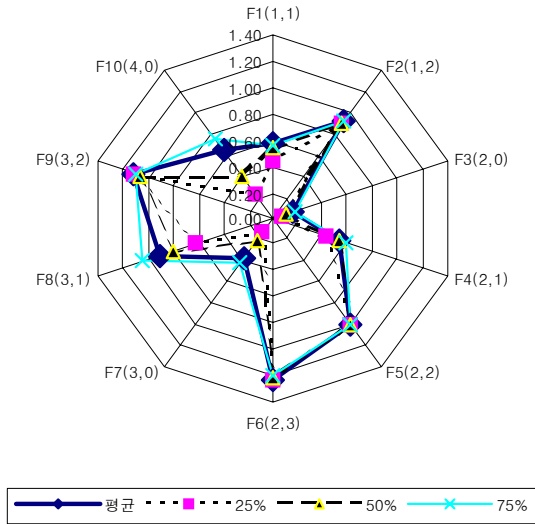
<표 III-11> 소비지출 비율: 수도, 광열, 집기 & 기타 지출

	수도, 광열, 집기				기 타			
	OLS	Quantile			OLS	Quantile		
	평균	25%	50%	75%	평균	25%	50%	75%
F1	0.75	0.67	0.73	0.81	0.52	0.49	0.51	0.54
F2	0.85	0.81	0.83	0.85	0.59	0.50	0.59	0.66
F3	0.74	0.64	0.69	0.74	0.83	0.69	0.77	0.86
F4	0.91	0.88	0.89	0.90	0.97	0.96	0.95	1.00
F6	1.06	1.10	1.10	1.11	1.02	1.03	1.01	1.01
F7	0.91	0.82	0.84	0.87	1.09	0.94	1.00	1.11
F8	1.10	0.96	1.02	1.06	1.22	1.20	1.18	1.20
F9	1.09	1.05	1.09	1.15	1.14	1.17	1.11	1.10
F10	1.05	0.95	0.97	1.01	1.41	1.44	1.39	1.44

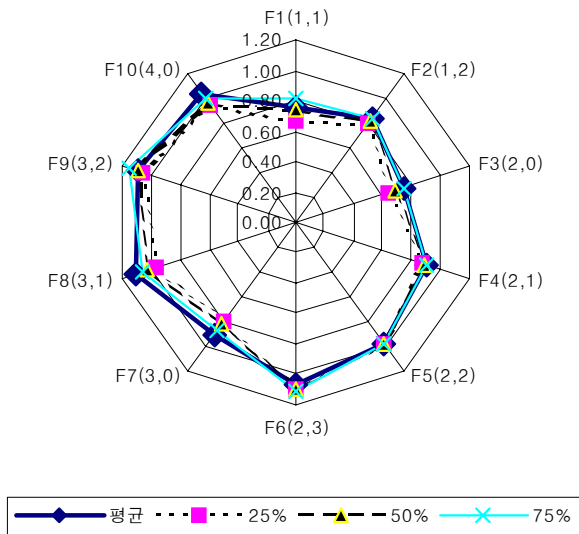
[그림 III-3] 소비지출 비율: 식료품 지출



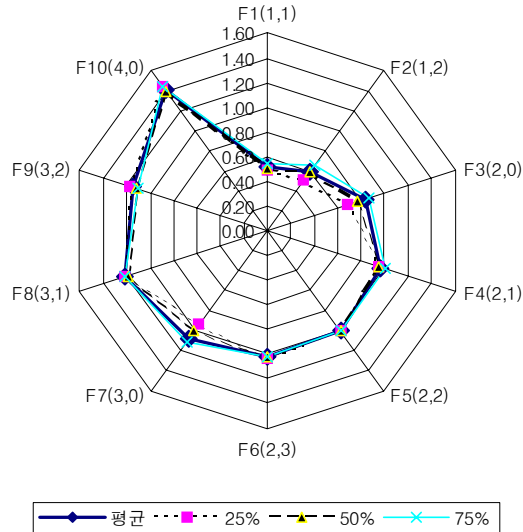
[그림 III-4] 소비지출 비율: 교육, 의료



[그림 III-5] 소비지출 비율: 수도, 광열, 집기 지출



[그림 III-6] 소비지출 비율: 기타



3. 엥겔(Engel) 접근법에 의한 동등화 지수

전절에서는 도시기계조사자료에 기초하여 가구의 실제 소비지출 수준이 가구 구성원의 변화에 따라 어떻게 달라지는지를 살펴보았다. 이렇게 계산된 가구 유형 간 소비지출의 비율은 후생수준에 대한 아무런 전제 없이 도출된 것이기에 일반적인 동등화 지수와는 차이가 있음을 지적하였다. 동등화 지수 추정에 관한 선구적이며 간단한 방법은 전체 지출 중 식료품이 차지하는 비율이 후생수준의 역지표(inverse indicator)에 해당한다고 간주한 Engel 접근법을 활용하는 것이다. Engel은 식료품 비율과 총지출 수준을 대비함으로써 가구의 지출수준(또는 소득)이 증가함에 따라 식료품 비율이 감소하는 것을 보이고, 비식료품 소비항목에 대한 지출비율이 높을수록 가구 구성원의 만족도가 높아지는 것으로 간주하였다. 이 접근법에 따르면, 서로 두 유형의 가구가 식료품에 사용하는 지출비율이 동일하다면 두 가구는 동일

한 후생수준에 있다고 볼 수 있게 된다. 여기서는 기본적인 Engel 곡선에 가구의 유형별 특징(가구원 수 또는 성인과 아동의 수 조합)을 추가한 세 가지 형태의 식료품 비율 결정함수를 추정하고, 이에 따른 동등화 지수를 산출한다.

식료품 비율 결정함수의 첫 번째 형태는 1인당 지출수준을 설명변수로 이용했던 원래의 Engel 곡선을 일반화한 것으로, 가구 구성원을 동등하게 취급하여 구성원 수만을 분석에 이용하지만 가족 수 증가에 따른 규모의 경제 효과를 허용한다. i 번째 가구의 식료품 지출이 차지하는 비율과 전체 지출 수준을 각각 FS_i 와 $expnd_i$ 라하고, 가구 구성원 수를 n_i 라 하고, 회귀함수의 형태를 다음과 같이 설정한다.

Engel Curve I (EC I)

$$\text{선형: } FS_i = C + \beta \ln\left(\frac{expnd_i}{n_i^\theta}\right) + \epsilon_i$$

$$\text{이차형: } FS_i = C + \beta \ln\left(\frac{expnd_i}{n_i^\theta}\right) + \gamma \left[\ln\left(\frac{expnd_i}{n_i^\theta}\right)\right]^2 + \epsilon_i$$

선형체계 접근법이 지니는 제약에 대한 최근 연구(Banks et al.(1997))의 비판을 참조하여 이차형의 함수도 추가로 고려한다. 기준 가구(n_R)와 비교가구(n_i)의 후생수준이 동일하다면 두 가구의 식료품 비율은 동일하기에, EC I 모형하에서 두 가구의 총지출 수준비율인 동등화 지수는 지출 수준에 관계없이 $(n_i/n_R)^\theta$ 로 나타난다. θ 가 1보다 작다면 가족 수의 증가 비율만큼 총지출이 증가하지 않더라도 종전과 동일한 만족 수준을 달성할 수 있기에, 가구 내 규모의 경제 효과가 존재하는 것으로 해석할 수 있다.

EC I 모형에서는 동등화 지수 산출에 있어 가구 구성원의 숫자만을 고려하지만, 성인과 미성년 자녀를 구분하여 분석하는 것이 보다 현실적일 것이다. 아래의 모형 EC II는 이러한 필요를 고려하여 EC I 모형의 i 번째 가구의 구성원 수를 성인의 수(n_{1i})과 자녀의 수(n_{2i})로 분리하여 회귀방정식을 구성한 것이다.

Engel Curve II (EC II)

$$\text{선형: } FS_i = C + \beta \ln \frac{\exp nd_i}{(n_{1i} + \delta n_{2i})^\theta} + \epsilon_i$$

$$\text{이차형: } FS_i = C + \beta \ln \frac{\exp nd_i}{(n_{1i} + \delta n_{2i})^\theta} + \gamma \left[\ln \frac{\exp nd_i}{(n_{1i} + \delta n_{2i})^\theta} \right]^2 + \epsilon_i$$

EC II 모형하에서 기준가구(n_{1R}, n_{2R})와 비교가구(n_{1i}, n_{2i})의 후생 수준이 동일하다면, 두 가구의 총지출 수준비율인 동등화 지수는 지출 수준에 관계없이 $(\frac{n_{1i} + \delta n_{2i}}{n_{1R} + \delta n_{2R}})^\theta$ 로 주어진다. 종전과 같이 θ 가 1보다 작다면 가구 내 규모의 경제 효과가 존재하며, 자녀 수에 대한 가중치 δ 는 일반적으로 성인에 대한 가중치 1보다 작을 것으로 예상할 수 있다.

앞서의 두 가지 일반화된 Engel 곡선에서는 가구 구성원 수의 효과에 대해 특정한 형태의 모수적(parametric) 가정을 공통적으로 이용하였다. 식료품 지출비율 함수의 세 번째 형태에서는 이러한 모수적(parametric) 가정을 배제하고, 10 가지 가구의 유형($F_1, \dots, F_{10}$)이 식료품 지출비율 함수에 대해 지니는 개별적 특징을 더미변수를 활용하여 독립적으로 설정한다. 더미변수를 이용하는 경우에는 가족 구성원 변화가 지출함수에 미치는 영향은 사전에 제약되지 않고 자유롭게 허용되는 장점이 있다. 제1절의 회귀식에서와 마찬가지로 가구유형 더미변수 벡터와 계수를 정의하고,

$$Z_i = [F_{1i}, \dots, F_{4i}, F_{6i}, \dots, F_{10i}]$$

$$\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_4, \lambda_6, \dots, \lambda_9),$$

기준가구 유형 F_5 의 필요지출 수준 또는 scale을 λ_0 라 놓으면, 가구 유형별 더미 변수를 활용한 Engel 곡선은 아래와 같이 주어진다. 이 경우에 기준가구(F_5)에 대한 비교가구(F_k)의 동등화 지수는 $(\lambda_0 + \lambda_k)/\lambda_0$ 로 계산된다.

Engel Curve III (EC III)

$$\text{선형: } FS_i = C + \beta \ln\left(\frac{\text{expd}_i}{\lambda_0 + Z\lambda}\right) + \epsilon_i$$

$$\text{이차형: } FS_i = C + \beta \ln\left(\frac{\text{expd}_i}{\lambda_0 + Z\lambda}\right) + \gamma \left[\ln\left(\frac{\text{expd}_i}{\lambda_0 + Z\lambda}\right)\right]^2 + \epsilon_i$$

아래의 <표 III-12>~<표 III-14>는 세 가지 형태의 엔겔곡선을 1999년부터 2004년까지의 도시가계조사 조사자료를 단순 결합(pooling)하여 추정한 결과이다. EC I의 추정을 위해서는 통상 최소자승법(OLS)을, 그리고 비선형의 EC II와 EC III를 위해서는 최우추정법(MLE)을 이용하였다. 세 가지 모형의 추정 결과로부터 계산된 동등화 지수는 <표 III-15>와 <표 III-16>에 나타나 있다.

먼저 가구 특성을 구성원 수로만 파악한 가장 단순한 형태의 엔겔곡선(EC I) 추정 결과(<표 III-12>)를 살펴본다. 회귀식의 선형성 또는 연도더미의 사용 여부와 관계없이 총지출항의 계수(β)는 항상 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나, 총지출 수준이 증가함에 따라 식료품이 차지하는 비율은 점점 감소함을 알 수 있다.

로그를 취한 총지출의 이차항의 계수(γ) 추정 값 역시 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 취하고 있어, 총지출 수준이 증가함에 따른 식료

<표 III-12> 추정결과: EC I

parameter	선형	선형(+연도더미)	이차형	이차형(+연도더미)
C	0.3094	0.3061	0.3096	0.3063
β	-0.0926	-0.0964	-0.0920	-0.0960
γ			-0.0012	-0.0010
θ	0.3280	0.3474	0.3273	0.3466
D99		-0.0077		-0.0077
D01		-0.0017		-0.0017
D02		0.0005		0.0006
D03		0.0017		0.0017
D04		0.0135		0.0135

주: 추정계수의 표준오차는 부록의 <부표 3-1> 참조

품 지출 비율은 한계적으로 체감하는 것을 알 수 있다. 가구 구성원 수의 변화가 식료품 지출 비율에 미치는 영향을 모수화한 규모 탄력성(θ)의 추정 값은 0.32~0.34에 위치하고 있는데, 이는 편의상 통용되고 있는 $\sqrt{n}$ -법칙(square-root N-rule)이 의미하는 규모 탄력성인 0.5보다 훨씬 작은 값에 해당한다. 따라서 별도로 추정된 동등화 지수 대신에 간편하게 채택되고 있는 $\sqrt{n}$ -법칙은 추가적인 가구 구성원에 따른 비용의 증가를 단순한 Engel 접근법이 시사하는 것보다는 큰 것으로 계산하고 있는 셈이다. 결과적으로 EC II 모형의 추정으로부터 도출되는 동등화 지수는 $\sqrt{n}$ -법칙에 의한 것에 비해 비교가구의 구성원 규모가 기준가구보다 큰(작은) 경우는 더 작은(큰) 값을 갖게 된다.

가구 구성원 수의 영향에 대한 등탄력성 가정을 유지하면서 성인과 자녀의 차이를 구분하고 있는 Engel 곡선(EC II)에 대한 추정 결과(<표 III-13>)를 보면, 총지출항의 계수(β 와 γ)는 이전과 거의 동일한 값을 지니고 있음을 확인할 수 있다.

성인에 대한 자녀의 비용상의 비중을 나타내는 δ 의 추정치는 0.23 내외로 나타나, 자녀의 가중치는 성인의 약 25% 정도로 할인(discount)되고 있다. 자녀에 대한 낮은 가중치로 인해, 총구성원 수

<표 III-13> 추정결과: EC II

parameter	선형	선형(+연도더미)	비선형	비선형(+연도더미)
C	0.2890	0.2854	0.2892	0.2856
β	-0.0947	-0.0988	-0.0947	-0.0988
γ			-0.0008	-0.0008
δ	0.2312	0.2526	0.2308	0.2521
θ	0.7003	0.7106	0.7001	0.7102
D99		-0.0080		-0.0080
D01		-0.0022		-0.0022
D02		-0.0002		-0.0002
D03		0.0026		0.0026
D04		0.0139		0.0140

주: 추정계수의 표준오차는 부록의 <부표 3-2> 참조

에 따른 비용 증가와 관련된 규모의 탄력성(θ)은 이전보다 훨씬 큰 0.7 근처의 값으로 추정되었다. EC II의 추정 결과는 이전의 EC I과 $\sqrt{n}$ -법칙에 비해 자녀의 가중치는 낮고 규모의 탄력성은 더 크기에, 구성원의 구분에 따른 비대칭적인 규모의 경제 효과를 야기하게 된다. 즉, EC II의 결과는 EC I과 $\sqrt{n}$ -법칙에 비해 자녀 수 증가에 따른 규모의 경제 효과는 더 크고 성인의 수 증가에 따른 규모의 경제 효과는 더 작다는 것을 의미한다. 구체적 계산을 통한 각 경우의 동등화 지수를 비교하기 위해서는 <표 III-15>을 참조한다.

가족 구성원 수에 대해 지출이 등탄력적이라는 모수적 제약을 가정하지 않는 매우 일반적 형태의 Engel 곡선(EC III)에 대한 추정 결과는 <표 III-14>에 정리되어 있다. 주요 계수들의 추정치는 이차항이나 연도더미의 포함 여부에 거의 변화를 나타내지 않고 있으며, 총지출항의 계수 (β 와 γ) 또한 이전과 매우 유사한 값을 보이고 있다.

<표 III-14> 추정결과: EC III

parameter	선형	선형(+연도더미)	이차형	이차형(연도더미)
C	0.2836	0.2819	0.2838	0.2820
β	-0.0948	-0.0989	-0.0948	-0.0990
γ			-0.0009	-0.0009
lam1	-0.8875	-0.8940	-0.8878	-0.8942
lam2	-0.6940	-0.7002	-0.6934	-0.6996
lam3	-0.2535	-0.2845	-0.2524	-0.2834
lam4	-0.1324	-0.1385	-0.1323	-0.1383
lam6	0.2111	0.2005	0.2102	0.1997
lam7	0.2663	0.2288	0.2662	0.2289
lam8	0.2880	0.2944	0.2874	0.2940
lam9	0.3438	0.3517	0.3443	0.3522
lam10	0.760	0.7250	0.7596	0.7247
D99		-0.0080		0.0039
D01		-0.0021		-0.0080
D02		-0.0001		-0.0021
D03		0.0026		-0.0001
D04		0.0140		0.0026

주: 추정계수의 표준오차는 부록의 <부표 3-3> 참조

EC Ⅲ의 추정 결과를 이전의 결과와 직접 비교하기는 쉽지 않으므로, 각각의 모형으로부터 산출한 동등화 지수를 비교함으로써 결과를 해석한다. <표 Ⅲ-16>을 자세히 살펴보면, 가구 유형 F1과 F2를 제외했을 때 EC Ⅲ의 추정치로부터 구한 동등화 지수가 EC Ⅱ의 경우보다 1에 더 가까운 값을 가지고 있음을 알 수 있다. 자녀를 두고 있는 성인 1인의 소규모 가구(F1과 F2)는 전체 가구에서 작은 비중을 차지하고 있기에, 이를 EC Ⅲ의 결과는 대체로 EC Ⅱ에 비해 가구 구성원 증가에 따른 규모의 경제 효과를 더 크게 추정하는 것으로 해석해도 무방하다.

이론적인 관점에서 통계모형 EC Ⅱ는 EC Ⅰ를 포함(nesting)하고 있는데, 앞의 추정 결과는 EC Ⅰ에 내재되어 있는 제약인 성인과 자녀에 대한 동일 비중 가정이 기각됨을 의미한다. 유사한 논거에 의해 EC Ⅱ의 추정 결과를 들어 $\sqrt{n}$ -법칙의 암묵적인 가정도 기각됨을 알 수 있다. 모형 EC Ⅲ는 EC Ⅱ를 직접 포함(nesting)하지는 못하지만 더 완화된 가정하의 모형으로 간주할 수 있다. 따라서 EC Ⅱ와 동등화 지수의 측면에서 약간의 차이만을 보이고 있는 EC Ⅲ는 EC Ⅰ이나 $\sqrt{n}$ -법칙에 비해 보다 현실적인 결과를 제공하고 있는 것으로 생각할 수 있다.

<표 Ⅲ-15> 앵겔 추정식 Ⅰ과 Ⅱ로부터 얻은 동등화 지수

	square root	추정식 Ⅰ: 이차형(+연도더미)	추정식 Ⅱ: 이차형(+연도더미)
F1 (1,1)	0.707	0.786	0.611
F2 (1,2)	0.866	0.905	0.696
F3 (2,0)	0.707	0.786	0.852
F4 (2,1)	0.866	0.905	0.927
F5 (2,2)	1.000	1.000	1.000
F6 (2,3)	1.118	1.080	1.070
F7 (3,0)	0.866	0.905	1.137
F8 (3,1)	1.000	1.000	1.204
F9 (3,2)	1.118	1.080	1.269
F10(4,0)	1.000	1.000	1.395

<표 III-16> 엥겔 추정식 III으로부터 얻은 동등화 지수

가구유형	선형	선형(+연도더미)	이차형	이차형(+연도더미)
F1 (1,1)	0.557137	0.553886	0.556998	0.553781
F2 (1,2)	0.653698	0.650592	0.654011	0.650916
F3 (2,0)	0.873520	0.858028	0.874049	0.858564
F4 (2,1)	0.933927	0.930894	0.933993	0.930972
F5 (2,2)	1.000000	1.000000	1.000000	1.000000
F6 (2,3)	1.105329	1.100039	1.104905	1.099661
F7 (3,0)	1.132907	1.114188	1.132841	1.114205
F8 (3,1)	1.143715	1.146887	1.143430	1.146690
F9 (3,2)	1.171556	1.175488	1.171795	1.175730
F10(4,0)	1.379266	1.361795	1.379043	1.361628

4. 수요함수 체계에 의한 동등화지수: Quadratic Almost Ideal 함수 접근법

Engel의 접근법은 이용이 간편하고 해석이 쉬운 장점이 있으나, 명확한 이론적 근거가 결여되어 있으며 식료품의 비중만을 중요시 하는 것에 대한 합리적 설명을 제공하기 어렵다. 경제학적으로 보다 엄밀한 이론적 기반을 갖춘 동등화 지수의 산출 방법으로는 소비자 선택이론으로부터 도출된 수요함수 체계를 이용하는 것이 가장 보편적이라 할 수 있다. 이 방법론의 주요 논거는 크게 다음의 세 가지로 나누어진다.

- 1) 기준 가구의 간접 효용함수를 특정한 형태에 따라 가정하고 이에 동등화 지수에 대한 식별조건을 추가하게 되면, 비교가구들의 간접 효용함수 또한 유사한 형태로 표현된다는 점이다.
- 2) 상이한 유형의 가구가 지니는 간접 효용함수의 정보를 통해 동등화 지수는 일의적으로 결정된다.

- 3) 주어진 개별 가구의 지출 또는 수요 자료를 이용하여 간접 효용 함수로부터 도출(로이의 항등식 적용)되는 항목별 수요함수 체계를 추정함으로써 동등화 지수를 산출할 수 있다.

세 가지 논거 중에서 가장 핵심적인 내용은 물론 첫 번째 사항일 것이다. 즉, 간접 효용함수(또는 이에 수반되는 수요체계)의 구체적 형태와 더불어 동등화 지수에 대한 식별조건을 어떤 방법에 의해 설정할지의 문제가 가장 중요하다. 수요함수 체계에 대해서는 다양한 접근법이 있는데, 특히 Banks et al.(1997)의 ‘이차형의 준이상형 수요 함수 체계(Quadratic Almost Ideal Demand System, QUAIDS)’가 가장 최근의 이론적 성과를 반영한다고 볼 수 있다. 여기서는 Banks et al.(1997)의 수요체계에 ‘지출 독립성(Independence of Expenditure, IE)’의 식별조건을 응용한 방법론을 채택하고 이에 따른 동등화 지수를 도시가계조사자료를 통해 추정한다.

가. 지출체계와 식별조건: QUAIDS와 IE

수요 체계를 통해 동등화 지수를 산출하기 위해서는 먼저 특정한 수요함수를 가정할 필요가 있는데, Stone(1954)는 가장 단순한 형태로 아래와 같은 선형 지출체계(Linear Expenditure System, LES)를 이용하였다.

스톤 기어리 효용함수	$U = \prod_{i=1} (y_i - \theta_i)^{\alpha_i}$
수요체계	$y_i = \theta_i + \frac{\alpha_i}{p_i} (x - \sum_k p_k \theta_k)$ $\Rightarrow p_i y_i = p_i \theta_i + \alpha_i (x - \sum_k p_k \theta_k)$

여기서 y_i 는 i 재화에 대한 수요, p_i 는 i 재화의 가격, x 는 소득 혹은 총지출, 그리고 α_i, θ_i 는 파라미터를 나타낸다. i 재화에 대한 수요(y_i)가 총지출(x)에 대한 선형함수로 표시되고 있음에 주목한다. Lluch(1973)은 다기간 모형의 틀하에서 선형 지출체계를 고려함으로써 확장 선형 지출체계(Extended Linear Expenditure System, ELES)를 제시한 바 있다. 이러한 선형(혹은 확장형 선형) 지출체계 모형은 너무 단순하고 현실 적합성이 떨어진다는 이유에서 최근의 실증 연구에서는 자주 이용되고 있지는 않다. Muelbauer(1976)는 지출 비율로 표현된 수요가 총지출의 로그값의 선형함수로 주어지는 PIGLOG(Price-Independent Generalized Logarithmic) 지출체계를 제시했는데, Deaton and Muelbauer(1980)의 준이상형 수요체계(Almost Ideal Demand System)가 이의 특별한 예에 속한다.

