

가구균등화와 빈곤 평가: 한국도시가구의 소비지출패턴을 중심으로

강 성 진* · 권 혁 진**

논문 초록

빈곤정책의 성과는 빈곤가구 유형에 대한 정확한 파악에 크게 의존하게 되는데 본 논문은 1982-2004기간의 한국도시가구의 소비지출자료를 이용하여 가구규모의 균등화와 측정된 빈곤지수와의 상관관계를 분석하고 정부의 빈곤정책의 지표 선택의 적절성을 논한다. 실질 가계지출에 대해 가구원수 기준으로 가구유형을 구분·균등화할 때, 서로 다른 유형의 가구에 대한 빈곤평가는 균등화지수에 의존하고 있다. 따라서 이러한 문제점을 극복하기 위하여 각 연도별로 가구원수 기준 가구유형에 대한 빈곤평가에 있어서 특정 가구유형에 대해 편의된(biased) 영향을 주지 않는 균형규모탄력성을 구한다. 이를 이용하여 파악한 빈곤평가와 2005년도 정부의 균등화지수 조정에 따른 빈곤평가 결과를 비교함으로써 정부정책의 적절성을 검토하고 있다. 본 논문의 결과를 간단히 요약하면, 첫째, 본 논문에서는 빈곤평가에 있어서 임의의 규모탄력성을 가정하지 않고 상대적으로 더 많은 사람들이 동의할 수 있는 값 즉, 균형규모탄력성을 빈곤지표의 측정에 사용한다는 점에서 중요한 의미를 갖는다. 둘째, 지난 23년 동안 4인 이하 가구의 빈곤이 점점 더 심화되었고 또한 규모탄력성 가정에 따른 그 편차가 더욱 커졌다. 이는 가구 소득/지출을 균등화하는 과정에 더 많은 주의가 필요하다는 것을 의미한다. 셋째, 정부가 기초하고 있는 가구균등화지수는 5인 이상 가구에 대해 과대평가하고 4인 이하 가구의 빈곤을 상대적으로 과소평가하는 경향을 갖고 있다. 따라서 모든 가구유형에 대해 빈곤을 저평가할 가능성이 크다. 마지막으로 정부의 효율적인 빈곤정책을 위해서는 빈곤이 심한 가구일수록 가구 내 규모의 경제가 작게 나타난다는 점을 고려해야 한다.

핵심 주제어: 가구균등화지수, 빈곤, 가계지출

경제학문헌목록 주제분류: D6, I3

* 제1저자, 고려대학교 경제학과 교수, e-mail: sjkang@korea.ac.kr

** 교신저자, 고려대학교 경제학과 BK21 연구전임, e-mail: hjinkwon@korea.ac.kr

I. 서 론

1997년 말 경제위기 이후 우리나라에서 빈곤문제에 대한 사회적·학문적 관심은 그 어느 때보다도 높았다. 사실 1997년 경제위기로 우리나라의 빈곤문제가 악화되었다는 것을 부정할 사람은 없을 것이다. 그러나 빈곤이 얼마만큼 악화되었는지, 이후 감소하였는지, 혹은 과거의 빈곤수준은 우리가 받아들일 수 있는 정도이었는지 등등의 수많은 문제들이 여전히 존재한다. 특히 빈곤문제는 정책적인 차원에서도 매우 중요한 문제이기에, 이를 둘러싼 사회·정치적인 역학관계는 그 합의를 더욱 어렵게 한다.

빈곤평가에 대한 의견의 불일치는 상당부분 빈곤계측과 관련된다. 빈곤선(절대적, 상대적)과 빈곤지수(빈곤율, 빈곤갭 등)의 정의, 사용자료와 분석방법에 따라 빈곤계측 결과는 상이하게 나타나기 때문이다. 하지만, 서로 다른 빈곤의 정도에 대한 평가의 가능성을 완전히 배제할 수 없을지라도 많은 사람들이 최소한 동의할 수 있는 범위를 찾는 시도는 그 결과가 완전한(complete ordering) 것이 아닌 부분적인(partial ordering) 것일지라도 나름의 의의를 갖는다.