여기에서 w_i 는 총지출에서 i 재화에 대한 지출이 차지하는 비율을 표시한다. PIGLOG의 또 다른 예로는 Jorgenson et al.(1982)의 Translog 수요체계를 들 수 있다. PIGLOG 지출체계는 구성의 단순함과 임의의 수요함수에 대한 일차적인 근사치(a first-order approximation)로 간주될 수 있다는 장점에도 불구하고, 동등화 지수를 위한 방법으로 채택하기엔 한계가 있다. 우선 동등화 지수의 식별 조건으로 가장 많이 쓰이는 지출 독립성(IE) 조건을 만족시키지 못하는 문제가 있다⁷⁾. 이외에도

<표 III-17> 준이상형 수요체계(AIDS): Deaton and Muelbauer(1980)

간접 효용함수	$V = \frac{\ln x - \ln a(p)}{b(p)}$
수요함수	$w_i = A_i(p) + B_i(p) \ln x$

7) PIGLOG 지출체계는 지출 독립성의 보다 완화된 형태의 식별조건인 GESE도 만족시키지 못한다.

<표 III-18> QUAIDS: Banks et al.(1997)

간접 효용함수	$V(p, x) = \left(\left(\frac{\ln x - \ln a(p)}{b(p)} \right)^{-1} - q(p) \right)^{-1}$
수요함수	$w_i = A(p) + B(p) \ln \frac{x}{a(p)} + C(p) \left(\ln \frac{x}{a(p)} \right)^2$

Banks et al.(1997)의 결과에 따르면 의복과 주류에 대한 소비 항목을 제외하고는 지출비율이 총지출의 로그값에 대해 비선형으로 나타나, PIGLOG 모형의 현실성은 현저히 떨어진다.

현실에서 관찰되는 앵겔곡선의 모양에 보다 부합하는 형태의 지출 체계에 대한 대안으로 Pasharder(1995)와 Banks et al(1997)은 로그 총지출의 2차식이 포함되어 있는 이차형의 준이상적 수요체계 (Quadratic Almost Ideal Demand System, QUAIDS)를 고려하였다.

QUAIDS 수요체계는 선형성의 한계를 극복하는 것 외에, 지출 독립성과 같은 동등화 지수의 식별 조건을 만족시키는 장점이 있으며 exact aggregation 조건을 충족하는 수요체계 중 가장 자유로운 형태를 취하는 것으로 알려져 있다(Banks et al(1997) 참조⁸⁾).

수요 자료만으로는 동등화 지수에 대한 부분적 정보밖에 얻을 수 없기에, 수요체계를 통한 동등화 지수의 산출은 식별의 문제에 직면하게 된다. Blundell and Lewbel(1991)은 동등화 지수 함수 자체에 대해 지출 독립성(IE)과 같은 특정한 성격을 부여함으로써, 식별의 문제를 해결할 수 있음을 보였다. 여기서의 지출 독립성(IE) 조건이란 동등화 지수가 지출수준에 의존하지 않는다는 것을 의미하며, 기준가구의 지출이 1% 증가했을 때 동일한 효용을 보장받는 비교가구의 지출도 1%

8) 관련 문헌에서 지출 독립성(IE)에 대한 다른 이름으로 ESE(Equivalence Scale Exactness)를 사용하기도 한다.

증가함을 뜻한다. 만약 동등화 지수가 지출 독립성을 만족시킨다면 가구의 효용함수는 특정한 제약들을 만족해야 하고, 수요함수로부터 제약들을 만족시키는 효용함수는 유일(unique)하게 도출할 수 있게 된다(Blackoby and Donalson (1993)).

나. 실증분석 모형과 결과

이제 본절의 실증 분석에 이용되는 구체적 모형을 소개한다. 먼저 Banks et al(1997)의 방법에 따라, 기준가구의 간접효용함수가 이차형의 준이상적 수요체계(QUAIDS)로 주어진다고 가정한다.

$$V^r(p, x) = \left(\left(\frac{\ln x - \ln a^r(p)}{b(p)} \right)^{-1} - q(p) \right)^{-1}$$

이와 더불어 동등화 지수의 식별조건으로 지출 독립성(IE)을 가정하면, 비교가구 유형의 특성을 나타내는 변수를 z 라 할 때, 비교가구의 간접효용함수는 다음과 같이 주어지고,

$$V(p, x, z) = \left(\left(\frac{\ln x - \ln a(p, z)}{b(p)} \right)^{-1} - q(p) \right)^{-1},$$

동등화지수의 로그 값은

$$\ln S(p, z) = \ln a(p, z) - \ln a^r(p)$$

로 표현된다(Donalson and Pendakur(2003)). 수요체계의 구체적 형태를 정하기 위해 세 가지 함수에 다음의 모수적 조건(parametric specification)을 가정한다. m 을 재화의 수라 할 때,

$$\ln a(p, z) = a_0(z) + \sum_{k=1}^m a_k \ln p_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^m \sum_{l=1}^m a_{kl} \ln p_k \ln p_l,$$

$$b(p) = \exp \left\{ \sum_{k=1}^m b_k \ln p_k \right\},$$

$$q(p) = \sum_{k=1}^m q_k \ln p_k,$$

단, $\sum_{k=1}^m a_k = 1$ 이며 모든 k 에 대해 $\sum_{l=1}^m a_{kl} = 0$ 와 모든 k, l 에 대해

$a_{kl} = a_{lk}$, $\sum_{k=1}^m b_k = 0$, 그리고 $\sum_{k=1}^m q_k = 0$ 이 성립한다.

세 가지 함수 $a(p, z)$, $b(p)$ 와 $q(z)$ 을 간접 효용함수에 대입한 후 로이의 항등식을 이용하면, 가구 특성 z 을 지니는 가구의 수요체계는 다음과 같은 회귀방정식으로 표현된다. i 재화의 지출비율을 w_j 라 하면,

$$w_i(p, x, z) = \left(a_i + \sum_{k=1}^m a_{ik} \ln p_k \right) + b_i (\ln x - \ln a(p, z)) + q_i \frac{(\ln x - \ln a(p, z))^2}{\exp \left\{ \sum_{k=1}^m b_k \ln p_k \right\}} + \epsilon_i,$$

여기에서 ϵ_i 는 회귀방정식의 교란 항을 나타낸다. 위의 수요체계를 지출 자료를 이용하여 추정한 결과를 이용하면, 동등화 지수에 대한 추정치는

$$\widehat{\ln S}(p, z) = \ln \hat{a}(p, z) - \ln \hat{a}^r(p)$$

로 주어진다. 수요 체계 모형을 완결하기 위해서는 $a(p, z)$ 의 상수항

인 $a_0(z)$ 가 가구 유형에 어떻게 결정되는지를 밝혀야 한다. 아래의 실증 분석에서는 성인의 수와 자녀의 수만을 이용하여 가구 유형의 특성을 구분하기로 하고, $a_0(z)$ 에 대해 두 가지 서로 다른 가정을 이용한다. 가정 I에서는 $a_0(\cdot)$ 가 성인의 수와 자녀의 수로 이루어진 벡터 $z = (z_1, z_2)$ 에 대해 선형이라는 다소 강한 조건을 이용하고, 가정 II에서는 가구의 필요지출 수준 $a_0(\cdot)$ 가 10 가지 가구유형에 걸쳐 자유롭게 결정되게 하기 위해서 가구 유형 더미변수를 활용한다. a_0^r 는 공통적으로 기준가구 유형(F5)의 총지출 평균의 로그값을 나타내기로 한다.

방법 I : 선형성

$$a_0(z) = a_0^r + a_0^1(z_1 - 2) + a_0^2(z_2 - 2),$$

여기에서 z_1 은 자녀의 수, 그리고 z_2 는 성인의 수를 나타낸다.

방법 II : 더미변수

$$a_0(z) = a_0^r + Z\lambda,$$

여기에서 $Z_i = [F_{1i}, \dots, F_{4i}, F_{6i}, \dots, F_{10i}]$ 와 $\lambda = (\lambda_1, \dots, \lambda_4, \lambda_6, \dots, \lambda_9)$ 는 각각 10 가지 가구유형의 더미변수 벡터와 해당 계수를 나타낸다.

오차항 $\epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_m)$ 에 대해 자기상관은 없으며, 평균은 0이고 공분산 행렬 Σ 를 갖는 정규분포를 따른다는 가정을 하면, 위의 수요함수 체계는 최우추정법(maximum likelihood estimation)을 통해 추정할 수 있다. 실제 추정을 위해서 1999년부터 2004년까지 6년간의 도시가계조사 자료와 통계청의 물가자료가 이용되었으며, 제III장 2절의 나에서처럼 총소비지출을 식료품, 교육·의료, 수도·광열·집기와 기타 항목의 4개로 분류하여 항목별 지출 체계를 구성하였다. 아래의 <표 III-20>은 $a_0(\cdot)$ 에 대한 두 가지 가정하에서 수요체계에 대한 최우추정(MLE) 결과를 정리한 것이다. 각 추정치를 동등화 지수 산출식

에 대입하면, 10가지 유형의 동등화 지수는 <표 III-19>로 구해진다. 가정 I의 선형성하에서 동등화 지수는 자녀 1인 추가시에 1.054배 증가하고 성인 1인 추가시에는 1.427배 증가하여, 성인에 비해 자녀의 비중치는 매우 낮은 추정치를 보이고 있다(자녀 1인과 성인 1인이 추가될 때에는 1.504배 증가). 가정 II의 가구 유형별 더미변수를 이용한 추정 결과는 가정 I에 비해 자녀의 비중은 증가하고 성인의 비중은 감소하는 경향을 보이고 있다.

<표 III-19> 동등화 지수: 수요체계 접근법(QUAID)

가구유형	F1	F2	F3	F4	F5	F6	F7	F8	F9	F10
가정 I	0.6649	0.7007	0.9004	0.9489	1.0000	1.0539	1.2850	1.3542	1.4272	1.8338
가정 II	0.6190	0.7376	0.8486	0.9047	1.0000	1.0946	1.0164	1.0937	1.1898	1.2170

$$S(p, z) = \exp[\hat{a}_0^1(z_1 - 2) + \hat{a}_0^2(z_2 - 2)] \quad (\text{가정 I})$$

$$S(p, z) = \exp(z' \hat{\lambda}) \quad (\text{가정 II})$$

수요체계 접근법(QUAID)에 의한 분석 결과는 앵겔 접근법(EC II 또는 EC III)에 비해 여러 가구 유형의 동등화 지수들을 1에 더 가까운 방향으로 추정하고 있어, 가구 내 규모의 경제 효과를 더 크게 평가하고 있음을 알 수 있다. 수요체계 접근법은 이론적인 측면에서 앵겔 접근법이 지니는 단순성의 한계를 극복하는 장점이 있으나, 최우추정법에 이용되는 목적함수의 구조가 상당히 비선형적(nonlinear)인 특성을 보이는 데 비해 추정되어야 하는 파라미터의 수가 상대적으로 너무 많은 추정상의 어려움이 있다. <표 III-20>에 나타난 동등화 지수의 추정 결과들 중 일부가 다소 비현실적인 값으로 보일 수 있는 것은 이러한 어려움과 무관하지 않다고 판단되며, 동시에 해석상의 주의를 요한다.

<표 III-20> 추정결과 방법 I: $\ln a_0(z) = a_0^r + a_0^1 z_1 + a_0^2 z_2$ 과
 방법 II: $\ln a_0(z) = a_0^r + \lambda \lambda$

parameter	방법I	방법II	parameter	방법I	방법II
a_0^r	0.8284	0.8284	b_1	-0.0958	-0.1003
a_0^1	0.0525		b_2	-0.0231	-0.0265
a_0^2	0.3581		b_3	0.0432	0.0352
λ_1		-0.4797	b_4	0.0758	0.0916
λ_2		-0.3043	q_1	-0.0031	-0.0023
λ_3		-0.1641	q_2	0.0127	0.0193
λ_4		-0.1001	q_3	-0.0225	-0.0268
λ_6		0.0905	σ_{11}	0.0057	0.0057
λ_7		0.0163	σ_{12}	0.0001	-0.0001
λ_8		0.0896	σ_{13}	-0.0006	-0.0007
λ_9		0.1738	σ_{22}	0.0045	0.0045
λ_{10}		0.1964	σ_{23}	-0.0005	-0.0005
a_1^1	0.2612	0.2660	σ_{31}	0.0101	0.0101
a_1^2	0.1160	0.1150			
a_1^3	0.1771	0.1733			
a_1^4	0.4456	0.4456			
a_2^{11}	0.0168	0.0185			
a_2^{12}	-0.0034	0.0030			
a_2^{13}	0.0025	-0.0057			
a_2^{14}	-0.0159	-0.0158			
a_2^{22}	-0.0001	-0.0025			
a_2^{23}	-0.0152	-0.0046			
a_2^{24}	0.0186	0.0041			
a_2^{33}	-0.0123	-0.0204			
a_2^{34}	0.0250	0.0306			
a_2^{44}	-0.0277	-0.0190			

IV. 동등화 지수와 소득세제

1. 서론

본장에서는 가구 유형별 소득세 부담을 살펴보고 이를 동등화 지수 측면에서 평가해 보고자 한다. 전술한 바와 같이, 특성이 다른 가구들은 필요(needs) 지출액이나 구성원 수에 따른 소비의 규모의 경제의 폭이 다르기 때문에, 이들의 소득이나 지출을 비교할 때 동등화 지수를 통해 조정해야 한다. 이와 마찬가지로 우리나라의 소득세도 납세자가 속한 가구의 필수불가결한 지출액과 가구원 수에 따라 세부담이 달라지는 구조를 가지고 있다. 즉 양자는 동일한 의도를 가지고 있으므로, 동등화 지수를 통해 우리나라 소득세의 가구별 세부담을 평가하는 것은 의미 있는 연구라 할 수 있다.

하나의 세제를 평가할 때, 중요하게 여기는 요소 중 하나가 수평적 형평성이다. 즉 수평적으로 동일한 납세자, 보다 구체적으로 동일 규모의 세원을 가진 납세자는 동일한 세부담을 가져야 한다는 것이다. 이것을 소득세에 단순히 적용해서 동일 소득을 가진 납세자는 동일한 세부담을 가져야 한다는 것으로 이해할 수도 있다. 하지만 동등화 지수의 아이디어를 통해 보면, 이는 합리적인 세제가 아니다. 동일한 가구소득 혹은 가구지출이라도 가구 특성에 따라 조정해서 비교해야 합리적인 비교가 가능하다는 것이 동등화 지수의 아이디어인 것과 마찬가지로, 동일한 세전소득을 가지고 있다고 하더라도 납세자가 속한 가구의 특성에 따라 조정해서 세부담이 이루어져야 진정한 의미의 수평적 형평성을 달성하게 되는 것이다.

사실 소득세 명목세율은 과세표준에만 의존할 뿐, 납세자가 속한 가

구의 특성에 따라 달라지지 않는다. 그러므로 동일한 세전소득을 지닌 두 납세자의 세부담이 다르다면, 이는 납세자의 가족 구성에 따라 여러 가지 공제혜택을 받기 때문이다. 따라서 가구별 세부담 연구는 공제제도에 대한 연구와 동일한 것이라고 할 수 있다. 공제제도에는 인적공제와 같이 직접적으로 납세자의 가구 특성에 따라 달라지는 것도 있지만, 간접적으로 가구별 세부담에 영향을 미치는 것도 있다. 예를 들어 가구원 수가 많을수록 교육비가 지출이 증가하여 공제액이 커진다면, 이로 인해 가구별 유효세율이 달라지게 된다.

본장에서는 이러한 공제제도의 직·간접 효과가 가구별 세부담에 어떤 영향을 미치는지 살펴보고, 이를 통해 대표가구의 가구별 유효세율을 산출한 후 동등화 지수의 아이디어를 통해 얻을 수 있는 시사점을 찾아보고자 한다.

정부는 2006년 세제개편을 통해 ‘소수공제자 추가공제’의 폐지를 추진하고 있다. 이는 저출산 문제가 심각해지는 현 상황에서 부양가족 수가 적을 때에 많은 혜택이 돌아가는 공제를 폐지함으로써 정책의 일관성을 확보하기 위해서이다. 이에 대해 많은 납세자들은 맞벌이 부부와 근로자 계층에 대한 세부담 증가를 우려하면서 반대의 목소리를 높이고 있는 실정이다. 이러한 시점에서 소득세의 가구별 부담에 대한 연구는 많은 정책적 시사점을 줄 것으로 기대된다.

2. 가구 유형별 유효세율의 도출⁹⁾

가. 절차 및 가정

소득세제에 대한 개략적인 설명은 부록에 첨가하였으므로 생략하기로 하고, 본절에서는 어떻게 가구별 유효세율을 계산하였는지에 초점

9) 2004년 도시가계연보 자료를 이용하기 위해, 소득세제는 2004도를 기준으로 하였다.

을 맞추고자 한다. 먼저 두 가지 측면에서 가구별 유효세율을 비교할 수 있음을 주목할 필요가 있다.

첫째는, 소득세 공제가 가구 유형에 어떻게 의존하는지를 강조하기 위해, 가구 유형에 따라 달라지지 않는 - 혹은 가구에 따른 차별을 의도하지 않는 - 공제제도는 생략시키는 방법이다. 예를 들어 공적연금 공제는 연금수령시 과세하기 때문에 기여금 납입시에는 공제되고 있으며 가구 특성에 따른 세부담을 전혀 고려하지 않은 제도이다. 이러한 공제는 아예 제외하든지 혹은 모든 가구에 동일하다고 가정해야, 가구별 소득세 공제혜택의 차이를 분명하게 알 수 있게 된다.

둘째는, 가구 유형에 따라 실제로 현실에서 얼마만큼의 세부담이 부과되는지 실증 자료를 통해 분석하는 방법이다. 의료비 공제를 예로 들어 보자. 의료비를 공제해주는 이유는 불가피한 지출이 발생했을 때 이를 지원해 주기 위해서일 뿐 가구 유형에 따른 세부담 차이를 의도하는 것이 아니다. 하지만 만약 가구 유형에 따라 평균적인 의료비 지출이 달라져서 의료비 공제액에 차이가 난다면, (비록 의도하지 않았을 지라도) 이는 세부담을 차이나게 하는 원인 중 하나가 된다. 만약 실증분석을 통해 우리나라 가구별 소득세 평균납부 차이를 계산한다면, 이러한 공제액을 모두 분석에 포함시키는 것이 된다.

본 연구에서는 양자를 혼합하여 사용하고자 한다. 즉 실제 자료가 아닌 가상적인 대표가구를 상정하여 가구 특성에 따른 공제액의 차이를 분석하되, 몇몇 중요 공제에 대해서는 서베이 자료를 이용하여 가구별 평균 공제액을 계산한 후 이를 포함시키고자 한다. 본 연구에서 이용된 소득공제 과정들을 좀더 자세히 설명하면 아래와 같다.

$$\begin{aligned} \text{과세표준} &= \text{세전소득} - \{ \text{근로소득공제} + \text{공적연금기여금} + \text{인적공제} \\ &\quad (\text{기본공제} + \text{소수자추가공제}) + \text{교육비공제} \} \\ &\quad - \text{의료비공제} \\ &\quad - \text{보험료공제} \end{aligned}$$

$$\text{납부세액} = (\text{과세표준} \times \text{명목세율}) - \text{근로세액공제}$$

$$\text{유효세율} = \text{납부세액} / \text{세전소득}$$

위에서 근로소득공제액은 세전소득에만, 인적공제는 가구 유형에만 의존하므로 쉽게 계산할 수 있다. 교육비 공제는 거주자와 거주자 외의 대상자를 구분하고, 유치원 및 초·중·고와 대학교에 따라 한도가 달라지므로 가정이 필요하다. 먼저 납세자 본인을 위한 교육비는 없다고 가정하였으며, 가구 유형에 나타나는 모든 비성인가구원 수를 유치원 및 초·중·고 학생으로 간주하였다. 또한 우리나라의 사교육비가 높은 것을 감안하여 모든 가구가 1인당 공제액 한도를 모두 사용하고 가정하였다¹⁰⁾.

공적연금기여금, 의료비공제, 보험료공제액 등은 소득과 가구유형만 가지고 임의적으로 가정하는 것은 무리가 있다. 따라서 2004년도 도시가계연보 자료를 이용하여 그 관계를 다음과 같이 추정하였다¹¹⁾.

도시가계연보에는 근로소득과 자영소득을 모두 포함하고 있는데, 많은 연구에서 자영소득 보고의 정확성에 대해 의문을 제기하고 있다. 뿐만 아니라 같은 특성의 가구라도 근로소득 및 자영소득의 비율에 따라 세부담이 달라지게 되는 복잡한 문제를 회피하기 위해, 근로자가구만 선택하였다. 또한 우리나라 소득세 체계는 개인주의과세이고 누진구조를 가지고 있으므로, 동일한 가구소득이라도 몇 명에 의해 소득이 얻어졌느냐에 따라 가구당 세부담이 크게 달라지게 된다. 과세단위가 개인이나 가구냐 하는 문제는 본 보고서의 연구범위를 넘어서는 것이므로 일관성을 위해 가구원 중 한 명만 소득이 있는 가구만을 선택하였다¹²⁾. 마지막으로 가구별 유효세율 도출의 궁극적 목적은 소득세가

10) 다시 말해, 유치원 및 초·중·고 교육비 공제액의 1인당 한도액은 200만원이므로, 각 가정의 교육비 공제액은 소득에 관계없이 '200만원 × 비성인의 수'로 가정한 것이다.

11) 도시가계연보 자료에 대한 자세한 설명은 제Ⅲ장 1절을 참조 바란다.

12) 좀더 자세하게 설명하면, 2004년 도시가계연보는 가구주의 소득, 배우

함의치는 동등화 지수를 산출하는 것이므로, 앞의 논의와의 일관성을 위해 10가지 가구 유형¹³⁾에 해당하는 않는 가구는 제외하였다. 이렇게 선택된 가구수는 모두 1,161가구였으며, 이들의 가구 유형별 비중은 다음과 같다.

먼저 가구별 의료비 지출을 위해 다음의 추정식을 이용하였다¹⁴⁾.

$$\log m_i = \beta_0 + \beta_1 \log y_i + d \cdot z + \epsilon_i$$

이 때, m_i 는 가구 i 의 의료비 지출, y_i 는 가구 i 의 소득, z 는 가구 유형 더미벡터, (β_0, β_1, d) 는 추정하고자 하는 계수, ϵ_i 는 오차항을 말한다. 또한 의료비 지출은 도시가계연보상의 한약 지출, 양약 지출, 조제약 지출, 진료비 항목의 합을 이용하였다. 각 변수에 대한 기초통계량과 추정결과는 부록에 나타나 있다. 위의 추정식을 이용하면 가구 유형과 소득이 주어졌을 때 의료비 지출을 예상할 수 있고, 이를 통해 의료비공제액 규모를 추정하였다.

<표 IV-1> 가구 유형의 분포와 표본 수

	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)	합계
가구수	37	54	151	197	529	98	46	18	23	10	1163
비중 (%)	3.2	4.6	13.0	16.9	45.5	8.4	4.0	1.5	2.0	0.9	100

자의 소득, 다른 가구원의 소득을 구분하고 있는데 이 중 하나의 소득만이 연 2,400만원 이상인 가구를 선택하였다.

13) <표 III-4>의 F1-F10.

14) 갑작스러운 사고 등으로 인해 의료비가 일시적으로 급증한 경우는 소득과 의료비 지출의 관계 추정에 왜곡을 주므로 의료비 기준으로 상위 5%의 아웃라이어(outlier)는 제거하였다.

동일한 자료를 이용하여 보험료와 소득 및 가구 유형의 관계는 다음과 같이 추정하였다.

$$insd_i = \beta_0' + \beta_1' y_i + d' \cdot z + \epsilon_i$$

이 때, $insd_i$ 는 가구 i 의 보험료 공제액, y_i 는 가구 i 의 소득, z 는 가구유형 더미벡터, (β_0', β_1', d') 는 추정하고자 하는 계수, ϵ_i '는 오차항을 나타낸다. 각 가구의 보험료 공제액은 도시가계연보의 화재보험, 자동차보험, 기타 손해보험, 의료보험 지출액을 이용하여 계산하였다¹⁵⁾. 각 변수에 대한 기초통계량과 추정결과는 부록에 첨가하였다.

위와 마찬가지로 연금과 소득 및 가구 유형의 관계를 다음 식을 이용하여 추정하였다.

$$pension_i = \beta_0'' + \beta_1'' y_i + d'' \cdot z + \epsilon_i''$$

이 때, $pension_i$ 는 가구 i 의 연금기여금, y_i 는 가구 i 의 소득, z 는 가구유형 더미벡터, $(\beta_0'', \beta_1'', d'')$ 는 추정하고자 하는 계수, ϵ_i'' 는 오차항을 나타낸다. 연금기여금은 도시가계연보의 공적연금기여금 항목을 이용하였고, 각 변수에 대한 기초통계량과 추정결과는 부록에 첨가하였다.

지금까지 설명한 가구별 유효세율의 산출방법에는 인적공제 중 추가공제, 신용카드 사용금액 소득공제, 연금저축 소득공제, 주택자금공제, 기부금 공제 등이 생략되어 있다. 이들은 도시가계연보 자료를 이용하여 가구별 혹은 소득별 공제액을 추정하는 것이 불가능하였다. 따라서 우리나라 각 가구의 실질세부담은 본 보고서에서 제시하는 것보다 작을 것이다. 하지만 본 연구의 목적은 실질 세부담을 정확히 계산

15) 의료보험료는 한도가 없고 다른 보험은 100만원이 공제액의 한도이므로, 보험료 지출 자체보다는 보험료 공제액을 추정하는 것이 적절하다고 판단되었다.

하는 것이 아니라 가구별 세부담의 상대적 크기를 비교하는 것이므로 객관적 추정에 의해 얻어 낼 수 없는 항목들은 생략하고자 한다.

나. 가구 유형별 유효평균세율

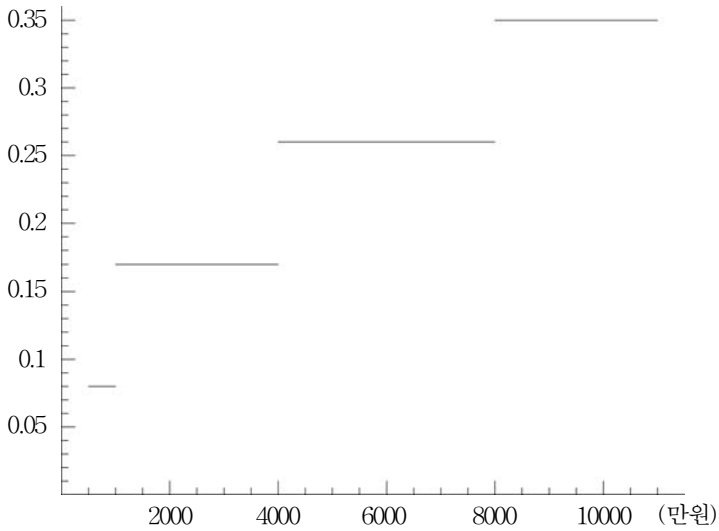
전술한 방법에 의해 산출된 가구 유형별 유효평균세율은 [그림 IV-2]에 나타나 있는데, 몇 가지 특징들을 보이고 있다.

첫째 동일 소득을 가진 가구의 소득세부담은

$(2,0) > (3,0) > (4,0) > (1,1) > (2,1) > (3,1) > (1,2) > (2,2) > (3,2) > (2,3)$ 순이며 이러한 순위가 가구소득이 변해도 일정하게 유지되는 특징을 가지고 있다. 즉 자녀 수가 많을수록 세부담이 적고, 자녀 수가 같을 경우에는 가구원 수가 많을수록 세부담이 적어진다. 이는 주로 인적공제와 교육비공제 때문에 발생하는 것으로 여겨진다. 자녀 수가 많으면 교육비공제가 커지고 인적공제도 커진다. 또한 인적공제는 가구원 수가 많을수록 커지므로, 자녀 수가 같을 경우 가구원 수가 많으면 세부담이 작아진다. 이와는 달리 도시가계연보를 통해 추정된 의료비공제, 보험료공제, 연금공제 등은 가구원 수 특히 자녀 수에 따라 큰 차이를 보이고 있지 않다.

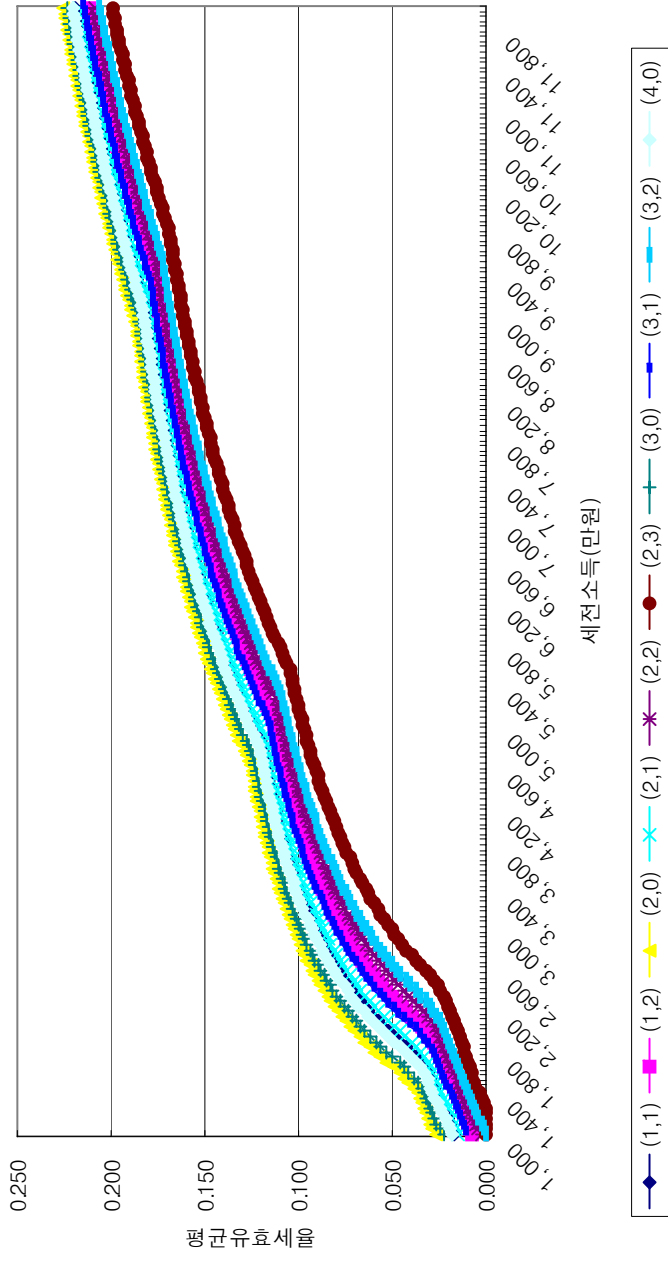
둘째, 가구별 유효세율은 소득에 대해 (아래로) 오목한 모습을 가지고 있다. 이것은 명목세율이 누진적이라는 것과 전혀 상치되는 것이 아니다. 명목세율이 누진적이라는 것은 명목세율이 소득에 따라 증가한다는 것일 뿐, 볼록한 모습으로 상승해야 한다는 것은 아니기 때문이다. 사실 [그림 IV-1]과 같이 명목(한계)세율을 그려보면 가구별 유효세율이 볼록한 모습을 가질 것임을 쉽게 짐작할 수 있다. 만약 그래프의 수평축이 절대소득액이 아니라 평균소득금액의 배수로 표현되었다면 유효세율은 약간 볼록한 모습을 가진다는 것이 일반적인 연구결과이다.

[그림 IV-1] 명목(한계)세율



셋째, 가구별 유효세율의 기울기가 점차 감소하다가 어느 지점에서 갑자기 증가하는 비연속 점이 세 개씩 존재하는 것으로 보인다. 이것은 명목세율이 4단계에 걸쳐 다르기 적용되기 때문이다.

[그림 IV-2] 가구별 평균유호세율



3. 소득세제의 특징과 가구 간 세부담 비교

가. 가구별 세부담과 동등화 지수의 비교

본절에서는 지금까지 산출한 가구별 세부담을 좀더 체계적으로 이해하기 위해, 가구별 평균 유효세율을 동등화 지수와 유사한 모양으로 변환하고자 한다. <표 IV-2>은 앞에서 산출한 가구별 유효세율을 가지고, 평균 유효세율 10%, 12.5%, 15%에 해당하는 각 가구 유형별 세전소득을 표시한 것이다.

또 <표 IV-3>은 4인(성인 2과 자녀 2) 가구를 기준으로 하여, 동일한 유효세율을 가지는 세전소득의 비율을 나타낸다. 이렇게 동일한 유효세율을 가지는 세전소득의 비율을 산출하면 이는 동등화 지수와 같은 기준에서 비교할 수 있다는 장점을 가지게 된다. 예를 들어 만약 <표 IV-3>에 나타난 수치가 특정한 동등화 지수와 비슷하다면, 가구별 세부담은 동등화 지수가 표방하는 가구별 조정과 유사한 구조를 가진다고 볼 수 있는 것이다. 이 수치를 ‘소득세가 함의하는 동등화 지수’라고 표현할 수도 있다. 하지만 이 때의 동등화 지수는 소득세 부담이 동일해지는 가구소득의 비율을 말할 뿐이므로, 동일한 효용이나 후생수준을 보장하는 소득의 비율이라는 일반적 정의와는 다른 차원의 것임을 명심해야 한다.

<표 IV-2> 유효세율에 해당하는 가구 유형별 세전소득

(단위: 만원)

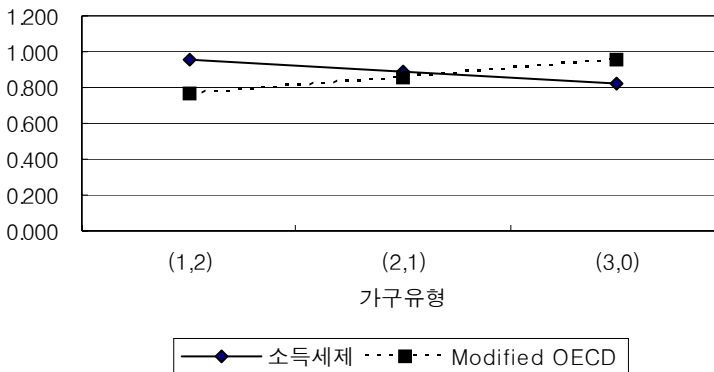
유효세율	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)
0.100	3,400	4,050	2,900	3,600	4,350	5,150	3,050	3,850	4,600	3,300
0.125	5,000	5,550	4,550	5,150	5,800	6,450	4,750	5,350	5,950	4,950
0.150	6,250	6,900	5,750	6,400	7,200	8,000	5,900	6,650	7,400	6,150

<표 IV-3> 동일 유효세율을 가지는 가구별 세전소득의 비율
(4인가구를 기준으로)

(단위: 만원)

유효세율	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)
0.100	0.782	0.931	0.667	0.828	1.000	1.184	0.701	0.885	1.057	0.759
0.125	0.862	0.957	0.784	0.888	1.000	1.112	0.819	0.922	1.026	0.853
0.150	0.868	0.958	0.799	0.889	1.000	1.111	0.819	0.924	1.028	0.854

[그림 IV-3] 성인: 자녀 수 비율에 따른 지수의 비교



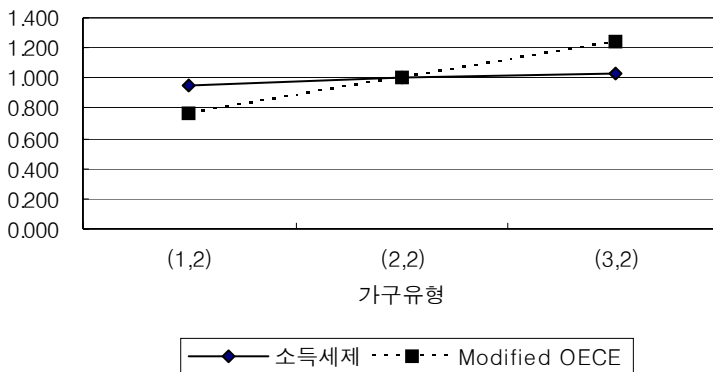
정의상, <표 IV-3>의 수치는 가구별 평균 유효세율의 특징을 그대로 반영하게 된다. 이들의 특징은 첫째 세전소득의 비율이 자녀 수에 크게 의존한다는 것이다. 대부분의 동등화 지수는 비성인 한명이 증가하는 것보다는 성인 한명이 증가할 때 보다 많은 (동등화) 지출을 허용하고 있다. 하지만 동일한 유효세율을 가지는 소득세제의 비율은 그 반대이다. 예를 들어 [그림 IV-3]에 나타나듯이, (2,3)이 (3,2)보다 더 큰 수치를 보이고 있다. 마찬가지로 대부분의 동등화 지수는 (2,1)이 (1,2)보다 큰 값을 가지는 데 반해 소득세부담은 (1,2)가 (2,1)보다 확실하게 작은 값을 보이고 있다.

둘째, 자녀수가 동일한 경우 - 예를 들어 [그림 IV-4]에서처럼 (1,2), (2,2), (3,2) 등을 비교할 때 - 성인 한 명이 증가하면서 세전소득의 비율은 크게 증가하지 않는다. 즉 성인 수의 증가로 인한 지출증가를 다른 동등화 지수에 비해 매우 작게 평가하고 있는 것이다. 또 대부분의 동등화 지수는 성인 수의 증가에 따라 지수의 증가폭이 줄어드는 경향을 보이는 반면 <표 IV-3>의 수치는 일정한 모양을 가지고 있지 않다. 앞서서도 지적하였듯이 가구별 세부담의 차이를 가져오는 이유는 다양한 공제 때문이다. 우리나라의 소득세제는 인적공제의 비중은 크지 않을 뿐더러, 소수공제자 추가공제 항목 등이 있어 성인 가구원 수에 따라 공제액이 증가하는 폭이 적기 때문에 이러한 특징을 가진다고 여겨진다.

셋째, 평균 유효세율이 올라갈수록 세전소득의 비율은 1에 모이는 경향이 나타난다. 이는 대부분의 공제에 한도가 있고 이 한도가 세전소득에 의존하지 않고 일률적으로 적용되기 때문에 소득이 높아질수록 공제액의 비중이 작아져서 나타나는 것으로 이해된다.

마지막으로 이러한 가구별 소득세 세부담은 맞벌이를 비롯한 복수

[그림 IV-4] 성인 수 증가에 따른 지수의 비교



의 소득원이 존재하거나, 본 보고서에서 생략한 다른 공제액을 모두 감안하였을 때 달라질 수 있음을 명심해야 한다. 예를 들어 부부가 모두 소득을 가지는 가구를 고려한다면, 누진적인 소득세를 때문에 가구의 세부담은 같은 소득의 홑벌이에 비해 줄어들게 되고, 공제액 규모 역시 변하게 되므로, 결과가 달라질 수 있는 것이다.

나. 동등화 지수 측면에서 본 소득세제

공제 중에서 가장 직접적으로 가구별 세부담의 차이를 야기하는 것이 바로 인적공제이다. 인적공제는 현재 기본공제, 추가공제, 소수공제자 추가공제가 있는데, 이 중 기본공제는 본인, 배우자, 부양가족 1인당 100만씩 적용하고 있다. 하지만 수년 전부터 변화 없이 적용되어온 100만원에 대한 명확한 근거를 찾기는 어렵다. 또한 소득수준이나 다른 가구 특성과는 무관하게 일정금액을 공제하는 현재의 방법이 가장 바람직한지에 대한 대답도 쉽지 않다.

본 보고서에서는 기본공제의 역할을 분석하기 위해, 여러 동등화 지수가 성인과 비성인을 구분하여 가구별 소득을 조정하는 것처럼 기본공제를 수정하였을 때, 가구별 세부담 측면에서 어떤 효과가 발생하는지 살펴보았다. <표 IV-4>와 <표 IV-5>는 기본공제를 성인 150만원, 비성인 50만원으로 바꾸었을 때, <표 IV-2>과 <표 IV-3>에 대응되는 수치들을 보여주고 있다.

<표 IV-4> 기본공제 변경시 유효세율에 해당하는 가구 유형별
세전소득

(단위: 만원)

유효세율	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)
0.100	3,400	3,900	3,150	3,700	4,350	5,050	3,450	4,100	4,700	3,850
0.125	5,000	5,450	4,800	5,250	5,800	6,350	5,050	5,600	6,050	5,350
0.150	6,250	6,750	6,000	6,550	7,200	7,900	6,300	6,950	7,550	6,700

<표 IV-5> 기본공제 변경시 동일한 유효세율을 가지는 가구별
세전소득의 비율(4인가구를 기준으로)

(단위: 만원)

유효세율	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)
0.100	0.782	0.897	0.724	0.851	1.000	1.161	0.793	0.943	1.080	0.885
0.125	0.862	0.940	0.828	0.905	1.000	1.095	0.871	0.966	1.043	0.922
0.150	0.868	0.938	0.833	0.910	1.000	1.097	0.875	0.965	1.049	0.931

특히 <표 IV-5>는 현재 제도에 비해 가구별 세부담의 순위가 어떻게 바뀌는지 잘 보여주고 있다. 현 제도하에서는 자녀 수에 따라 먼저 순위가 정해지고 자녀 수가 동일한 경우 전체 가구원 수에 따라 세부담의 순서가 결정되는 것에 비해, 변경 시나리오에서는 다음과 같이 전체 가구원 수가 결정적 역할을 하게 된다.

$(2,0) > (1,1) > (3,0) > (2,1) > (4,0) > (1,2) > (3,1) > (2,2) > (3,2) > (2,3)$

즉 (4,0)과 같은 특별한 경우를 제외하고는 전체 가구원 수가 적을수록 세부담이 크고, 가구원 수가 같을 경우에만 성인의 수가 많을수록 세부담이 많음을 알 수 있다. 즉 전체 가구원 수에 따른 순위는 다른 동등화 지수가 보여주는 구조와 유사해졌으나, 아직도 성인과 비성인의 구성에 따른 순위는 차별성을 보이고 있다.

보통 동등화 지수를 산출할 때 성인과 비성인을 구별하는 이유는 성인이 요구하는 필요지출이 비성인의 것보다 크다는 측면을 고려하기 때문이다. 하지만 이를 소득세에 그대로 적용하는 것에는 주의를 요한다. 왜냐하면 기본공제대상으로서의 성인 수가 증가한다는 것은 소득의 원천(성인)이 증가하였음에도 불구하고 그로부터 소득은 발생하지 않았다는 것을 의미한다. 이러한 경우에 소득세 측면에서 비성인의 증가보다 상대적으로 유리하게 대우받아야 한다는 것은 비판의 여지가 있다. 즉 소득세 공제는 노동공급에 대한 결정에 큰 영향을 미칠 수

있으므로 단순히 지출 측면에서 비교하는 기타의 동등화 지수와는 차별성을 가지는 것이다.

두 번째, 시나리오로 소수자 추가공제가 폐지되는 상황을 상정해 보았다. 소수자 추가공제는 1인~2인 가구의 세부담을 줄이기 위해 사용되고 있으나 이에 대한 논란이 계속되어 왔다. 특히 출산율을 높여야 하는 당면과제가 있는 현 상황에서 다른 정책적 방향과 상충하며, 부양가족이 늘어남에 따라 증가하는 기본공제와의 일관성도 없다는 비판이 있었다. 최근 소수자 추가공제의 폐지가 추진되고 있으므로 이러한 제도 변화가 가구별 세부담 측면에서 어떤 변화를 가져오는지 살펴보는 것은 의미 있는 연구일 것이다.

<표 IV-4>와 <표 IV-5>는 소수자 추가공제가 폐지되는 가정하에서 <표 IV-2>와 <표 IV-3>에 대응하는 수치를 보여주고 있다. 소수자 추가공제는 (1,1)가구와 (2,0)가구에만 적용되므로 큰 변화는 생기지 않는다. 다만 아래와 같이 (1,1)가구와 (4,0)가구의 세부담 순위가 바뀌게 됨을 알 수 있다.

$$(2,0) > (3,0) > (1,1) > (4,0) > (2,1) > (3,1) > (1,2) > (2,2) > (3,2) > (2,3)$$

<표 IV-6> 소수공제자 추가공제 폐지시 유효세율에 해당하는
가구 유형별 세전소득

(단위: 만원)

유효세율	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)
0.100	3,250	4,050	2,750	3,600	4,350	5,150	3,050	3,850	4,600	3,300
0.125	4,900	5,550	4,350	5,150	5,800	6,450	4,750	5,350	5,950	4,950
0.150	6,100	6,900	5,600	6,400	7,200	8,000	5,900	6,650	7,400	6,150

<표 IV-7> 소수공제자 추가공제 폐지시 동일한 유효세율을 가지는
가구별 세전소득의 비율(4인가구를 기준으로)

(단위: 만원)

유효세율	F1: (1,1)	F2: (1,2)	F3: (2,0)	F4: (2,1)	F5: (2,2)	F6: (2,3)	F7: (3,0)	F8: (3,1)	F9: (3,2)	F10: (4,0)
0.100	0.747	0.931	0.632	0.828	1.000	1.184	0.701	0.885	1.057	0.759
0.125	0.845	0.957	0.750	0.888	1.000	1.112	0.819	0.922	1.026	0.853
0.150	0.847	0.958	0.778	0.889	1.000	1.111	0.819	0.924	1.028	0.854

전술한 바와 같이, 소득세제의 가구별 세부담과 다른 동등화 지수를 비교해 볼 때 가장 큰 차이점은 비성인과 성인의 구성에 따른 순위의 차이이다. 즉 현재의 소득세제는 다른 동등화 지수에 비해 비성인에 대하여 큰 혜택을 부여하고 있으며, 가구의 규모의 경제에 대해서는 고려를 하지 못하고 있다. 따라서 위에서 가정해 본 두 가지 시나리오는 소득세의 가구별 세부담이 다른 동등화 지수의 비율과 유사한 방향으로 전개될 것을 염두에 둔 것이라고 할 수 있다.