이러한 맥락에서 본 논문은 가구균등화(equivalence scale of household)와 빈곤평가의 관계에 대해 검토한다. 빈곤문제에 대해 가구단위 자료를 이용하는 경우, 가구구성원의 수나 인구통계학적 속성의 차이에 따른 가구간 상호 이질성을 고려하지 못하는 문제점을 갖고 있다.¹⁾ 따라서 빈곤을 측정할 때 다양하면서도 상호 이질적인 가구들을 비교하기 위해 많은 연구들은 ‘가구균등화’ 과정을 거친다. 이때, 소비행위, 영양상태와 다른 필수조건들에 대한 전문가의 판단, 정부의 정책적 선호, 혹은 설문조사를 통해 가구균등화 지수를 구할 수 있다(Buhmann *et. al.*, 1988). 균등화 지수에 대한 가정에 따라 해당 가구들이 향유하는 후생수준에 대한 평가는 달라지며, 이를 고려하지 않는다면 애초의 정책의도와는 다른 결과를 낳을지도 모른다. 다시 말하면, 균등화 지수에 대한 가정에 따라 빈곤 증감에 대한 판단이 달라질 수 있다(Atkinson, 1992).

정부는 2005년도 기초생활보호대상자 선정에서 적용하는 가구 균등화지수를

1) 예를 들면, 가구내 이질성은 어른과 아이, 성별 등의 차이를 의미하고 가구간 이질성은 가구 규모의 차이를 의미한다. 본 논문에서는 가구내 이질성은 없는 것으로 가정하고 가구간 이질성을 중심으로 균등화지수가 빈곤지수에 미치는 영향을 분석하고 있다.

1.2% 상향 조정하였는데, 이것은 1-2인 가구의 빈곤이 심각하다는 판단에 근거한 것이다. 따라서 그 조정방향은 적절한 것이 사실이지만, 최근의 빈곤상태를 정확하게 평가하려는 정책목표에 비추어 볼 때 1.2%의 조정이 타당한 것인지는 확실하지 않다. 만일 타당하지 않은 것이라면, 이후 빈곤평가에 따른 빈곤정책의 효과는 현실적으로 기대하는 것만큼 나타나지 않을 것이다.

이러한 맥락에서 본 논문은 가구유형과 빈곤지수 추계가 밀접하게 관련되어 있다는 점에 주목한다. 이를 위해 1982-2004년의 23년간 한국 도시가구의 가계지출자료를 이용하여 가구원수를 기준으로 가구유형을 정의하고 가구유형별 빈곤상태를 검토한다. 이 경우 서로 다른 유형의 가구에 대한 빈곤평가는 가구의 균등화지수에 의존한다. 다시 말하면, 본 논문의 목적은 가구원수에 대한 균등화지수의 탄력성(size elasticity of the equivalence scale, 이하 규모탄력성)에 대한 가정이 빈곤지수 추정결과에 미치는 영향을 검토하는 것이다. 나아가 빈곤평가에서 특정 가구유형에 대해 편의된(biased) 영향을 주지 않는 규모탄력성을 구하여, 지난 23년간 우리나라의 빈곤변화를 파악하고자 한다. 또한 본 논문의 분석방법에 따른 빈곤평가와 2005년도 정부의 균등화지수 조정에 따른 빈곤평가 결과를 비교함으로써 그 적절성을 검토한다.

이하 논문의 구성은 다음과 같다. II장에서는 분석모형과 사용자료에 대해 설명한다. III장에서는 본 논문에서 실증적으로 구한 가구균등화지수를 다른 연구들의 결과와 비교·평가한다. IV장에서는 본 논문에서 구한 균등화지수를 포함해, 빈곤지수 추계결과가 균등화지수에 대한 가정에 얼마나 민감하게 반응하는지 살펴볼 것이다. 결론에서는 본 논문이 갖는 특징과 한계, 그리고 이론적·정책적 함의를 정리할 것이다.