마지막으로 우리는 소득세제에 함축된 동등화 지수의 의미를 조심스럽게 받아들여야 함을 다시 한번 강조하고자 한다. 공제제도가 가구 특성에 의존하는 여러 가지 필요를 고려하는 것으로서, 동등화지수의 철학과 일맥상통하는 면이 있지만 이외의 많은 요소를 함께 고려하여 결정되는 것이므로 단순히 그 크기를 평가해서는 안 된다. 소득세제는 단순히 가구별 형평성 외에도 노동공급과 근로의욕, 그리고 세수측면도 고려해서 만들어야 한다. 또한 본 연구에서는 소득세에 국한하여 논의를 전개하였으나, 모든 세목을 포함하여 가구별 세부담을 분석한다면 다른 결과가 나올 수 있음을 염두에 두어야 한다.

V. 동등화 지수와 소득재분배

1. 소득분포 불평등도의 측정

소득분포의 불평등도를 측정하는 간단하면서도 널리 쓰이는 지표는 지니계수(Gini Coefficient)이다. 소득분포 불평등도 변화의 추이를 연구하거나, 또는 정부정책의 변화가 소득분포에 미치는 효과를 연구하기 위해 지니계수를 이용하는 많은 실증연구가 존재한다. 지니계수 이외에 불평등도를 측정하는 방법으로는 변이계수(Coefficient of Variation), 타일 불평등도 지수(Theil Inequality Index), 앳킨슨지수(Atkinson Index) 등이 사용되고 있는데, 이 지표들은 모두 상대적인 불평등도를 측정하는 지표로서 규모의 효과에 대해서 민감하지는 않으나, 각각 소득분포에 대한 특정한 가치판단을 전제로 하고 있다. 예를 들어, 앳킨슨지수는 소득분포의 하위계층의 변화에 민감하고, 지니계수는 중간값(median) 근처의 불평등도 변화에 상당히 민감한 것으로 알려져 있으며, 타일지수와 변이계수는 소득의 상위계층의 변화에 쉽게 반응하는 것으로 알려져 있다(Coulter et al. 1998). 따라서 어떤 불평등도지수를 사용하는가에 따라서 심지어 소득분포의 주어진 변화가 불평등도를 심화시키는 것인지 아닌지에 대해서도 다른 의견이 나타날 수 있다. 다만 두 소득분포를 나타내는 로렌즈곡선이 서로 교차하지 않는 경우에는 위의 모든 지수가 불평등도 변화의 방향에 대하여 같은 결론에 이르게 된다.

지니계수는 로렌즈곡선과 대각선 사이의 넓이를 로렌즈곡선의 대각선 아래쪽에 만들어지는 직각삼각형의 넓이로 나눈 값으로서 소득분배의 불평등도를 측정한다. 지니계수는 0과 1 사이의 값을 갖는데, 0에

가까울수록 평등한 분배를 의미하고 1에 가까울수록 불균등한 소득분배이다. 지니계수를 계산하는 다양한 공식이 존재하며, 이를 해석하는 다양한 방법이 있다. 물론 지니계수에 의한 소득분배의 평가가 일련의 가치판단을 전제로 하고 있으며, 그것을 명백하게 드러내지 않는다는 점 때문에 단순히 지니계수의 값이 얼마라는 것으로부터 소득분배상태에 대한 의미를 직접적으로 찾으려는 노력은 별 의미가 없다고 생각할 수도 있다. 예를 들어, 앳킨슨지수의 경우에는 소득분배의 불평등에 대한 태도를 나타내는 계수를 도입하여서 비록 같은 소득분포라고 하더라도 불평등도에 대한 가치판단에 따라서 다른 불평등도지수 값이 나오도록 구성하였다. 그러나 사회구성원 모두가 동의하는 불평등도에 대한 가치판단을 확인하기 어려울 뿐 아니라, 불평등도의 순위 및 정도가 전적으로 주관적인 가치판단에 의해 결정될 경우, 정책 분석을 위한 준거를 마련하기 어렵다는 점에서 지니계수가 갖는 단순성은 큰 장점이 될 수 있다. 바로 이런 이유에서 지니계수가 소득분포를 나타내는 대표적인 지표로 널리 사용되고 있는 것이다. 그러나 지니계수가 널리 사용되고 있음에도 불구하고, 그 크기 및 변화에 대해 구체적인 해석이 생략되기 때문에 지니계수의 크기로부터 소득분배 상태를 직관적으로 이해하는 데 어려움이 있다. 이러한 문제점을 보완하기 위해서 우선 지니계수를 해석하는 방법에 대한 몇 가지 사례를 검토하였다.

지니계수를 계산하는 잘 알려진 공식 중의 하나로 다음과 같이 상대적 평균격차(relative mean difference)의 1/2로 계산하는 방법이 있다. 상대적 평균격차란 본래 분포의 산포도를 나타내는 지표로서 하나의 확률분포로부터 뽑은 두 개의 독립적인 값의 차이의 평균적인 절대값을 그 분포의 평균으로 나눈 것을 의미한다.

$$G = \frac{\Delta}{2\mu} = \frac{1}{2\mu} \cdot \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j|$$

소득분포의 맥락에서 이 공식을 해석한다면, 어떤 경제에 있는 사람 중 두 명을 무작위로 뽑았을 경우 그 경우의 수는 모두 $n(n-1)$ 이므로 상대적 평균격차는 임의의 두 사람 사이에 존재하는 소득격차를 평균 소득으로 나눈 것을 의미한다.¹⁶⁾ 즉 지니계수는 이러한 상대적 평균격차를 2로 나눈 것으로서, 지니계수가 크다는 것은 곧 임의의 두 사람의 소득이 평균적으로 차이가 많이 나는 것을 의미하므로, 소득분배의 불평등도를 나타내는 척도가 될 수 있다. 만약 우리나라의 평균 가구소득이 4,000만원이라고 하고 지니계수가 0.25라고 한다면, 임의의 두 가구를 선택하였을 때 기대되는 평균적인 소득의 격차는 $4,000\text{만원} \times 2 \times 0.25 = 2,000\text{만원}$ 이라는 뜻으로 해석할 수 있다.

상대적 평균격차와 비슷하지만 약간 다른 해석으로서 Pyatt(1976)은 다음과 같은 해석을 제시하였다. 이 경우 지니계수는 임의의 두 소득의 차이와 0 중에 큰 값을 구하고, 이 값의 평균소득에 대한 비율을 모든 쌍의 소득에 대해 평균을 구하는 방식으로 아래와 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} G &= \frac{1}{2\mu} \cdot \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n |y_i - y_j| \\ &= \frac{1}{2\mu} \cdot \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n 2 \cdot \max(0, y_i - y_j) \\ &= \frac{1}{\mu} \cdot \frac{1}{n(n-1)} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \max(0, y_i - y_j) \end{aligned}$$

16) (i, j)의 소득격차와 (j, i)의 소득격차는 같은 것이고, 중복을 고려할 경우 전체 경우의 수는 $n(n-1)/2$ 이므로, 지니계수를 다음과 같이 표현할 수도 있다.

$$G = \frac{\Delta}{2\mu} = \frac{1}{2\mu} \cdot \frac{1}{\frac{n(n-1)}{2}} \sum_{i=1}^n \sum_{j>i}^n |y_i - y_j|$$

이를 해석하기 위해서 다음과 같은 경기를 고려하는데, 그 경기의 규칙에 따르면 각 개인이 경제에 존재하는 n 명의 소득 중 하나를 무작위로 선택하는데, 만약 그 소득이 자신의 실제 소득보다 높으면 그 소득을 가질 수 있고 그렇지 않으면 자신의 실제 소득을 그대로 누릴 수 있다. 그러면 당연히게도 이 게임에 참여하는 것으로 인해 손해를 보는 사람은 없게 된다. 심지어 소득이 가장 높은 사람도 그의 소득을 그대로 유지할 수 있으므로 손해를 보는 것은 아니다. 이 경우 지니계수는 각 개인이 이 경기에 참여하는 경우 얻을 것으로 기대하는 평균적인 이득으로 해석할 수 있다. 또한 비슷한 맥락에서 임의로 선택한 두 소득 중 큰 값을 택하는 것이 아니라, 작은 값을 택하게 만드는 경기를 생각할 수도 있는데, 이 경우 지니계수는 자신의 현재 소득보다 낮은 수준의 소득을 갖게 됨으로써 발생하는 평균적인 손해를 의미하는 것으로도 해석할 수도 있을 것이다¹⁷⁾.

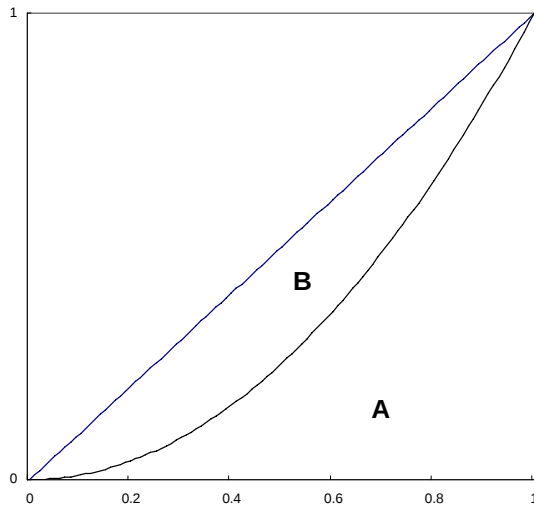
이렇게 상대적 평균격차로 지니계수를 해석하는 것이 구체적인 값을 해석하는 데 약간의 도움이 될 수 있으나, 여전히 구체적인 지니계수 값에 해당하는 소득분배 상태를 머리 속에 떠올리는 것이 쉽지 않다. 따라서 일부 연구에서 제시하듯이 지니계수의 크기를 보다 이해하기 쉬운 분배 상태로 변환하는 방법이 도움이 될 수 있다. 예를 들어, Subramanian(2002)은 두 사람만이 존재하는 경제에서, 지니계수값(G)이 주어지면 이에 해당하는 분배 상태에서 가난한 사람이 가져가는 몫(σ)을 계산하는 다음 공식을 도출하였다¹⁸⁾.

-
- 17) Pyatt(1976)에서 재인용한 Sen(1973)의 설명은 다음과 같다. "In any pair-wise comparison the man with the lower income can be thought to be suffering from some depression on finding his income to be lower. Let this depression be proportional to the difference in income. The sum total of all such depressions in all possible pair-wise comparisons takes us to the Gini coefficient."
- 18) 여기서 지니계수 G 를 구하는 공식은 앞에서 제시한 것과 달리 분모가 $n(n-1)$ 이다. 이 것은 모집단의 지니계수에 대한 불편추정량으로서 표본의 지니계수를 구하는 공식이다. 아래에서는 처음에 제시된 공식에 따라서 지니계수를 계산하였다.

$$\sigma = \frac{1}{2} (1 - G)$$

예를 들어, 만약 우리나라 가구소득의 지니계수가 0.25라고 하면, 두 사람이 존재하는 경제에서 지니계수 0.25에 해당하는 분배 상태는 가난한 사람이 전체 소득의 $0.5 \times (1 - 0.25) = 0.375$ 만큼을 가져가는 것을 의미한다. 즉, 두 사람이 있는 경제에서 전체 소득의 37.5%를 가난한 사람이 가지고, 나머지 62.5%를 부유한 사람이 가지고 있는 상태가 지니계수 0.25에 해당하는 분배 상태라는 뜻이다.

[그림 V-1] 두 명이 존재하는 경제에서 지니계수가 의미하는 분배 상태



또한 위의 식의 의미는 그림에서 매우 직관적으로 쉽게 이해할 수 있다. 잘 알려져 있듯이, 지니계수(G)는 로렌즈곡선과 대각선 사이의 넓이를 로렌즈곡선의 대각선 아래쪽에 만들어지는 직각삼각형의 넓이

로 나눈 값이므로 [그림 V-1]에서는 $B/(A+B)$ 에 해당하는 부분이다. 이때 간단한 계산을 통해서 $0.5 \times (1-G)$ 는 A부분의 넓이에 해당함을 알 수 있다. 따라서 주어진 지니계수에 해당하는 소득분배 상태를 가로, 세로 길이 1인 정사각형의 케익을 두 사람이 나누는 문제 (cake-sharing problem)로 바꾸어 생각할 때, 가난한 사람의 몫은 로렌즈곡선 아래의 면적으로, 부유한 사람의 몫은 로렌즈곡선의 위부분으로 해석할 수 있다. 이 경우 지니계수가 0에 가까워짐에 따라서 로렌즈곡선이 45선에 가까워지면서, 가난한 사람의 몫도 0.5에 점점 가까워지고 부유한 사람의 몫도 0.5에 점점 가까워지면서 평등한 분배에 이르게 된다.

2. 소득분포 불평등도에 미치는 동등화 지수의 영향

가. 동등화 지수의 역할

소득분포의 불평등도 또는 빈곤에 대한 이론연구들에서는 대부분 분석의 대상이 되는 소득분포가 잘 정의되어 있다고 간단히 가정을 한 후에, 주어진 소득분포 상태를 요약할 수 있는 불평등도 지수나 로렌즈곡선을 분석한다. 만약 가구들이 소득 이외의 다른 모든 점에서 동일하다면, 소득의 분포를 이용하여 소득분배의 불평등도를 측정하는 이러한 방법은 합당한 것으로 볼 수 있다. 그러나 현실에서와 같이 다양한 가구의 특성에 따라서 가구의 필요가 달라지는 경우에는 단순히 가구소득을 이용한 불평등도 측정은 바람직하지 않을 수 있다. 예를 들어, 가구원 수가 많고 질병중인 가구는 그렇지 않은 가구와 비교하여 같은 정도의 후생수준을 누리기 위해서는 기본적으로 더 많은 경제적 자원을 필요로 하기 때문에, 이 경우 단순히 두 가구의 소득수준이 같다고 하여서 같은 후생수준을 지닌다고 평가하는 것이 곤란하다. 이 상적으로는 가구의 특성을 단순히 가구 구성원의 수뿐만 아니라, 지역,

성인의 나이, 자녀의 나이 등을 포함하는 다양한 변수로 나타낼 수 있을 것이나, 분석을 용이하게 하기 위하여 대부분 가구 구성원의 수에 따라서 가구 특성을 분류하는 것이 일반적이다.

이러한 문제를 해결하기 위해서 Atkinson and Bouguignon(1987)이 제시한 것처럼 소득분배 불평등도를 가구별로 차례로 비교하는 것도 가능하지만, 보다 일반적인 방법은 동등화 지수를 이용하여 가구의 특성을 감안한 소득 조정을 행한 뒤, 동일한 특성의 가구인 것처럼 취급하는 것이다. 후자의 방법으로 가장 간단한 것은 가구원 1인당 소득을 구하는 것인데, 이는 가구소비에서 발생하는 규모의 경제 효과를 무시한다는 점에서 일반적인 방법이 아니다. 본 연구에서는 다양한 가구 구성원을 어린이와 성인으로 나누어 각각의 수에 따르는 다양한 동등화 지수를 앞 장에서 이미 계산한 바 있다.

문제는 반드시 고려해야 하는 가구 특성이 무엇인지 그리고 특정한 특성을 가진 가구와 기준가구의 필요소득의 차이를 얼마로 볼 것인지에 따라서 다양한 동등화 지수가 나올 수 있으며, 이 중 어떤 동등화 지수를 사용하느냐에 따라 소득분배 상태에 대한 평가 결과가 달라질 수 있을 것이다. Buhmann(1998), Coulter et al.(1992), Burniaux(1998)은 소득 분포 불평등도지수가 동등화 지수의 선택에 얼마나 민감하게 반응하는지를 검토한 연구들이다.

또한 최근 연구(Ebert and Moyes 2003)에 의하면 소득 불평등도 측정에 요구되는 매우 기초적인 조건들이라도 동등화 지수의 선택에 매우 큰 제약으로 작용한다는 것이 알려져 있다. 두 사회의 불평등 정도 순위가 동등화 지수의 기준가구를 어떻게 선택하느냐에 따라 바뀌지 말아야 한다는 조건(Reference Independence)을 부여한 경우에 동등화 지수는 반드시 ESE를 만족해야 하며, 두 가구의 (동등화된) 소득 격차를 줄이는 형태로 소득의 재분배가 이루어진 경우 불평등도가 줄어들어야 한다는 조건(Between-type transfer principle)을 부여한 경우에는 동등화 지수가 반드시 ESE를 만족해야 하며, 각 가구들에 부

여되는 가중치도 특정 비율을 만족시켜야 한다는 것을 보여주었다. 따라서 동등화 지수의 선택이 매우 신중하게 이루어져야 한다는 것을 이론 및 실증연구에서 공통으로 시사하고 있으나, 어떤 동등화 지수가 바람직한 것인가에 대해서는 뚜렷한 지침을 주고 있지는 않다. 여기서는 동등화 지수의 선택이 불평등도에 미치는 영향을 분석할 실증연구를 중심으로 검토하여 우리나라의 소득분배를 분석하는 데 필요한 시사점을 얻고자 한다.

우선 Coulter et al.(1992)은 동등화 지수를 계산하는 방법에 따라 계량경제학을 이용한 동등화 지수(econometric equivalence scales), 주관적 동등화 지수(subjective equivalence scales), 예산기준 동등화 지수(budget standard equivalence scales), 사회적 부조 프로그램이 의미하는 동등화 지수(social assistance equivalence scales), 그리고 실용적인 동등화 지수(pragmatic scales)로 분류하였다.¹⁹⁾ 계량경제학을 이용한 동등화 지수는 가구의 효용으로부터 도출된 지출함수를 계량경제학적으로 추정하고, 그 모형이 의미하는 동등화 지수를 계산한 것이다. 본 연구의 제Ⅲ장 제4절에서 구한 수요함수체계에 의한 동등화 지수가 바로 이에 해당한다고 볼 수 있다. 주관적 동등화 지수는 서베이를 통해서 응답자들에게 다양한 생활수준에 해당하는 소득수준을 직접 질문하고, 응답 내용과 응답자의 가구 구성을 이용해 계산한 동등화 지수를 말한다. 예산기준 동등화 지수는 전문가의 판단으로부터 도출되는 동등화 지수로서, 전문가 판단에 의하여 필요한 특정한 재화 및 서비스의 집합을 만들고 그에 해당하는 예산을 구성하여 기준가구의 예산과 비교하여 구하는 동등화 지수이다. 사회적 부조 프로그램이

19) Coulter 외는 이상의 다섯 가지 분류의 기준을 다음과 같이 쉽게 설명하였다. based on what people buy(계량경제학을 이용한 동등화 지수), based on what people say(주관적 동등화 지수), based on what experts say(예산기준 동등화 지수), based on what society pays(사회적 부조 프로그램이 의미하는 동등화 지수), which are precisely that(실용적인 동등화 지수).

의미하는 동등화 지수는 사회보장 프로그램 또는 조세제도에 숨겨진 것으로서, 사회가 지불할 의사가 있는 사회적 부조의 크기를 이용해 이 제도가 의미하는 동등화 지수를 구해볼 수 있을 것이다. 본 연구 제 IV장 제3절의 소득세제에 함의된 동등화 지수가 바로 이 범주에 포함된다. 마지막으로 단순성을 장점으로 실용적으로 고안된 공식으로 표현되는 동등화 지수로서 가구원 수의 제곱근으로 동등화 지수를 대신하는 것이 바로 이 예에 속한다.

이렇게 동등화 지수를 산정하는 방법이 다양하기 때문에, 실제로 사용되는 동등화 지수의 크기에도 자연스럽게 많은 차이가 발생하게 된다. Buhmann(1998)은 미국, 영국, 호주 등 다양한 국가에서 사용중인 동등화 지수를 수집하고, 각 지수들이 평균적으로 가구 구성원 수에 따라서 변화하는지를 검토하였다. 즉, 동등화 지수(S)를 가구 구성원 수(N)의 함수, $S=N^\theta$ 의 형태로 변환하였을 때, 각 동등화 지수에 해당하는 탄력성 θ 의 값을 구하였다. 여기서 탄력성이 1에 가까우면 조정된 가구소득은 1인당 소득에 가까워지며, 0에 가까우면 가구총소득에 근접하게 된다. 따라서 탄력성이 높다는 것은 가구 구성원의 증가로 인한 규모의 경제가 작다는 것을 의미하며, 낮은 탄력성은 반대의 경우를 의미한다. Buhmann의 조사에 의하면 실제 사용되는 동등화 지수를 살펴보면 탄력성의 값이 작은 것은 0.12에서 큰 것은 0.84에 이를 정도로 상당한 차이가 있는 것을 알 수 있다. 따라서 소득분배 불평등도가 동등화 지수의 선택에 대해 얼마나 민감한 것인가를 연구하는 것이 단순한 호기심에서 비롯된 것으로 볼 수는 없으며, 경우에 따라서 실질적으로 매우 중요한 함의를 지닐 수 있는 문제일 것이다.

또 하나 재미있는 결과는, 대체로 보아서 주관적 동등화 지수가 가구지출 행태를 통해 도출한 동등화 지수 또는 전문가들에 의해 만들어진 동등화 지수보다 작은 탄력성 값을 갖는 것으로 나타났다는 점이다. 이는 가구소비의 규모의 경제에 대해 소비자들이 주관적으로 평가하는 가치가 전문가의 의견 또는 계량경제학 모형이 의미하는 정도보다

더 크다는 뜻으로, 이 차이가 어디서 비롯되는 것인지 탐구해보는 것도 의미가 있을 것이다. 지출함수를 이용한 동등화 지수의 경우 가구 구성원이 많을수록 발생하는 비경제적인 편익, 예를 들어 부모 또는 자녀와 함께 생활함으로써 누리는 심리적인 즐거움 등을 제대로 반영하지 못하기 때문에 설문조사를 통해 나타난 주관적인 조사에 비해 높은 탄력성 값을 보이는 것으로도 해석할 수 있다.

구체적으로 동등화 지수의 선택이 소득불평등도에 미치는 효과를 보면, Coulter et al.(1992)은 동등화지수의 탄력성 θ 를 변화시킴에 따라 두 가지 서로 다른 효과가 존재할 것이라고 예측하였다. 우선 탄력성이 높아지면서, 평균보다 구성원이 많은 가구의 조정된 소득이 평균보다 구성원이 작은 가구의 조정된 소득보다 더 많이 감소하게 되는 것을 쉽게 알 수 있는데, 일반적으로 가구 구성원이 많을수록 가구소득이 높다고 본다면 이는 가구소득의 불평등도를 낮추는 방향으로 움직이는 것임을 알 수 있다.

한편으로는 동등화 지수로 인해 소득이 조정되면서 가구 간의 소득 순위가 바뀔 수 있는데, 그 효과가 불평등도를 낮출 것인지 아니면 높일 것인지를 예측하기 힘들다. 결국 동등화 지수의 변화로 인한 소득 불평등도의 변화는 이러한 집중효과(concentration effect)와 순위재설정효과(reranking effect)가 동시에 나타나는 것으로 이해할 수 있다. Coulter는 낮은 수준의 θ 의 범위에서는 θ 의 변화로 인한 효과의 대부분은 집중효과로 발생하여서 소득불평등도가 감소하다가, θ 가 높아짐에 따라 집중효과가 약해지면서 불평등도가 점점 증가하는 패턴을 관찰하였다. 영국의 가구지출조사 자료를 이용하여 이러한 패턴을 점검하였는데, 이를 옮기면 아래 <표 V-1>과 같다. 동등화지수의 θ 가 0에서 0.25, 0.50, 0.75 그리고 1.00으로 변화함에 따라서 지니계수는 0.320, 0.304, 0.296으로 낮아졌다가 다시 0.301, 0.318로 증가하는 U자 형태의 변화를 보인다.

<표 V-1> 동등화 지수의 변화와 지니계수 1

	θ				
	0.00	0.25	0.50	0.75	1.00
동등화지수로 조정한 평균 소득 (pound)	11,040	8,259	6,259	4,809	3,750
지니계수	0.320	0.304	0.296	0.301	0.318

주: Coulter et al. (1992)에서 인용

이렇게 동등화 지수의 변화에 의해 불평등도 지수에 체계적인 변화가 존재한다는 사실은 하나의 동등화 지수에 의한 소득조정과 이로부터 도출되는 소득분배 불평등도에 대한 평가가 경우에 따라서 매우 위험할 수 있음을 의미한다. 물론 동등화 지수에 따라 불평등도에 체계적인 변화가 있더라도 그 변화의 크기가 미미한 수준일 경우 동등화 지수의 선택으로 인해 발생하는 문제는 크지 않다고 볼 수 있겠으나, 사전적으로 그 크기를 예측할 수 있는 방법은 기존 연구에서 제시되지는 않았다. 따라서 동등화 지수의 변화가 불평등도에 미치는 효과는 구체적인 소득분배 자료를 이용하여 일일이 민감도를 확인하는 방법을 따라야 할 것이다. 하나의 '정확한' 동등화 지수란 존재하지 않는 상태에서 소득분배의 불평등도에 대한 평가는 적절한 범위 내의 여러 동등화 지수에 대해서 불평등도에 대한 평가가 일관되게 유지되는지 (robustness)를 확인하고, 아울러 불평등도 지수를 가구 유형에 따라 분해함으로써 동등화 지수의 잘못된 선택으로 인해 발생하는 왜곡을 점검할 필요가 있다.

Buhmann et al.(1998)은 LIS (Luxembourg Income Study) 데이터 베이스를 이용하여 여러 국가의 소득분배 상태 및 국가 간 불평등도의 순위가 동등화 지수의 선택에 의하여 달라지는지를 검토하였다. Coulter et al.(1992)에서와 마찬가지로 동등화 지수를 가구 구성원 수

에만 의존하게 하고, θ 를 증가시키면서 소득 불평등도 및 빈곤율의 절대적 수준 및 상대적 순위의 변화를 관찰하였다. 불평등도의 변화를 여러 국가에 대해서 볼 수 있다는 것이 연구의 주요한 특징으로 볼 수 있다.

<표 V-2>에서는 이스라엘, 독일 등 10개국에 대해서 동등화 지수 탄력성 θ 의 변화로 인해 발생하는 지니계수의 변화를 표시하였다. 우선 하나의 국가에 대해서 θ 의 변화에 따라서 지니계수는 처음에는 감소하다가 증가하는 U자 형태의 변화를 나타냄을 알 수 있다. 또한 일정한 θ 의 변화에 대해 발생하는 지니계수의 변화가 국가에 따라 매우 다를 수 있음을 확인할 수 있다. 예를 들어 θ 가 0에서 0.25로 변함에 따라서 이스라엘은 지니계수가 단지 0.001 감소한 반면 스웨덴은 그 40배인 0.04만큼 감소하였다. 이러한 변화를 스웨덴과 이스라엘의 가구 유형의 차이 또는 가구소득 분포의 차이로 추가적으로 설명할 수 있는지는 명확하지 않으므로, 다만 다른 나라의 사례를 이용하여 지니계수의 변화를 예

<표 V-2> 동등화 지수의 변화와 지니계수 2

	θ 의 변화			
	0에서 0.25	0.25에서 0.36	0.36에서 0.55	0.55에서 0.72
이스라엘	-1	+4	+13	+17
독일	-23	-6	-2	+7
영국	-19	-5	-4	+2
노르웨이	-24	-7	-2	+8
스웨덴	-40	-14	-13	+2
캐나다	-15	-2	+1	+9
미국	-15	-2	+2	+9
스위스	-19	-3	+5	+14
호주	-17	-4	-1	+6
네덜란드	-11	-5	+5	+12
전체	-18	-5	+1	+9

주: 1. Buhmann (1998)에서 인용

2. 지니계수의 변화에 1,000을 곱하여 보고

측하는 것이 매우 어렵다는 것을 보여주는 결과로서만 이해하여야 할 것이다.

전체적으로 보아서 탄력성 값이 0 또는 1에 매우 가까운 경우와 중간에 있는 경우를 비교하면, 탄력성이 극단적인 값에 가까울수록 지니 계수의 민감도가 높아지는 패턴을 대체로 볼 수 있다. 이것은 탄력성의 값을 지나치게 높거나 낮게 설정하지 않는다면, 동등화 지수의 선택이 가져오는 왜곡이 비교적 작을 수 있다는 점을 시사한다. 더구나 흔히 사용하는 공식인 가구원 수의 제곱근의 경우, θ 의 값이 0.5로서 이 근방에서 θ 의 값을 약간 조정하는 것이 미치는 효과가 비교적 크지 않다는 의미가 된다.

Burkhauser et al.(1996)은 LIS 데이터베이스를 이용하여, 독일과 미국 정부에서 사용하는 공식적인 동등화 지수와 수요체계를 추정하여 구한 동등화 지수를 이용하여 소득 불평등도 및 빈곤율의 민감도를 연구하였다. 결과에 의하면 전체적인 불평등도는 사용된 동등화 지수에 따라서 그다지 크게 달라지지는 않는 것으로 나타났다. 다만 전체 불평등도가 크게 변하지 않으면서도 일부 계층의 상대소득 또는 빈곤율은 동등화 지수의 선택에 따라서 상당한 영향을 받을 수 있음을 보여주었다. 예를 들어, 혼자 생활하는 노인가구의 가구소득은 동등화 지수의 선택에 의해 큰 영향을 받는다고 보고하였다.

우리나라 소득분배의 불평등도에 대한 선행연구의 대부분은 가구 특성에 따른 조정을 하지 않고 불평등도를 측정하거나, 가구원 수의 제곱근을 동등화 지수로 이용하여 가구소득을 조정하였다. 성명재·이명헌(2001)은 도시가계조사를 이용하여 조세가 소득에 미치는 효과를 분석하였다. 연구에 따르면 외환위기 이후 시장소득의 분배 상황이 지속적으로 악화되고 있으나, 정부의 이전소득으로 인한 소득분배의 개선효과가 크게 나타나고 있음을 보여주었다. 동등화 지수로는 가구원 수의 제곱근을 이용하여서 가구소득을 조정하였다. 박기백·김진·전병목(2004)은 도시가계조사와 농가경제통계 자료를 결합하여 정부의

재정지출로 인하여 개인의 가처분소득 또는 소비가 어떻게 변화하는지를 연구하였다. 앞의 연구와 마찬가지로 외환위기 이후 시장소득의 불평등도가 점점 심해지고 있으며, 2000년 이후로 정부의 이전소득 및 세금으로 인한 소득분배 개선효과가 크게 증가하였음을 보여주었다. 이 연구에서도 성명재·이명현(2001)과 마찬가지로 가구원 수의 제곱근을 동등화 지수로 사용하였다. 성명재(2002)는 지난 20년간 지니계수 변화추이를 분석하였는데, 1990년대 초까지 지니계수가 완만한 하락세를 보이다가 1990년대 중반을 거치면서 상승추세로 반전되는 것을 발견하였으며, 또한 2000~2002년의 세제개편으로 인하여 소득재분배 기능이 약간 약화되었음을 확인하였다.

3. 지니계수와 조세정책의 소득재분배 효과

가. 동등화 지수와 소득 불평등도

제3절에서는 도시가계조사 자료의 근로자가구의 소득에 대해 다양한 동등화 지수를 이용한 불평등도를 계산하고, 그 결과를 비교한다. 제Ⅲ장의 수요함수 추정에서와 마찬가지로 가장의 연령이 20세에서 59세까지인 근로자가구의 연간소득을 이용하여 분석하였다. 근로자가구만을 기본적인 분석대상으로 한 것은 도시가계조사 원시자료의 소득 관련 정보가 근로자가구에 대해서만 보고되어 있으며, 자영업자 등 기타 가구에 대해서는 소득 관련 정보가 제공되지 않기 때문이다. 이하에서는 기본적으로 근로자가구의 소득을 중심으로 소득 불평등도를 측정한 후, 자영업자 등 기타 가구에 대해서는 성명재(2002)의 방법에 의해 추정한 소득을 이용하여 전체 가구에 대한 소득 불평등도도 추가적으로 제시하였다. 한편 도시가계조사 자료의 조사·수집 과정에서 한 분기 또는 그 이상의 자료가 누락되는 경우가 있는데, 가계의 소비행태에는 계절성이 존재하므로 한 분기가 누락된 자료를 연간화하는

것은 거의 불가능하다. 이렇게 분기별 자료를 연간화하는 작업에서 표본선택 편의(bias)가 발생하기 때문에 각 가구에 해당하는 가중치를 연간화한 이후에 다시 조정할 필요가 생긴다. 이하에서는 성명재(2002)의 방법에 의하여 계절성 및 표본선택 편의가 조정된 가구 가중치를 이용하여 분석하였다²⁰⁾. 마지막으로 가구 유형의 정의에 혼동이 없도록 하기 위하여, 19세 미만인 가구원 수와 20세 이상의 가구원 수가 네 분기에 걸쳐서 변하지 않은 경우만을 분석대상으로 삼았다.

분석대상은 1999년부터 2004년까지 정부의 이전지출 및 조세가 고려된 이후의 가처분소득으로 시장소득에 이전지출을 더하고 조세를 차감하여서 구하였다. 모두 여섯 가지의 동등화 지수를 고려하여 조정한 소득과 동등화 지수로 조정을 하지 않은 가처분소득에 대한 지니계수를 계산하고 그 결과를 <표 V-3>에 보고하였다. 'OECD modified scale', 가구원 수의 제곱근, 제Ⅲ장 2절의 소비지출을 이용한 동등화 지수, 제Ⅲ장 3절의 앵겔접근법에 의한 동등화 지수 두 가지, 마지막으로 제Ⅲ장 4절의 수요함수 체계에 의한 동등화 지수로서 <표 V-3>에서는 각각 OECD MOD, Sq. Root N, Exp. Ratio, Engel II, Engel III, QAIDS로 표시하였다. 첫 열의 No Adj는 동등화 지수로 조정하지 않고 가구의 가처분소득을 직접 이용하여 구한 지니계수이다. 지니계수 값 아래에 괄호에 보고한 숫자는 부트스트랩 표준오차를 의미한다.

<표 V-3>의 결과를 해석하자면, 먼저 동등화 지수를 사용할 경우 그렇지 않은 경우에 비하여 대체로 지니계수가 약간 감소하는 것을 알 수 있다. 2004년을 기준으로 보아서 동등화 지수를 사용하지 않은 경우 가처분소득의 지니계수(No Adj)가 0.249인 반면, 동등화 지수로 조정한 소득의 경우 0.242~0.247의 값을 나타내고 있다. 동등화 지수를 이용하면 가구 구성원이 많은 가구의 소득이, 가구 구성원이 작은 가구의 소득에 비해 더 많이 크게 줄어들게 되는데, 이것은 앞에서 언급

20) 자영업자가구의 소득 추정과 계절성 및 표본선택 편의에 대한 자세한 내용은 성명재(2002)를 참고

하였던 집중효과이다. 또한 동등화 지수는 같은 가구 유형 내의 모든 가구의 소득을 똑같은 비율로 변화시키므로 가구 유형 내의 불평등도에는 거의 변화가 없을 것이므로, 동등화 지수의 사용으로 인한 효과는 대부분 가구 유형 간의 차이를 조정함으로써 발생하는 효과로 이해할 수 있다.

동등화 지수를 사용한 지니계수들을 상호 비교하면, 2004년의 경우 각 지니계수 간의 차이가 최대 0.005로서 추정된 부츠트랩 표준오차의 크기(최대 0.005)를 벗어나지 않는다. 따라서 동등화 지수의 선택에 따라서 불평등도 지수의 차이가 발생하기는 하지만, 그 크기가 통계적으로도 유의미하다고 주장하기 위한 근거는 부족하다. 물론 약간의 차이는 있으나 기타 연도에 대해서도 2004년과 유사한 결과가 나타났다. 절대적인 크기를 앞에서 소개한 상대적 평균격차를 이용한 지니계수의 정의를 이용하여 해석해보면, 가구의 연평균소득이 4,000만원이라고 할 때, 지니계수 0.005의 증가는 임의의 두 가구를 추출하여 기대할 수 있는 소득의 평균격차가 2,000만원에서 40만원 증가하는 것으로 볼 수 있다. 이를 앞에서 본 2명이 존재하는 경제의 분배상태로 해석하는 경우에는 지니계수 0.005의 차이는 가난한 사람의 몫이 0.25% 정도 변화하는 것으로 해석할 수 있다. 이 정도 크기의 지니계수 변화가 절대적으로 큰 것인지 작은 것인지에 대해서는 보는 관점에 따라서 다르게 판단할 수 있을 것이다. 다만 여기서는 통계적 유의성을 보이기에는 근거가 모자란다는 잠정적인 결론만을 내릴 수 있는 것으로 보인다.

시간에 따른 지니계수의 추이를 살펴보면 모든 동등화 지수에 대해서 1999년의 지니계수보다는 2004년의 지니계수가 약간 상승한 것으로 나타났다. 그러나 소득 불평등도가 지속적으로 상승한 것은 아니고 2002년을 정점으로 하여 그 이후 약간 낮아졌음을 확인할 수 있다.

<표 V-3> 동등화 지수의 선택에 따른 가처분소득의 지니계수(근로자 가구)

	No Adj	OECD MOD	Sq. Root N	Exp. Ratio	Engel II	Engel III	QUAIDS
1999	0.242 (0.007)	0.240 (0.007)	0.241 (0.007)	0.243 (0.007)	0.238 (0.006)	0.238 (0.007)	0.243 (0.006)
2000	0.249 (0.008)	0.247 (0.008)	0.248 (0.007)	0.246 (0.007)	0.243 (0.009)	0.242 (0.007)	0.249 (0.008)
2001	0.249 (0.013)	0.244 (0.011)	0.245 (0.010)	0.244 (0.011)	0.244 (0.010)	0.243 (0.011)	0.250 (0.012)
2002	0.252 (0.006)	0.251 (0.006)	0.253 (0.006)	0.254 (0.006)	0.247 (0.006)	0.245 (0.007)	0.252 (0.006)
2003	0.249 (0.005)	0.243 (0.006)	0.246 (0.006)	0.246 (0.006)	0.240 (0.006)	0.240 (0.007)	0.243 (0.006)
2004	0.249 (0.005)	0.245 (0.005)	0.247 (0.005)	0.246 (0.005)	0.242 (0.005)	0.242 (0.005)	0.247 (0.005)

주: 1. No Adj 는 동등화지수를 사용하지 않은 지니계수, OECD MOD는 modified OECD scale을 사용, Sq. Root N은 (가구원 수)^{0.5}를 사용, Exp. Ratio는 제Ⅲ장 2절의 소비지출을 이용한 동등화 지수를 사용, Engel II는 (어른 수+ 0.25×아이 수)^{0.7}을 사용, Engel III은 <표 III-7>의 선형+연도더미의 동등화 지수를 사용, QUAIDS는 제Ⅲ장 4절의 수요함수체계 접근법으로부터 유도되는 동등화 지수를 사용

2. () 안은 100번의 반복 샘플링을 통해 얻어진 부트스트랩 표준오차

비슷한 분석을 근로자가구 이외에 자영업자가구 등을 포함하는 전체 가구로 확장시키기 위하여 성명재(2002)의 방법에 따라 도시가계 조사가 소득 정보를 제공하지 않는 가구에 대해서는 추정된 소득을 사용하여 불평등도를 계산한 결과가 <표 V-4>에 제시되었다. 전체 가구를 대상으로 한 지니계수는 근로자가구만을 대상으로 한 결과보다 약간 높은 것을 볼 수 있는데, 이는 근로자에 비하여 자영업자가 소득의 측면에서 더 이질적임을 의미한다. 그 외에 소득조정을 하지 않은 경우와 동등화 지수를 사용한 경우의 비교, 동등화 지수를 이용한 지니

<표 V-4> 동등화 지수의 선택에 따른 가처분소득의 지니계수(전체 가구)

	No Adj	OECD MOD	Sq. Root N	Exp. Ratio	Engel II	Engel III	QUAIDS
1999	0.250 (0.005)	0.242 (0.005)	0.243 (0.005)	0.243 (0.004)	0.242 (0.005)	0.242 (0.005)	0.248 (0.005)
2000	0.255 (0.005)	0.250 (0.004)	0.251 (0.005)	0.250 (0.005)	0.251 (0.005)	0.251 (0.005)	0.257 (0.005)
2001	0.247 (0.007)	0.240 (0.007)	0.241 (0.006)	0.240 (0.007)	0.242 (0.007)	0.242 (0.007)	0.250 (0.008)
2002	0.254 (0.005)	0.251 (0.005)	0.251 (0.005)	0.253 (0.005)	0.251 (0.005)	0.250 (0.005)	0.258 (0.005)
2003	0.253 (0.004)	0.245 (0.004)	0.247 (0.004)	0.248 (0.004)	0.246 (0.004)	0.246 (0.005)	0.250 (0.004)
2004	0.254 (0.004)	0.248 (0.003)	0.249 (0.003)	0.249 (0.004)	0.248 (0.004)	0.249 (0.004)	0.254 (0.004)

주: <표 V-2>와 동일함.

계수들의 상호비교, 시간에 따른 지니계수 변화의 추이를 분석한 결과는 근로자만을 대상으로 한 분석과 사실상 동일한 것으로 볼 수 있다.

이렇게 동등화 지수의 선택이 해당 기간 동안 지니계수의 변화에 큰 영향을 미치지 않는 것으로 나타났으나, 이는 각 가구 유형별 동등화 지수의 변화로 인한 효과를 총량적으로만 보는 것으로서 개별 가구 유형의 가구소득에 미치는 효과를 명확히 보여주지는 못하고 있다. 예를 들어 동등화 지수의 선택에 따라서 가구소득의 순위에 상당한 변화를 가져올 수 있는데, 이는 어떤 가구가 빈곤 가구로 분류되고 어떤 가구가 부유한 가구로 분류될 수 있는가에 매우 중요한 영향을 미치게 된다. 이러한 효과를 보기 위하여, 위에서 고려한 동등화지수 중에서 ‘modified OECD scale’, 가구원 수의 제곱근, Engel III의 결과를 각 가구 유형에 대하여 아래와 같이 정리하였다. 우선 <표 V-5>에서 가구 유형의 배열이 20세 이상 가구원 수와 19세 이하 가구원 수에 대하여 사전편찬식으로 되어 있음을 알 수 있다. 즉, 어른의 수에 따라서 오름차순으로 배열하고, 어른의 수가 같은 경우에는 아이의 수에 따라서

정리되어 있다. Engel III에 의한 동등화 지수는 이러한 가구 배열의 순서에 따라서 동등화 지수가 계속 증가하는 것을 볼 수 있는데, 이는 Engel III에 의한 동등화 지수가 아이에 비하여 어른에 대해 매우 높은 비중을 부여하는 지수임을 의미한다. 이와 전혀 다른 성질을 갖는 동등화 지수로서 가구원 수의 제곱근을 사용하는 경우에는 어른과 아이에 부여되는 비중이 같으므로, <표 V-5>에서는 어른의 수가 바뀌는 부분에서 동등화 지수가 감소하는 패턴을 보인다. OECD MOD는 이 두 형태의 중간에 해당하는 것으로서, 어른에 대해서 아이보다 큰 비중을 부여하나 Engel III에 의한 방법만큼 어른의 비중이 크지 않기 때문에 표에서는 동등화 지수의 값이 어른의 수가 변하는 지점에서 감소하는 모습을 보여준다. 즉 어른에 비해서 아이에게 부여되는 비중이 Engel III, OECD MOD, Sq. Root N의 순으로 증가한다고 볼 수 있다.

<표 V-5> 가구 유형별 동등화 지수의 값

가구유형	Engel III	OECD MOD	Sq. Root N
F1(1,1)	0.55	0.62	0.71
F2(1,2)	0.65	0.76	0.87
F3(2,0)	0.86	0.71	0.71
F4(2,1)	0.93	0.86	0.87
F5(2,2)	1.00	1.00	1.00
F6(2,3)	1.10	1.14	1.12
F7(3,0)	1.11	0.95	0.87
F8(3,1)	1.15	1.10	1.00
F9(3,2)	1.18	1.24	1.12
F10(4,0)	1.36	1.19	1.00

주: 1. Engel III은 <표 III-7>의 선형+연도더미의 동등화 지수를 사용.

2. modified OECD scale은 F5가구에 대해 표준화하기 위하여, F5에 해당하는 동등화 지수로 나누었음.

이상의 세 가지 동등화 지수에 따라 조정된 가구소득을 가구 유형에 따라 살펴볼 필요가 있다. <표 V-6>에는 세 가지 동등화 지수에 따라 가구 유형별 평균소득과 평균 순위를 표시하였다. 여기서 평균 순위는 각 가구의 소득에서 평가한 누적분포함수값으로 볼 수 있다. 즉, F1 가구의 조정하지 않은 가처분소득(No Adj)에 대해 0.22라고 되어 있는 것은, F1에 속하는 가구의 소득순위가 평균적으로 아래로부터 22%에 해당한다는 것을 의미한다. 또한 각 항목에 대해서 괄호 안의 숫자는 10개 가구 유형 중 순위를 의미한다. 예를 들어, F1 가구의 조정하지 않은 가처분소득(No Adj)에 대해서 2.35 (1)이라고 된 것은 평균소득이 2,350만원이고, 10개 가구 유형 중 가장 낮은 수준임을 말한다. <표 V-6>을 통해서 알 수 있는 것은 동등화 지수의 선택에 따라서 가구 유형별 평균소득의 차이가 매우 크다는 점이다. 예를 들어서, F10 가구는 가처분소득 5,000만원으로 10개 가구 유형 중 가장 가구소득이 높은 유형이지만, Engel III 동등화 지수를 사용하면 3,670만원으로 10개 가구 유형 중 두 번째로 소득이 낮은 가구 유형이 된다. 반면, Sq. Root N에 따르면 F10 가구는 기준가구 F5와 같이 4인 가족이므로, 조정된 소득은 5,000만원으로 조정 전과 같으며 소득이 가장 높은 가구 유형에 속한다. 특히 Engel III와 Sq. Root N을 비교하면, 어른 수가 많고 아이 수가 작은 F7 또는 F10 가구에서 순위의 차이가 매우 두드러지게 나타남을 알 수 있다. 평균소득의 가구 유형별 분포를 보면 Engel III의 경우가 가장 집중되어 있으며, Sq. Root N의 경우 유형별 차이가 비교적 크게 나타났다. 또한 평균 순위의 측면에서도 동등화 지수의 선택에 따라 각 가구 유형이 소득분배에서 차지하는 상대적 위치가 매우 크게 변화함을 알 수 있다.

<표 V-6> 동등화 지수의 선택에 따른 가구 유형별 평균소득 및 순위

가구 유형	평균소득 (천만원)				평균순위			
	No Adj	Engel III	OECD MOD	Sq. Root N	No Adj	Engel III	OECD MOD	Sq. Root N
F1(1,1)	2.35 (1)	4.24 (10)	3.79 (3)	3.32 (2)	0.22 (1)	0.51 (6)	0.42 (2)	0.34 (2)
F2(1,2)	2.45 (2)	3.76 (5)	3.21 (1)	2.83 (1)	0.24 (2)	0.45 (2)	0.33 (1)	0.26 (1)
F3(2,0)	3.45 (3)	4.02 (9)	4.83 (10)	4.88 (9)	0.42 (3)	0.51 (7)	0.59 (10)	0.59 (9)
F4(2,1)	3.63 (4)	3.90 (6)	4.23 (9)	4.19 (5)	0.47 (5)	0.51 (8)	0.54 (9)	0.52 (7)
F5(2,2)	4.01 (6)	4.01 (8)	4.01 (7)	4.01 (4)	0.53 (6)	0.52 (10)	0.49 (7)	0.48 (4)
F6(2,3)	4.05 (7)	3.69 (3)	3.55 (2)	3.63 (3)	0.55 (7)	0.48 (5)	0.42 (3)	0.43 (3)
F7(3,0)	3.73 (5)	3.34 (1)	3.91 (6)	4.30 (8)	0.47 (4)	0.39 (1)	0.46 (5)	0.51 (5)
F8(3,1)	4.24 (8)	3.70 (4)	3.87 (5)	4.24 (7)	0.58 (8)	0.48 (4)	0.48 (6)	0.53 (8)
F9(3,2)	4.72 (9)	4.01 (7)	3.81 (4)	4.22 (6)	0.62 (9)	0.52 (9)	0.46 (4)	0.51 (6)
F10(4,0)	5.00 (10)	3.67 (2)	4.20 (8)	5.00 (10)	0.68 (10)	0.48 (3)	0.53 (8)	0.64 (10)

주: () 안의 숫자는 해당 항목이 10개의 가구 유형 중 차지하는 순위를 표시

결론적으로 동등화 지수의 선택이 지니계수로 본 불평등도에 미치는 효과는 비교적 미미한 것으로 나타났으나, 지니계수로 표현되지는 않지만 소득분배에서 각 가구 유형이 차지하는 상대적 위치에 대해 매우 결정적인 역할을 하고 있음을 알 수 있다. 널리 사용되고 있는 ‘modified OECD scale’을 사용하는 경우와 가구원 수의 제곱근을 사용

하는 경우 간에는 그 차이가 그다지 두드러지지는 않았으나, Engel III을 사용하는 경우에는 가구 유형별 순위의 변화가 두드러졌다. 특히 가구원 수가 많으나 아이가 없는 가구의 조정 후 소득이 매우 낮아지는 효과를 보이는데, 반면 가구 유형별 평균소득의 분포가 Engel III을 사용하는 경우에 상당히 밀집되어 있어서, 지니계수에는 큰 변화가 발생하지는 않은 것으로 판단된다.

나. 가구 유형에 따른 지니계수의 분해

소득의 불평등도를 모집단 아래의 하위 그룹별로 분해하는 것은 소득분배를 연구하는 연구자들이 오래 전부터 관심을 가져온 주제이다. 그런데 타일 지수, 변이 계수의 경우에는 전체 불평등도가 그룹 내의 불평등도와 그룹 간 불평등도의 합으로 잘 정의되는 반면, 지니계수는 각 그룹에 속하는 소득이 서로 겹치지 않는 경우에만 분해가 가능하다. 즉, 각 그룹의 영역이 완전히 분리되어 별도의 계층(stratum)을 이루는 경우에만 분해가 가능하다는 것이다. 따라서 지니계수를 그룹 내의 지수와 그룹 간 지수로 분리하는 과정은 반드시 그룹 간 중복의 정도를 나타내는 세 번째 항을 수반하게 된다. 대표적인 분해방법으로는 Pyatt(1976)에 의한 방법과 Yitzhaki and Lerman(1991)에 의한 방법이 있다. Pyatt의 분해 방법은 독립적으로 그룹 내 지수와 그룹 간 지수를 구하고, 전체 지수에서 이 둘을 차감한 나머지를 잔여항으로 정의하는 방식인 반면, Yitzhaki and Lerman의 방법은 그룹 간 중복을 의미하는 항을 명시적으로 고려하여 지니계수를 그룹 내 지수, 그룹 간 지수, 그리고 중복과 관련한 항으로 나누는 방법이다. 여기서는 Yitzhaki and Lerman의 방식에 의한 분해방법을 소개하고 이 방법에 따라서 지니계수를 분해한 결과를 제시한다. 모든 그룹의 가구를 포함하는 전체 가구소득에 대한 지니계수(G)는 다음과 같이 분해할 수 있음을 보일 수 있다.

$$G = \sum S_i G_i + \sum S_i G_i Q_i (P_i - 1) + \frac{2 \text{Cov}(y_i, F_i)}{y_{..}}$$

G_i 는 그룹 i 의 지니계수를 의미하며, S_i 는 그룹 i 의 소득의 비중을, P_i 는 가구 수의 비중을 나타낸다. y_i 는 그룹 i 의 평균소득이고, $y_{..}$ 는 전체 가구에 대한 평균소득이다. F_i 는 그룹 i 에 속하는 개별 가구 전체 분포에서 차지하는 (소득이 낮은 쪽에서 높은 쪽으로 올라가며 계산한) 순위를 구하고, 이를 그룹 i 에 대해서 평균을 구한 후 다시 전체 가구 수로 나눈 값을 의미한다. 다시 말하면, 그룹 i 에 속하는 가구의 소득에서 계산한 표본누적분포함수값을 그룹 내에서 평균한 값으로서 그룹 i 가 전체 소득분포에서 차지하는 평균적인 순위를 의미한다고 볼 수 있다. 마지막으로 Q_i 는 다음과 같이 구해지며, 그룹 i 가 모집단에 대하여 중복의 정도 또는 계층화의 정도를 나타낸다.

$$Q_i = \frac{\text{Cov}_i[(F_i - F_{ni}), y]}{\text{Cov}_i(F_i, y)}$$

여기서 F_i 는 그룹 i 의 소득분포에 따르는 표본누적분포함수를 의미하고, F_{ni} 는 그룹 i 에 속하는 가구를 제외한 나머지 가구들의 소득분포에 따르는 표본누적분포함수를 나타낸다. Q 지수는 -1에서 1 사이의 값을 가지며, 다른 그룹과 소득분포의 중복이 클수록 작은 값을 가지며, 중복이 작을수록 높은 값을 갖는다.

우선 근로자가구의 가처분소득을 동등화 지수로 조정하지 않고 각 가구 유형에 따라서 분해한 결과를 <표 V-7>에 보고하였다. F1~F10은 각각 가구 유형을 의미하며, 괄호안의 첫번째 숫자는 20세 이상 가구원의 수, 두번째 숫자는 19세 이하의 가구원 수를 의미한다. 가구의 구성원 수가 늘어날수록 대체적으로 가구의 평균소득이 증가하고 있음을 알 수 있다. 엄밀하게는 해당 가구 유형에 대해서 19세 이하든 20세 이상이든 추가적인 구성원이 있는 경우에 소득이 증가함을 알 수

있다. 그러나 20세 이상 구성원이 감소하고, 19세 이하 구성원 수가 증가한 경우에는 이런 관계가 성립하지 않을 수 있다. 예를 들어, F9 가구는 가구 구성원이 5명이지만, 4명의 구성원을 가진 F10 가구에 비하여 평균소득이 낮다. 가구의 비중은 예상대로 F3, F4, F5에서 가장 높게 나타났다. 그룹 내 지니계수는 F1을 제외하면 0.212~0.260에 걸쳐서 분포하고 있으나, F1 가구는 지니계수 0.306으로 다른 가구에 비해 월등히 높은 수준을 나타내고 있다. 특히 F1 가구와 F2 가구가 모두 20세 이상 가구원이 한 명만 있는 가구임에도 F1이 F2에 비해 상당히 높은 지니계수를 가지고 있다는 것은 특기할 만한 것으로 보인다. 그 원인을 알기 위해서 F1 가구의 가족구성 내역이 무엇인지에 대해서 추가적으로 분석할 필요가 있다고 보인다.

아래 패널에 제시된 분해결과를 보면, 전체 소득의 지니계수는 0.249이고 이 중 그룹 내 지수는 0.238, 그룹 간 지수는 0.021, 중복요소는 -0.009임을 알 수 있다. 가처분소득의 불평등도의 대부분은 그룹 내 불평등도로부터 나오는 것이며, 그룹 간 불평등도의 비중은 그룹 내 불평등도의 10분의 1에도 미치지 못하는 것을 알 수 있다. 따라서 가구 유형별 동등화 지수를 사용하여 가처분소득을 조정한 후 구해지는 지니계수가 조정 전의 지니계수에 비해 크게 달라질 수 있는 여지는 애초부터 상당히 제한된 것으로 볼 수 있다. 또한 자녀 수 및 가구 구성원의 수에 따라서 제공되는 정부의 이전지출 및 공제제도의 변화로 인해서 기대할 수 있는 불평등도의 개선효과도 <표 V-7>에서 나타나는 그룹 간 요소의 크기에 의하여 제한되어 있음을 시사한다.

<표 V-7> 지니계수의 분해(근로자 가구; 가처분소득; NO ADJ)

	평균소득	가구비중	소득비중	Q지수	평균순위	지니계수
F1(1,1)	2346	0.021	0.013	0.013	0.225	0.308
F2(1,2)	2448	0.024	0.015	0.021	0.237	0.252
F3(2,0)	3449	0.148	0.132	-0.052	0.423	0.261
F4(2,1)	3627	0.148	0.140	0.063	0.471	0.221
F5(2,2)	4013	0.416	0.433	0.099	0.530	0.234
F6(2,3)	4054	0.068	0.072	0.039	0.551	0.229
F7(3,0)	3727	0.071	0.068	-0.041	0.469	0.261
F8(3,1)	4244	0.025	0.027	0.099	0.581	0.211
F9(3,2)	4715	0.036	0.044	0.041	0.624	0.253
F10(4,0)	5001	0.043	0.056	0.171	0.680	0.223
그룹 내 요소의 합	0.238					
그룹 간 요소	0.021					
중복 요소	-0.009					
전체 지니계수	0.249					

<표 V-8>은 <표 V-7>과 마찬가지로 근로자가구의 가처분소득에 대해서 Engel III에 의한 동등화 지수를 이용하여 조정한 후 지니계수를 분해한 결과이다. 우선 가장 눈에 띄는 것은 동등화 지수로 조정한 후 평균소득의 변화이다. 예를 들어 F10 가구의 경우 가처분소득으로는 가장 부유한 그룹이었으나, 가구원이 많기 때문에 큰 동등화 지수 값이 적용되어 조정 후 평균소득은 가장 낮은 그룹이 되었음을 알 수 있다. 동등화 지수 조정 후 소득이 가장 높은 가구 유형은 F5로서 4,000만원 정도를 나타내고 있다. 각 그룹에 대한 지니계수는 조정 이전 및 이후에 변하지 않은 것을 확인할 수 있는데, 이는 그룹 내의 모든 가구의 소득에 대해 비례적으로 적용되는 동등화 지수가 그룹 내 지니계수를 변화시키지 않는다는 것을 나타낸다. 물론 그룹 내 요소의 합을 구하기 위해서는 그룹 내 지니계수 외에 그룹 소득의 비중이 영향을 미치므로 그룹 내 요소의 합의 크기는 변화할 수 있다. 그러나 그 효과가

매우 미미하기 때문에 <표 V-7>과 <표 V-8>의 그룹 내 요소의 합은 0.001 정도의 작은 차이만을 나타내었다. 동등화 지수를 사용한 조정은 그룹 간 요소의 크기를 0.021에서 0.003으로 줄이는 역할을 하였으나, 중복요소가 약간 증가하여 전체 지니계수는 0.249에서 0.242로 감소하는데 그쳤다.

다. 조세·정부이전소득이 소득 불평등도에 미친 효과

이하에서는 정부의 조세 및 이전소득이 소득 불평등도에 미친 효과에 대하여 살펴보고자 한다. 이를 위해서는 앞에서 제시하였던 가처분소득의 지니계수와 더불어 조세 및 정부이전소득이 발생하기 이전의 시장소득을 기준으로 지니계수를 계산하여 비교할 필요가 있다. 앞의 분

<표 V-8> 지니계수의 분해(근로자 가구; 가처분소득; Engel III)

	평균소득	가구비중	소득비중	Q지수	평균순위	지니계수
F1(1,1)	4237	0.021	0.022	-0.147	0.505	0.308
F2(1,2)	3761	0.024	0.023	-0.104	0.453	0.252
F3(2,0)	4017	0.148	0.152	-0.052	0.507	0.261
F4(2,1)	3896	0.148	0.148	0.049	0.510	0.221
F5(2,2)	4013	0.416	0.428	0.062	0.521	0.234
F6(2,3)	3687	0.068	0.064	0.013	0.481	0.229
F7(3,0)	3345	0.071	0.061	-0.071	0.392	0.261
F8(3,1)	3701	0.025	0.024	0.035	0.480	0.211
F9(3,2)	4010	0.036	0.037	-0.049	0.520	0.253
F10(4,0)	3673	0.043	0.041	0.008	0.475	0.223
그룹 내 요소의 합	0.239					
그룹 간 요소	0.003					
중복 요소	-0.001					
전체 지니계수	0.242					

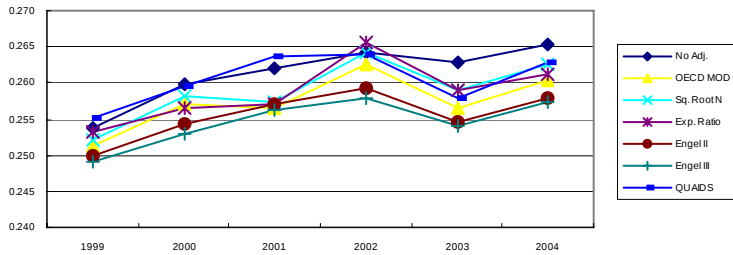
석과 마찬가지로 여러 종류의 동등화 지수를 이용하여 소득을 조정할 경우와 그렇지 않은 경우를 비교하여 제시하고자 한다. [그림 V- 2]는 1999년부터 2004년까지 근로자가구에 대하여 시장소득을 이용한 지니계수, 가처분소득을 이용한 지니계수, 그리고 이 둘의 차이를 각각 별도의 그래프로 나타내었으며, 각 그래프에 대하여는 서로 다른 동등화 지수를 사용한 결과를 동시에 제공하도록 하였다.

우선 시장소득의 지니계수 변화를 살펴보면, 2002년까지는 시장소득의 불평등도가 심화되었다가 2002년 이후로 완화 또는 정체되고 있음을 보여주는데, 약간씩의 차이는 있으나 이러한 패턴은 모든 동등화 지수에 대해서 공통적으로 나타나고 있다. 두 번째 패널의 가처분소득에 대한 지니계수는 시장소득의 지니계수 변화에 비하여 증가의 패턴이 뚜렷이 나타나지는 않는다. 이는 조세 및 이전소득으로 인하여 불평등도의 심화가 억제되고 있다는 의미인데, 세 번째 패널에서 이러한 효과는 더욱 분명하게 드러난다. 시장소득의 지니계수에서 가처분소득의 지니계수를 차감한 값은 정부의 조세 및 이전소득으로 인해 불평등도를 감소시킨 효과로 해석할 수 있는데, 이 값이 1999년에 -0.011 정도에서 점차 감소하여 2004년에는 약 -0.015로서 시간이 지남에 따라서 그 절대적인 크기가 증가하고 있는 모습을 보이고 있다. 이러한 결론은 박기백·김진·전병목(2004)이 2000년 이후 이전소득의 소득분배 개선효과가 점차 증가하고 있다고 분석한 결과에 부합한다.

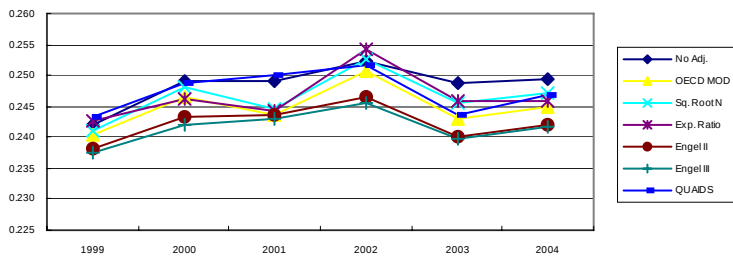
세 번째 패널에서 지니계수의 차이의 변화 추이를 보면 동등화 지수의 선택과 관계없이 매우 비슷한 모양을 보이고 있음을 알 수 있으며, 동등화 지수에 따라 조세 및 이전소득의 효과가 달라지는 크기도 매우 작음을 알 수 있다. 첫 번째와 두 번째 패널에 제시된 지니계수는 동등화 지수에 따라 0.005~0.008의 폭 이내에서 차이를 보이는 반면, 지니계수의 차이는 최대 0.001 정도로 나타났다. 이러한 결과는 정부의 조세 및 이전소득 정책으로 인한 소득분배 개선의 효과가 최근 강화되고 있다는 선행연구의 분석이 가구 특성에 대한 조정방법에 크게 의존하지 않음을 의미한다.

[그림 V-2] 조세 및 정부이전소득이 지니계수에 미친 효과

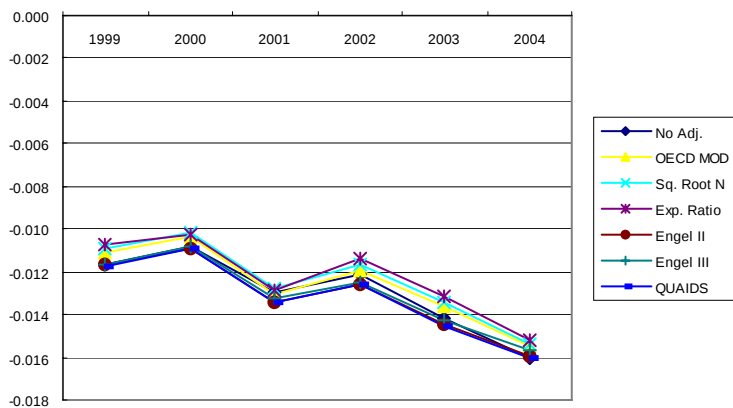
(2-1) 시장소득의 지니계수(근로자)



(2-2) 가처분소득의 지니계수(근로자)



(2-3) 가처분소득의 지니계수와 시장소득 지니계수의 차이(근로자)



VI. 결 론

본 보고서는 가구 동등화 지수를 여러 가지 방법으로 산출하여 비교한 후, 이를 가지고 최소생계비의 산출, 소득세 분석, 가구소득 불평등도의 측정 등에 응용한 연구이다.

제Ⅱ장에서는 동등화 지수의 개념 및 우리나라 동등화 지수에 대한 기존 연구를 정리하였다. 특히 다양한 동등화 지수의 산출방법 중 가구의 소비자료를 이용하는 접근법에 초점을 맞추었다.

제Ⅲ장에서는 도시가계 조사자료를 이용하여 소비지출의 동등화 지수에 대한 기본적 추정 작업을 실시하였는데, 분석 결과가 함축하는 바를 정리하면 다음과 같다. (<표 VI-1> 참조)

먼저 가구 유형별로 지출 분포상 동일한 위치를 차지하는 가상적인 가구를 설정한 후 이들의 소비지출 수준이나 비율을 단순 비교함으로써, 가구 구성원의 변화에 따라 실제 소비지출이 어떻게 달라지는가를 살펴보았다. 결과에 따르면, 자녀 1인이 추가될 때마다 소비지출의 수준 자체는 증가하지만 증분 자체는 한계적으로 감소하여, 가구 내 규모의 경제 효과가 존재할 가능성이 큰 것으로 나타났다.

반면, 성인 1인이 추가될 때의 지출 변화분은 한계적으로도 증가하고 있어, 자녀 수가 증가하는 경우와는 다른 양상을 보이고 있다. 성인 수가 증가하는 경우에는 소득 수준 자체가 변화할 가능성이 높기에, 이러한 변화를 가구 내 규모의 경제가 성인이 증가하는 경우에는 작용하지 않는 것으로 해석하기엔 무리가 있다. 가계 지출은 가구 유형 이외에 소득에도 크게 의존하기에, 가구 유형 간 소득 수준의 차이가 주는 효과를 통제한 후의 비교가 더 적합할 수 있다. 소득효과를 통제하는 경우, 성인 1인이 계속 추가될 때의 평균적인 지출 변화분이 소득을

통제하지 않는 경우와는 달리 한계적으로 감소하는 것으로 나타나, 가구 내 규모의 경제 효과를 부분적으로 지지해주고 있다. 또한 총소비 지출을 보다 세분화하여 항목별로 가구 유형 간 지출비율을 계산한 결과에 따르면, 가구 내 규모의 경제효과는 수도·광열·집기에 대한 소비 지출에서 가장 크며 교육·의료 부문에서 가장 작은 것으로 나타났다.

도시가계 조사자료를 앵겔 접근법과 수요체계 모형에 적용한 추정 결과는 동등화 지수의 사용과 관련하여 몇 가지 시사점을 주고 있다. 가장 간단한 형태의 동등화 지수라 할 수 있는 $\sqrt{n}$ -법칙(square-root N-rule)은 계산의 간편성으로 인해 여러 연구에서 이용되고 있지만, 실증분석 결과는 이 방식의 사용에 적지않은 문제가 있음을 보이고 있다. Engel 접근법에 따르면, $\sqrt{n}$ -법칙은 자녀 수 증가에 따른 규모의 경제 효과는 상대적으로 과소평가하고 성인의 수 증가에 따른 규모의 경제 효과는 과대평가하는 경향이 있는 것으로 밝혀졌다. 이 같은 현상은 $\sqrt{n}$ -법칙이 자녀와 성인의 차이를 무시하고 부정확한 규모의 탄력성을 이용하는 데서 비롯된다고 할 수 있다.

정부가 기초생활보장을 위한 생계비 지원 과정에서 활용하고 있는 동등화 지수는 이론적 모형에 의해 도출된 동등화 지수의 추정 결과와는 큰 차이를 나타낸다. 정부의 동등화 지수는 추가 자녀에 따른 소요 비용을 상대적으로 과대평가함으로써 다자녀 가구에 비해 소자녀 가구의 지출 소요를 과소계산하는 경향이 강하다. 반면 성인이 추가됨에 따라 늘어나는 비용은 정부 동등화 지수에서 약간 과소평가되고 있어, 성인 수가 많은 가구의 최소생계비가 상대적으로 낮게 책정되는 결과를 낳을 수 있다. 정부의 동등화 지수에서도 자녀와 성인의 비용 측면의 차이가 인정되지 않고 있는 것은 매우 비현실적이어서 개선의 여지가 높다. 최소생계비 책정에 이용되는 동등화 지수는 이론적 모형에 의한 추정결과와는 괴리를 보이고 있지만, 소득효과를 통제하면서 소득이 없다고 가정하는 경우의 가구 유형 간 소비지출 비율과는 매우 유사한 값을 나타내고 있다. 즉, 현행 최소생계비 산정방식은 이상적인

동등화 지수의 조건을 충족하지 못하더라도, 빈곤가구가 정부 지원을 받지 않더라도 생존을 위해 소비해야 하는 지출수준을 가구 유형별로 비교한 결과와 상당히 부합하는 측면이 있다.

정부는 가까운 미래에 현재의 동등화 지수를 ‘수정 OECD 동등화 지수(modified OECD Equivalence Scale)’에 준하는 체계로 변화시킨다는 방침을 정한 바 있다. 수정 OECD 동등화 지수는 추가 자녀의 비용 증가분을 성인 추가 비용의 60% 정도에 해당하는 것으로 책정하고 있어, 성인과 자녀의 차이를 구분하지 않고 있는 현행 동등화 지수의 문제를 개선시키는 효과가 있다. 이러한 점은 이론적 모형에 의해 추정된 동등화 지수가 현행 동등화 지수보다는 수정 OECD 동등화 지수에 더 가깝다는 사실로부터도 확인된다. 실증분석의 결과는 수정 OECD 동등화 지수에 비해 추가 자녀의 비용을 상대적으로 작게 추정하고 있지만, 동등화 지수의 특정한 값을 하나의 모형을 통해서 확정짓기란 이론적으로 거의 불가능하고 다양한 경제·사회적 요인을 고려하는 것이 더 현실적일 것이다.

제Ⅳ장에서는 소득세의 가구 유형별 평균 유효세율을 도출하고 가구별 세부담을 동등화 지수 측면에서 평가해 보았다. 즉 가구별 평균 유효세율을 동일하게 하는 세전소득의 비율과 다른 동등화 지수를 비교해 본 것이다. 가구 유형별 세부담의 차이는 소득세 공제제도로부터 발생하는데, 각종 공제제도는 가구 유형별 형평성 외에도 다른 여러 가지 정책적 목표와 필요에 의해 만들어졌기 때문에 소득세 세부담의 비율과 다른 동등화 지수를 직접적으로 비교할 수는 없다. 또한 가구 유형별 후생수준을 반드시 소득세의 세부담만을 통해 동등화시킬 필요도 없다.

하지만, 소득세의 가구별 세부담 비율과 기존 동등화 지수를 비교함으로써 (명시적이든 암묵적이든) 소득세제가 유도하는 가구 유형별 차이를 체계적으로 이해할 수 있고, 더 나아가 향후 소득세 개편방향에 대한 시사점을 얻을 수 있다. 제Ⅳ장에서 이러한 비교를 통해 본 연구는 다음과 같은 결론을 얻고 있다.

첫째, 가구별 평균 유효세율을 동일하게 하는 세전소득의 비율은 다른 동등화 지수에 비해 1에 매우 근접한 수치를 보이고 있다. 이는 가구 유형이 변할 때 발생하는 지출필요의 증가를 높게 평가하지 않는다는 것이다. 사실 가구 유형에 따른 복지수준의 차이를 모두 소득세를 통해 조정할 필요는 없다. 따라서 가구 유형에 따른 공제액을 절대 크기로 평가하는 것보다는, 가구 유형별 세부담의 차이가 다른 정책적 방향과 일관성을 가지느냐 하는 것이 더욱 중요한 문제로 여겨진다.

둘째, 소득세는 자녀 한 명이 증가할 때 성인 부양가족이 증가할 때 보다 더 많은 혜택을 부여하고 있다. 예를 들어, (1,2) 가구는 (2,1) 가구보다 높은 동등화 지수 수치를 가지는 것이다. 이는 인적공제는 성인과 자녀를 구분하지 않지만 교육비 공제는 자녀에 대해서만 적용될 가능성이 높으며, 그 외의 공제들은 가구 유형에 따라 큰 차이를 보이지 않기 때문이다. 이는 다른 동등화 지수가 보여주는 수치와는 반대의 모습이다. 보통의 동등화 지수는 성인이 한 명 증가할 때 비성인이 증가할 때보다 많은 지출이 필요함을 인정하고 있다. 하지만 이를 너무 강조해서 받아들이 필요는 없다. 이는 다른 동등화 지수가 지출증가 측면에서만 가구 유형별 차이를 비교하는 데 반해 소득세는 다른 측면 - 인적자본의 형성, 세부담의 형평성 등 - 도 고려하고 있기 때문이다.

셋째, 가구별 세부담의 차이를 다른 동등화 지수의 수치의 방향과 맞추어 나가기 위해, 기본공제와 소수공제자 추가공제를 변경하는 시나리오를 분석해 보았다. 또한 기본공제의 경우, (물론 변화폭에 따라 변화겠지만) 성인과 비성인을 구분하여 공제폭을 달리 하였을 때 기존의 동등화 지수와 유사한 방향으로 가구별 세부담이 변화하는 것을 관찰할 수 있었다. 또한 소수공제자 추가공제는 본 모형에서 (1,1)가구와 (2,0)가구에만 영향미치므로 이를 폐지했을 경우 큰 변화를 가져오지는 않지만, (1,1)가구와 (4,0)가구의 소득세 세부담의 순위가 바뀌게 되는 것을 보였다. 순수하게 필요지출의 차이만을 고려한 동등화 지수

의 관점에서 보았을 때, 최근의 소수공제자 추가공제의 폐지 추진은 정당성을 가진다고 할 수 있다. 소수공제자 추가공제 자체가 인적공제와 상충할 뿐만 아니라 최근의 출산장려정책과도 배치되기 때문이다. 하지만 소수공제자 추가공제가 폐지될 때 발생할 수 있는 맞벌이 부부의 세 부담 증가를 막기 위해, 과세단위에 대한 세밀한 검토와 조정이 병행되어야 할 것이다.

제V장에서는 다양한 동등화 지수를 이용하여 1999년 이후 2004년까지 근로자가구 소득의 불평등도를 측정하고, 조세 및 이전소득의 효과를 분석하고, 마지막으로 지니계수를 분해하여 가구유형 내부의 불평등도와 가구 유형 간 불평등도의 비중을 검토하였다. 제V장을 통해 얻을 수 있는 첫 번째 결론은 동등화 지수의 선택에 따른 지니계수의 변화의 크기가 지니계수에 대한 표준오차의 범위를 크게 벗어나지 않았으며, 가처분소득의 지니계수와 시장소득의 지니계수의 차이를 통해 알 수 있는 조세 및 정부이전소득의 재분배 효과의 크기가 동등화 지수의 선택에 거의 무관하게 비슷한 결과를 도출하였다는 점이다. 이것은 적어도 1999년 이후 현재까지 우리나라의 소득분배 불평등도를 지니계수의 변화를 통하여 분석하는 데 있어서, 동등화 지수의 선택이 크게 중요하지 않음을 시사한다. 한편 지니계수로 나타나지는 않으나, 각 가구 유형이 소득분배에서 차지하는 상대적 위치는 동등화 지수의 선택에 의해 매우 큰 영향을 받는 것으로 나타났다.

두 번째 결론은 가처분소득에 대해 구한 지니계수를 가구 유형 내부의 불평등도와 가구 유형 간의 불평등도로 분해한 결과, 가구 유형 내부의 불평등도가 가구 유형 간 불평등도보다 10배 이상 월등히 높은 수준을 나타내었다는 것이다. 이는 가구 유형에 따라 차별적으로 실행되는 재분배정책(예를 들어 자녀 수에 따라서 보조금을 지급하거나, 세금을 공제해주는 제도)이 충분한 규모로 이루어진다고 하더라도, 가구 유형 내부의 소득불평등도를 해소하지 않고서는 소득분배 상태를 개선시키는 데 한계가 있음을 시사한다.

<표 VI-1> 동등화 지수의 비교

(어른수 아이수)	modified OECD	최소생계비 (2005)	소비자출 (소득통제 없음, OLS)	소비자출 (소득-Q, Quantile 50%)	앵겔 II (이자 연도년미)	앵겔 III (이자 연도년미)	수요체계 II (QUAD)	소득 세계
F1: (1,1)	0.619	0.588	0.56	0.600	0.611	0.554	0.619	0.862
F2: (1,2)	0.762	0.799	0.71	0.750	0.696	0.651	0.738	0.957
F3: (2,0)	0.714	0.588	0.65	0.470	0.852	0.859	0.849	0.784
F4: (2,1)	0.857	0.799	0.85	0.800	0.927	0.931	0.905	0.888
F5: (2,2)	1.000	1.000	1.00	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
F6: (2,3)	1.143	1.147	1.09	1.150	1.070	1.100	1.095	1.112
F7: (3,0)	0.952	0.799	0.89	0.760	1.137	1.114	1.016	0.819
F8: (3,1)	1.095	1.000	1.12	1.100	1.204	1.147	1.094	0.922
F9: (3,2)	1.238	1.147	1.13	1.150	1.269	1.176	1.190	1.026
F10: (4,0)	1.190	1.000	1.17	1.090	1.395	1.362	1.217	0.856

참고문헌

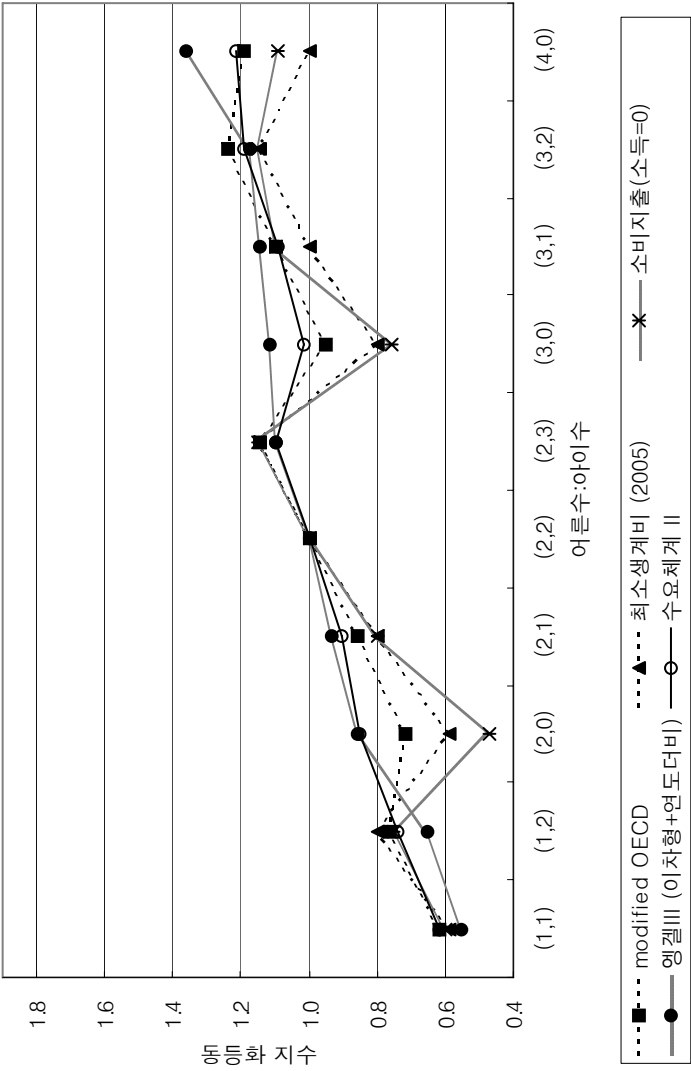
- 김진옥, 『한국 가계의 동등화 소비단위』, 『공공경제』 5, 한국공공경제학회, 2000, pp. 251~283.
- _____, 『계층별 동등화 소비단위』, 『공공경제』 8, 한국공공경제학회, 2003, pp. 27~55.
- 박기백 · 김 진 · 전병목, 『재정지출의 소득재분배 효과』, 한국조세연구원, 2004.
- 유종구, 주학중, 『우리나라 도시가구의 동등화 소비단위』, 『한국개발연구』(겨울호), 한국개발연구원, 1986, pp. 2~15.
- 성명재, 『외환위기 발생 후 2년간의 소득·소비패턴 및 개인세부담의 변화 분석』, 한국조세연구원, 2000.
- _____, 『소득분배 변화추이와 결정요인 분석: 도시가구를 중심으로』, 한국조세연구원, 2001.
- _____, 『조세정책의 소득재분배 효과 분석에 관한 연구: 도시가계조사자료를 중심으로』, 한국조세연구원, 2002.
- 성명재, 김종면, 『부문별·가구유형별 소득분배 구조 고찰 및 소득재분배 기능 제고방안 모색에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2004.
- 이명현, 성명재, 『조세정책 효과분석을 위한 모형개발 :외부불경제 유발 재화의 소비세율 인상 효과분석』, 한국조세연구원, 2002.
- Banks, J., Blundel, R., and Lewbel, A., "Quadratic Engel curves and consumer demand," *Review of Economics and Statistics* 79, 1997, pp. 527~539.
- Barten, A., "Family composition, prices, and expenditure patterns," in P Hart et al. (eds.), *Economic Analysis for National Economic*

- Planning*, 16th Symposium of Colston Society, London, 1964.
- Blackorby, C., and Donaldson, D., "Adult-equivalence scales and the economic implementation of Interpersonal comparisons of well-being," *Social Choice and Welfare* 10, 1993, pp. 335~361.
- Blundell, R., Duncan, A., and Pendakur, K., "Semiparametric estimation of consumer demand," *Journal of Applied Econometrics* 13, 1998, pp. 435~461.
- Blundell, R., and Lewbel, A., "The information content of equivalence scales," *Journal of Econometrics* 50, 1991, pp. 49~68.
- Burniaux, J. M., Dang, T. T., Fore, D., Forster, M. F., d'Ercole, M. and Oxley, H., "Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries," *OECD Economics Department Working Paper*, No. 189, Paris.
- Buhmann, B. Rainwater, L., Schmaus, G. and Smeeding, T., "Equivalence scales, well-being, inequality, and poverty: sensitivity estimates across ten countries using the Luxembourg Income Study (LIS) database," *Review of Income and Wealth* 34, 1988, pp. 115~142.
- Burkhauser, Richard V., Smeeding, T. and Merz J. "Relative Inequality and Poverty in Germany and the United States using Alternative Equivalence Scales," *Review of Income and Wealth* 42, 1996, pp. 381~400.
- Coulter, F. M., Cowell, F. A. and Jenkins S. P., "Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty," *Economic Journal* 102, 1992, pp. 1,067~1,082.
- Deaton, A. S., and Muelbauer, J., "An almost ideal demand system," *American Economic Review* 70, 1980, pp. 312~336.

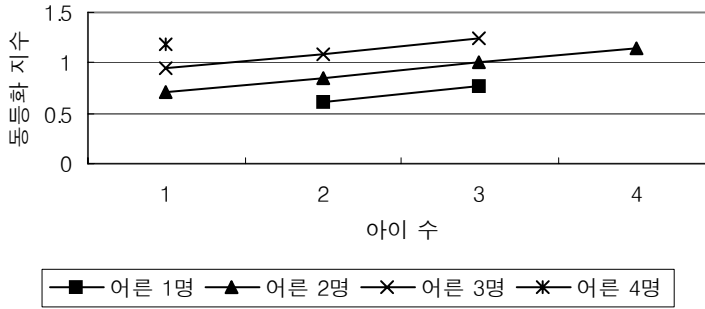
- Donalson, D. and Pendakur, K., "Equivalent-expenditure functions and expenditure-dependent equivalence scales," *Journal Public Economics* 88, 2003, pp. 175~208.
- Ebert, U. and Moyes, K., "Equivalence scale reconsidered," *Econometrica* 71(1), 2003, pp. 319~343.
- Fisher, F. M., "Household Equivalence Scales and Interpersonal Comparisons," *Review of Economic Studies* 54, 1987, pp. 519~524.
- Jorgenson, D. W. and Slesnick, D. T., "Aggregate Consumer Behavior and the Measurement of Inequality," *Review of Economic Studies* 51, 1984, pp. 369~392.
- Koulovatianos, C., Schroder, C. and Schmidt, Ulrich, "On the income dependence of equivalence scales," *Journal of Public Economics* 89, 2005, pp. 967~996.
- Lluch, C., "Extended linear expenditure system," *European Economic Review* 4, 1973, pp. 21~32.
- Muelbauer, J., "Household composition, Engel curves and welfare comparisons between household: A duality approach," *European Economic Review* 5, 1974, pp. 103~122.
- Muelbauer, J., "Community preferences and the representative consumer," *Econometrica* 44, 1976, pp. 525~543.
- _____, "The Estimation of the Prais-Houthakker Model of Equivalence Scales," *Econometrica*, 48, 1980, pp. 153~176.
- Nelson, J. A., "Household Economies of Scale in Consumption: Theory and Evidence," *Econometrica*. 56, 1988, pp. 1301~1314.
- OECD , *The OECD List of Social Indicators*, Paris, 1982.
- Pashardes, P., "Equivalence scales in a rank-3 demand system,"

- Journal of Economics* 58, 1995, pp. 143~158.
- Pendakur, K., "Estimates and tests of base-independent equivalence scales," *Journal of Econometrics* 88, 1999, pp. 1~40.
- Pyatt, G., "On the interpretation and disaggregation of Gini coefficients," *Economic Journal* 86, 1976, pp. 243~255.
- Sen, A. K., *On Economic Inequality*, Oxford: Clarendon Press, 1973.
- _____, "The Living Standard," *Oxford Economic Papers*, N.S. 36, 1984, pp. 74~90.
- Subramanian, S., "An elementary interpretation of the Gini inequality index," *Theory and Decision* 52, 2002, pp. 375~379.
- Yitzhaki, S. and Lerman R., "Income stratification and income inequality," *Review of Income and Wealth* 37, No. 3., 1991, pp. 313~329.

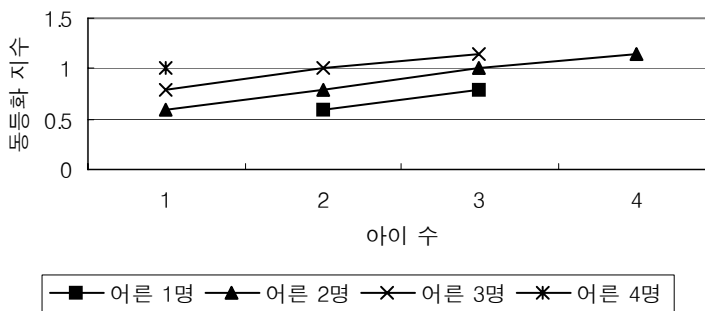
부록 1: 각종 동등화 지수의 비교



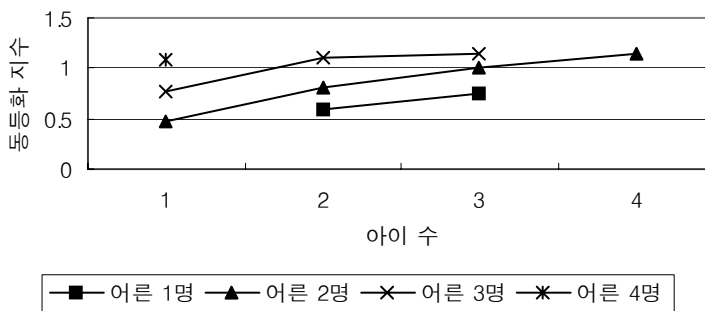
Modified OECD



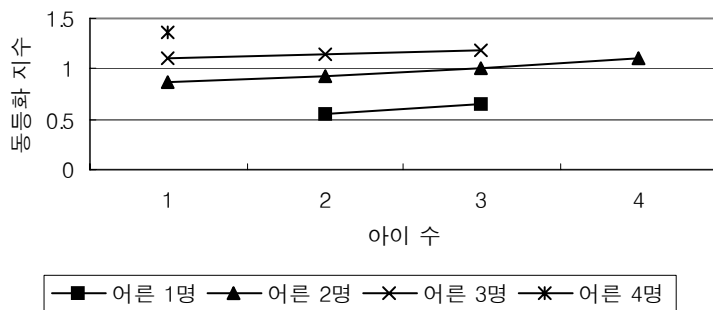
최소생계비



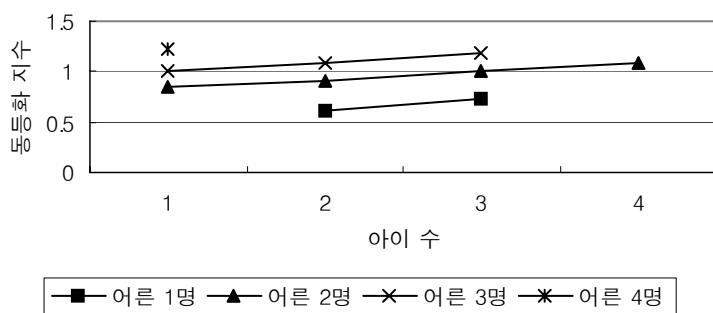
소비지출(소득=0)



앵겔 III (이차+연도더미)



수요체계 II (QUAID)



부록 2: 소득세 과세체계²¹⁾

우리나라 소득세체계에서 서로 다른 특징을 가진 가구의 세부담이 어떻게 달라지는지를 보기 위해 먼저 우리나라의 소득세제의 특징을 살펴보자.

우리나라 소득세의 첫 번째 특징은 열거주의이다. 과세소득을 이자소득·배당소득·부동산임대소득·사업소득·근로소득·일시재산소득·연금소득·기타소득·퇴직소득·양도소득·산림소득의 11가지로 구분하고 열거된 소득에 대해서만 과세한다. 따라서 열거되지 않은 소득에 대해서는 과세하지 아니 한다²²⁾.

둘째는, 종합과세제도이다. 이자소득·배당소득·부동산임대소득·사업소득·근로소득·일시재산소득·연금소득·기타소득을 인별로 종합하여(종합소득) 인적공제를 한 후 초과누진세율을 적용 과세한다. 다만 퇴직소득·산림소득·양도소득은 지속적인 소득이 아니므로 누진세율을 적용하지 않고 분리과세한다. 또한 종합소득 중 이자소득, 배당소득, 복권당첨금과 같은 기타소득의 일부 등은 분리 과세한다.

셋째는, 개인단위 과세주의이다. 부부나 가구의 소득을 합산하지 않고 개인을 단위로 하여 소득세를 과세한다.

넷째는, 신고납부제도이다. 납세의무자가 과세기간의 다음연도 5월 1일부터 31일까지 과세표준 확정 신고를 함으로써 소득세의 납세의무

21) 소득세 과세제도는 재정경제부, 『조세개요』(2005) 참조하여 2005년도를 기준으로 설명하고자 한다.

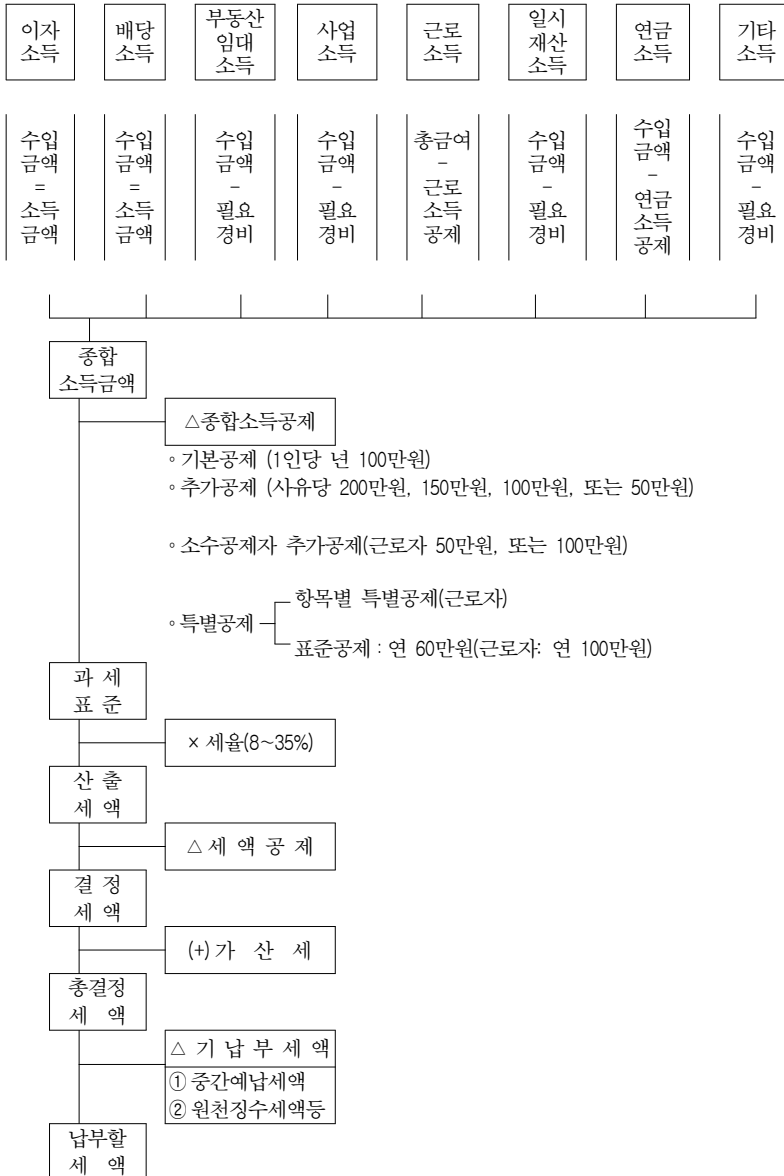
22) 2002년부터 이자·배당·연금소득에 대하여 유형별 포괄주의 과세를 도입하였다.

가 확정된다.

마지막으로, 원천과세제도이다. 국내에서 거주자나 비거주자에게 일정한 이자소득·배당소득·근로소득·기타소득 등 소득금액 또는 수입금액을 지급하는 자는 그 거주자나 비거주자에 대한 소득세를 원천징수하여 다음 달 10일까지 납부해야 한다.

아래 표는 위에서 설명한 우리나라 종합소득 과세체계를 정리해서 보여주고 있다. 종합소득 과세를 위해서는 각 소득항목에 해당하는 수입에서 적정한 필요경비를 제하고 종합소득금액을 산출한다. 이 금액에 종합소득공제액을 제하면 과세표준이 산출되며 이것에 세율을 곱하여 산출세액을 얻는다. 마지막으로 산출세액에 세액공제와 가산세를 더하여 최종 납부세액을 얻게 되는 것이다.

< 종합소득 과세체계 >



종합소득세의 공제는 인적공제와 특별공제로 구분되는데, 인적공제는 가구원 수와 소외계층이 가구에 포함되어 있는지에 따라 결정된다. 특별공제는 교육비·의료비와 같이 필수불가결한 지출에 대한 고려와 기부금 공제와 같이 정책적 의도에 의한 것들이 있다. 우리나라의 공제제도는 특별공제의 항목 수가 많고 공제액 규모도 큰 것이 특징이다.

<부표 2-1> 소득공제제도

구 분		내 용
인 적 공 제	기 본 공 제	▪ 본인, 배우자, 부양가족 1인당 100만원씩 공제
	추 가 공 제	▪ 경로우대자: 100만원 (70세 이상 150만원) ▪ 장애인: 200만원 ○ 6세 이하: 100만원 ▪ 부녀자세대주: 50만원
	소 수 공 제 자 추 가 공 제*	▪ 기본공제대상인원이 당해 거주자 1인인 경우 100만원, 당해 거주자포함 2인인 경우 50만원을 추가공제
특 별 공 제	보 험 료 공 제*	▪ 본인 또는 소득이 없는 가족명의로 계약한 보험으로서 피보험자를 기본공제대상자로 한 보험료 - 의료보험료·고용보험료: 전액공제 - 보장성보험료 연 100만원 한도 - 장애인전용보험료 연 100만원 한도
	의 료 비 공 제*	▪ 기본공제대상자를 위하여 지출한 의료비 - 연급여액의 3% 초과분 (500만원 한도, 경로우대자·장애인은 한도 없음)
	교 육 비 공 제*	▪ 학생 또는 보육시설 영유아 취학전 아동을 위하여 지급한 입학금, 수업료, 학원수강료 - 근로자본인: 대학원까지 전액공제 - 배우자, 자녀, 형제자매: 유치원·영유아는 연 150만원, 초·중·고생은 연 200만원, 대학생은 연 700만원 한도 (영유아의 경우 및 취학전 아동에는 자녀양육비공제와 선택) ▪ 장애인을 위하여 지급한 특수교육비: 한도 없음
	주 택 자 금 공 제*	▪ 무주택자·국민주택규모이하 1주택소유자의 주택마련저축 불입금액 또는 무주택자의 주택임차 차입금상환액: 저축불입액 또는 상환액의 40% 소득공제 ▪ 부양가족이 있는 세대주의 국민주택규모이하의 주택을 취득하기 위한 장기주택저당차입금의 이자 전액(연 1,000만원 한도)
	기 부 금 특 별 공 제*	▪ 법정기부금: 전액공제 ▪ 자기명의로 지출한 지정기부금 (소득금액의 10% 범위 내)
공 제	결 혼·이 사 장례 비 공제*	▪ 총급여액 2,500만원 이하인 근로자로서 다음 각호의 사유당 각각 100만원 - 기본공제 대상자의 혼인 - 기본공제 대상자의 장례 - 당해 거주자의 주소의 이동
	표 준 공 제	▪ 연 60만원(근로소득자는 연 100만원) - 근로소득자는 실액공제와 표준공제 중 선택 - 종합소득자는 표준공제만 적용

과세표준에 적용되는 기본세율은 아래 표와 같다. 대부분의 나라에서 그렇듯이 과표에 따라 세율이 올라가는 누진구조를 가지고 있으며, 최고 세율은 35%에 이르고 있다. 또한 문턱효과를 없애기 위해 누진 공제액이 적용되고 있다.

<부표 2-2> 소득세 명목세율

과세표준	세율	누진공제액
1천만원 이하	8%	0
1천만원 초과~4천만원 이하	17%	90만원
4천만원 초과~8천만원 이하	26%	450만원
8천만원 초과	35%	1,170만원

<부표 2-3> 근로소득세 공제제도

총급여액	공제액
연 500만원까지	전액 공제
500만원 초과~1,500만원 이하	500만원+500만원 초과분의 50%
1,500만원 초과~3,000만원 이하	1,000만원+1,500만원 초과분의 15%
3,000만원 초과~4,500 만원 이하	1,225만원+3,000만원 초과분의 10%
4,500만원 초과분	1,375만원+4,500만원 초과분의 5%

소득세 공제제도의 큰 특징 중 하나는 근로소득자와 자영업자의 소득을 다르게 취급하는 데에 있다. 자영업자의 수입 중에서 필요경비가 제외되는 것과 같은 원리로 근로소득에는 근로소득공제가 적용되며, 자영업자의 소득이 정확히 포착되지 못하는 것을 고려하여 근로세액 공제를 통해 근로자의 세부담을 덜어주고 있다. 근로소득공제는 아래 표와 같이 5개 단계로 이루어져 있으며, 급여액이 올라갈수록 공제율이 내려가는 특징을 가지고 있다.

갑종근로소득이 있는 거주자에 적용되는 근로소득 세액공제는 아래와 같이 연간 50만원을 한도로 하는 일반근로자와 한도가 적용되지 않는 일용근로자로 구분된다.

일반근로자의 경우: 산출세액 50만원 이하분×55%
+근로소득 산출세액 50만원 초과분×30%
(한도 50만원)

일용근로자의 경우: $[(\text{일 급여액} - \text{일 } 80,000\text{원}) \times 8\%] \times 55\%$

부록 3: 제Ⅲ장 3절의 추정결과

<부표 3-1> ECI 모형 추정치에 대한 표준오차

parameter	선형	선형(+연도더미)	이차형	이차형(+연도더미)
C	0.002383	0.002680	0.001498	0.001980
β	0.001182	0.001229	0.001459	0.001412
γ			0.001857	0.001629
D99		0.001901		0.001958
D01		0.001894		0.002000
D02		0.001895		0.002066
D03		0.001778		0.001835
D04		0.001750		0.001873

<부표 3-2> ECI 모형 추정치에 대한 표준오차

parameter	선형	선형(+연도더미)	비선형	비선형(+연도더미)
C	0.002536	0.002818	0.002563	0.002792
β	0.001167	0.001215	0.001173	0.001209
γ			0.001702	0.001725
δ	0.020618	0.020186	0.020606	0.019999
θ	0.026195	0.024859	0.026143	0.024963
D99		0.001882		0.001834
D01		0.001898		0.001840
D02		0.001885		0.001768
D03		0.001774		0.001624
D04		0.001734		0.001664

<부표 3-3> ECIII 모형 추정치에 대한 표준오차

가구유형	선형	선형(+연도더미)	이차형	이차형(+연도더미)
C0	0.000776	0.001398	0.000850	0.001395
beta	0.001168	0.001216	0.001172	0.001211
gamma	-	-	0.001784	0.001449
F1 (1,1)	0.043319	0.041125	0.043128	0.040880
F2 (1,2)	0.042730	0.040486	0.042575	0.040302
F3 (2,0)	0.029836	0.028235	0.029760	0.028172
F4 (2,1)	0.030008	0.029608	0.031555	0.026839
F6 (2,3)	0.051130	0.050344	0.049455	0.050072
F7 (3,0)	0.047819	0.045192	0.048962	0.044747
F8 (3,1)	0.067167	0.068843	0.075514	0.067328
F9 (3,2)	0.065885	0.061583	0.063892	0.062136
F10(4,0)	0.079014	0.074528	0.079691	0.075333
Y99		0.001853		0.001846
Y01		0.001849		0.001829
Y02		0.001868		0.001786
Y03		0.001712		0.001702
Y04		0.001678		0.001675

부록 4: 제Ⅳ장 2절에 사용된 추정결과

<부표 4-1> 의료비 지출 추정을 위한 변수들의 기초통계량

(단위: 원)

	평균	표준편차	최소값	최대값
로그(의료비지출)	12.96838	1.165585	8.411833	14.937
로그(소득)	17.03043	0.6191747	14.79759	18.6113
더미변수 d11	0.0307136	0.1726187	0	1
d12	0.0469738	0.2116784	0	1
d20	0.129178	0.3355484	0	1
d21	0.1707317	0.3764444	0	1
d23	0.0840108	0.2775295	0	1
d30	0.0388437	0.1933097	0	1
d31	0.0135501	0.115666	0	1
d32	0.0171635	0.1299391	0	1
d40	0.0081301	0.0898403	0	1

주: 1. 더미변수 dij는 i명의 성인과 j명의 자녀 수로 이루어진 가구

<부표 4-2> 의료비 지출 추정 결과

	계수	표준편차	t	P> t	95% 신뢰구간	
로그(소득)	0.361637	0.0585806	6.17	0.000	0.2466942	0.4765799
d11	-0.5625056	0.2043638	-2.75	0.006	-0.9634941	-0.1615172
d12	-0.5570182	0.1697654	-3.28	0.001	-0.8901201	-0.2239163
d20	0.0302959	0.1081304	0.28	0.779	-0.18187	0.2424619
d21	0.121256	0.0959168	1.26	0.206	-0.0669453	0.3094572
d23	0.0772683	0.1267717	0.61	0.542	-0.1714744	0.326011
d30	0.4508915	0.1801983	2.50	0.012	0.0973188	0.8044641
d31	0.418206	0.2949528	1.42	0.157	-0.16053	0.996942
d32	-0.0440305	0.262815	-0.17	0.867	-0.5597078	0.4716469
d40	-0.5223075	0.378093	-1.38	0.167	-1.264175	0.2195603
_cons	6.803703	1.007236	6.75	0.000	4.827374	8.780032

주: 주표본수 = 1,107

R-squared = 0.0780

Adj R-squared = 0.0696

<부표 4-3> 보험료공제 추정을 위한 변수들의 기초통계량

(단위: 원)

	평균	표준편차	최소값	최대값
소득	2.9700000	1.6000000	2670000	8.9800000
보험료 공제	1,477,308	555,735.8	0	3,643,550
더미변수 d11	0.0318691	0.1757272	0	1
d12	0.0465116	0.2106811	0	1
d20	0.129199	0.3355646	0	1
d21	0.1696813	0.3755143	0	1
d23	0.08441	0.2781215	0	1
d30	0.039621	0.1951512	0	1
d31	0.0155039	0.1235988	0	1
d32	0.0198105	0.1394087	0	1
d40	0.0086133	0.0924469	0	1

주: 1. 더미변수 dij 는 i 명의 성인과 j 명의 자녀 수로 이루어진 가구

<부표 4-4> 보험료공제 추정 결과

	계수	표준편차	t	P> t	95% 신뢰구간	
소득	0.0238417	0.0007482	31.87	0.000	0.0223738	0.0253096
d11	-77997.12	67173.65	-1.16	0.246	-209793.8	53799.53
d12	-115864.9	56882.95	-2.04	0.042	-227470.9	-4258.929
d20	-134916.8	36466.37	-3.70	0.000	-206464.9	-63368.74
d21	-21157.78	32497.72	-0.65	0.515	-84919.25	42603.68
d23	14422.46	42753.06	0.34	0.736	-69460.29	98305.2
d30	-140593.4	60020.34	-2.34	0.019	-258355	-22831.78
d31	23820.84	93194.16	0.26	0.798	-159028.8	206670.5
d32	-21053.62	82787.24	-0.25	0.799	-183484.6	141377.3
d40	-116343.4	124063.3	-0.94	0.349	-359759.1	127072.3
_cons	803391.4	29771.24	26.99	0.000	744979.4	861803.5

주: 표본수 = 1,161

R-squared = 0.5151

Adj R-squared = 0.5109

<부표 4-5> 공적연금기여금 추정을 위한 변수들의 기초통계량

(단위: 원)

	평균	표준편차	최소값	최대값
소득	2.9700000	1.6000000	2670000	8.9800000
공적연금기여금	1,075,856	830,292.1	0	5223060
더미변수 d11	0.0318691	0.1757272	0	1
d12	0.0465116	0.2106811	0	1
d20	0.129199	0.3355646	0	1
d21	0.1696813	0.3755143	0	1
d23	0.08441	0.2781215	0	1
d30	0.039621	0.1951512	0	1
d31	0.0155039	0.1235988	0	1
d32	0.0198105	0.1394087	0	1
d40	0.0086133	0.0924469	0	1

주: 1. 더미변수 dij는 i 명의 성인과 j 명의 자녀 수로 이루어진 가구

<부표 4-6> 보험료공제 추정 결과

	계수	표준편차	t	P> t	95% 신뢰구간	
소득	0.0404543	0.0009806	41.26	0.000	0.0385304	0.0423782
d11	-82,610.78	88,041.09	-0.94	0.348	-255,349.9	90,128.38
d12	-25,162.92	74,553.59	-0.34	0.736	-171,439.2	121,113.4
d20	-95,441.69	47,794.62	-2.00	0.046	-189,216.1	-1,667.263
d21	-23,989.47	42,593.11	-0.56	0.573	-107,558.4	59,579.44
d23	69,902.09	56,034.27	1.25	0.212	-40,038.77	179,842.9
d30	25,917.73	78,665.6	0.33	0.742	-128,426.5	180,261.9
d31	-79,244.68	122,144.8	-0.65	0.517	-318,896.4	160,407
d32	-98,764.56	108,505	-0.91	0.363	-311,654.6	114,125.5
d40	193,889.2	162,603.4	1.19	0.233	-125,143.4	512,921.8
_cons	-111,042.6	39,019.65	-2.85	0.005	-187,600.3	-34,484.97

주: 표본수 = 1,161

R-squared = 0.6269

Adj R-squared = 0.6236

<국문요약>

소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구

김우철 · 민희철 · 박상원

본 연구는 가구 동등화 지수를 여러 가지 방법으로 산출하여 비교한 후, 이를 최소생계비의 산출, 소득세 분석, 가구소득 불평등도의 측정 등에 응용한 연구이다. 보고서는 크게 네개 장으로 구성되어 있는데, 제Ⅱ장에서는 기존 동등화 지수 연구를 바탕으로 동등화 지수의 개념을 정리하고 지금까지 개발된 산출방법을 요약한다. 제Ⅲ장에서는 도시가계조사 자료를 이용하여 지출의 가구 유형별 비율 추정, 앵겔 접근법, 수요함수접근법 등 다양한 방법으로 동등화 지수를 산출하고 이것을 기존 방식의 수치와 비교하였다. 제Ⅳ장에서는 소득세의 가구별 평균유효세율을 도출하고 가구별 세부담을 동등화 지수 측면에서 분석해 보았다. 제Ⅴ장에서는 지니계수를 사용하여 우리나라의 소득불평등도를 측정하고, 이 값이 동등화 지수의 선택에 따라 어떻게 변하는지 살펴보았다.

먼저 가구 유형별로 지출 분포상 동일한 위치를 차지하는 가상적인 가구들의 소비지출 수준이나 비율을 비교할 경우, 자녀 1인이 추가될 때마다 소비지출의 증가분이 감소하는 반면, 성인 1인이 추가될 때의 지출 변화분은 증가하고 있다는 것을 발견하였다. 또한 앵겔 접근법과 수요체계 모형에 적용한 추정 결과에 따르면 가장 간단한 형태의 동등화 지수라 할 수 있는 $\sqrt{n}$ -법칙(square-root N-rule)이 자녀 수 증가에 따른 규모의 경제 효과는 상대적으로 과소평가하고 성인의 수 증가에 따른 규모의 경제 효과는 과대평가하는 경향이 있는 것으로 밝혀졌

다. 이 같은 현상은 $\sqrt{n}$ -법칙이 자녀와 성인의 차이를 무시하고 부정확한 규모의 탄력성을 이용하는 데서 비롯된다고 할 수 있다. 정부가 기초생활보장을 위한 생계비 지원 과정에서 활용하고 있는 동등화 지수 역시 마찬가지로 문제점이 있는 것으로 나타났는데, 추가 자녀의 비용 증가분을 성인 추가 비용의 60% 정도에 해당하는 것으로 책정하고 있는 '수정 OECD 동등화지수' 등을 사용하는 경우, 성인과 자녀의 차이를 구분하지 않고 있는 현행 동등화 지수의 문제를 개선시키는 효과가 있다.

다음으로는 가구별 평균 유효세율을 동일하게 하는 세전소득의 비율과 다른 동등화 지수를 비교해 보았다. 소득세 공제제도로부터 가구 유형별 세부담의 차이가 발생한다는 점에 착안하여, 소득세의 가구별 세부담 비율과 기존 동등화 지수를 비교함으로써 (명시적이든 암묵적이든) 소득세제가 유도하는 가구 유형별 차이를 체계적으로 이해할 수 있다. 결과로는 첫째, 가구별 평균 유효세율을 동일하게 하는 세전소득의 비율은 다른 동등화 지수에 비해 1에 매우 근접한 수치를 보이고 있는데, 이는 가구 유형이 변할 때 발생하는 지출필요의 증가를 높게 평가하지 않는다는 것이다. 다만 가구 유형에 따른 복지수준의 차이를 모두 소득세를 통해 조정할 필요는 없으므로 가구 유형에 따른 공제액의 절대 크기를 평가하는 것보다는, 가구유형별 세부담의 차이가 다른 정책적 방향과 일관성을 가지느냐 하는 것이 더욱 중요한 문제일 것이다. 둘째, 소득세는 자녀 한 명이 증가할 때 성인 부양가족이 증가할 때보다 더 많은 혜택을 부여하고 있다. 이는 다른 동등화 지수가 보여주는 수치와는 반대의 모습이다. 물론 소득세는 인적자본의 형성, 세부담의 형평성 등도 고려해야 하므로 이러한 차이를 과장해서 강조할 필요는 없을 것이다. 셋째, 가구별 세부담의 차이를 다른 동등화 지수의 수치의 방향과 맞추어 나가기 위해, 기본공제와 소수공제자 추가 공제를 변경하는 시나리오를 분석해 보았다.

제V장에서는 다양한 동등화지수를 이용하여 1999년 이후 2004년까지

지 조세 및 이전소득이 도시가계자료의 근로자가구 소득 불평등도에 미친 효과를 분석하였다. 첫 번째 결론은 조세 및 정부이전소득의 재분배 효과의 크기가 동등화지수의 선택에 거의 무관하게 비슷한 결과를 도출하였다는 점이다. 그러나 지니계수로 나타나지는 않으나 각 가구 유형이 소득분배에서 차지하는 상대적 위치는 동등화지수의 선택에 의해 매우 큰 영향을 받는 것으로 나타났다. 두 번째 결론은 가처분 소득에 대해 구한 지니계수를 가구 유형 내부의 불평등도와 가구 유형 간의 불평등도로 분해한 결과, 가구 유형 내부의 불평등도가 가구 유형 간 불평등도보다 10배 이상 월등히 높은 수준을 나타내었다는 것이다. 이는 가구 유형에 따라 차별적으로 실행되는 재분배정책의 효과에 대해 시사점을 제공한다.

<Abstract>

Equivalence Scale and its Application to Economic Policy on Household Income

Woochul Kim, Heechul Min, Sangwon Park

In this study, we provide household equivalence scales based on alternative methods and investigate the implication on the minimum cost of living, the income tax system, and household income inequality. The report includes four main chapters. Chapter II reviews the previous literature, discusses the definition of equivalence scales, and presents a summary of various estimation methods available so far. Chapter III, using the Household Income and Expenditure Survey, estimates and compares alternative equivalence scales according to the expenditure ratio approach, the Engel approach, and the demand function approach, etc. In chapter IV, we compare the average effective (income) tax rates for each household type in light of equivalence scales. Chapter V examines the Gini coefficients of household incomes adjusted for equivalences scales.

In Chapter III, we first compare the expenditure level or ratio of hypothetical households whose income rankings within each household type are similar. The incremental expenditure turns out to decrease as an additional kid is added to the household while the incremental expenditure rises with more adults. We also find that

according to the Engel approach and the demand function approach, the square-root N-rule – the simplest form of equivalence scales – underestimates the economy of scale coming from additional children, because the square root N-rule assumes a wrong scales elasticity ignoring the differences between adults and children. The equivalence scale currently used in the national basic livelihood security system also has a similar problem. We expect the adoption of an Modified OECD scale, which sets the additional cost of a kid to be 60% of an additional adult's, to improve on the current income security system.

Chapter IV examines the ratios of before-tax incomes, at which the average effective tax rates are the same across household types. We suggest that the ratios can be interpreted as equivalence scales implied by the income tax system. We find that the income-tax-system-implied equivalence scales are generally much closer to 1 than the other scales, meaning the necessary expenditure does not change much for different household types under the income-tax-system-implied scales. Since the income tax system is not solely responsible for adjusting welfare levels across households, it would be desirable to examine whether the income tax system is consistent with the other redistribution policies rather than to evaluate the absolute level of exemption. The second finding is, the income tax system favors a household with more children than a household with more adults, while the opposite is the case with the other equivalence scales. Finally, we analyze various scenarios allowing different exemption rules.

Chapter V analyzes the effect of the tax and the government transfer on the income inequality among working households using

alternative equivalence scales. The impact of the tax and the government transfer is not found to vary much with the choice of equivalence scales. However, equivalence scales have significant consequences for the relative ranks of households. In addition, we decompose the Gini coefficients into the one between household types and the one within household types, and find that the within-group inequality is much more important than the between-group inequality, which sheds light on the effectiveness of the between-group redistribution policies.

<著者略歴>

김우철

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Yale University 경제학 박사
현, 한국조세연구원 연구위원

민희철

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Columbia University 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

박상원

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Columbia University 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

研究報告書 06-10

소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구

2006년 12월 22일 인쇄
2006년 12월 29일 발행

저 자 김우철 · 민희철 · 박상원
발행인 최용선
발행처 한국조세연구원

138-774 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지
전화 : 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호
조판및 (주) 천 세
인쇄

© 한국조세연구원 2006

ISBN 89-8191-342-0

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 7,000원