II. 분석모형과 자료

1. 균등화지수(equivalence scale)

기본적으로 가구 균등화 과정은 다양한 속성을 갖고 있는 가구들의 소득/지출을 비교가능한 단위로 환산하기 위한 것이다. 가구원수뿐만 아니라 거주 지역, 구성원의 인구통계학적 특성 및 인적 속성 등에 따른 가구의 ‘필요(needs)’를 고려하여,

가구의 실질 후생수준을 비교하고자 하는 것이 빈곤지수 추계에서 가구균등화의 목적이다. 이때, 가구 내 규모의 경제와 가구 구성원 간 자원배분의 문제가 핵심 고려사항이다. 우선, 가구 내 규모의 경제(economy of scale)는 가구 구성원들의 공동생활에 따른 비용절약, 나아가 후생증대 효과를 의미한다. 예를 들어, 규모의 경제가 존재하는 경우 1인 가구에 속한 개인이 1원을 통해 얻을 수 있는 후생수준을 2인 가구에 속한 개인들은 1원보다 적은 소득을 갖고서도 성취할 수 있다. 또 다른 예로, 내구재에 대한 소비는 공공재적 성격으로 인하여 식료품 혹은 의류 등과 같은 비내구재 소비에 비해서 규모의 경제 효과가 더 크다.

가구 내 자원배분의 문제는 가구소득이 내부 구성원들의 후생에 고른 영향을 미치는 가에 대한 것이다. 한편, 이는 구성원들 사이에서 나타나는 암묵적 권력(implicit power)의 문제로도 볼 수 있다. 우리나라에서도 예전에 흔히 볼 수 있었던 것처럼, 아들의 등록금 마련을 위해 딸의 교육은 포기하는 경우가 여기에 해당된다.²⁾

가구 균등화과정의 일반적 형태는 아래의 식 (1)과 같다.

$$W_h = W(C_h, x_h) = \frac{C_h}{E_h(C_h, x_h)} \tag{1}$$

여기서 W_h 와 C_h 는 각각 균등화된 가구소득/지출과 조정 이전의 가구소득/지출을 의미하고 x_h 는 소득/지출 이외의 가구특성이다. $E_h(C_h, x_h)$ 는 균등화 지수인데, x_h 에 대해서 성인과 아동의 수만을 고려하는 경우 다음과 같은 형태로 나타낼 수 있다.

$$E_h = (n_{h,a} + \delta \cdot n_{h,c})^\theta \quad \forall \delta, \theta \in [0, 1] \tag{1}'$$

$n_{h,a}$ 와 $n_{h,c}$ 는 각각 성인과 아동의 수를 의미한다. δ 는 아동의 후생 성취 능력을

2) 이러한 자원배분이 정당한 것인가에 대해서는 여기에서 논의하지 않는다. 즉, 그 이유가 전통에 따른 것인지, 구성원들 사이의 계약에 따른 것이든지 간에, 내부 구성원들 사이의 인적 속성에 따른 자원배분의 편의(bias) 정도에만 주목한다. 한편, 대부분의 연구에서는 어른과 아동의 차이에만 주목하는 경향이 있다.

성인의 후생성취 능력으로 환산하는 모수로써 성인과 아동의 자원배분상태를 반영한다. θ 는 앞에서 말한 규모의 경제를 반영하는 모수이다. 본 논문에서는 다른 많은 실증연구들처럼, $\delta = 1$ 로 가정한다. 즉, 성인과 아동을 구분하지 않고, 규모의 경제에 대한 가정이 빈곤평가에 미치는 영향을 중심으로 한다. 따라서 균등화지수를 다시 표현하면, $E_h = (n_{h,a} + n_{h,c})^\theta = n_h^\theta$ 이다.³⁾

θ 가 앞에서 말한 규모탄력성으로써, 가구원수가 1% 증가할 때 균등화지수가 $\theta\%$ 증가한다는 것을 의미한다. 이것은 가구원수 증가에 대해 규모의 경제가 등탄력적(iso-elastic)임을 의미한다. 균등화된 지출/소득은 식 (2)와 같이 나타낼 수 있다.

$$W_h = \frac{C_h}{n_h^\theta} \quad (0 \leq \theta \leq 1) \quad (2)$$

‘ $\theta = 1$ ’의 균등화는 가구소득을 일인당 수준으로 환산하는 것으로 규모의 경제를 고려하지 않는 것으로써, 각각의 구성원에게 (가구소득/구성원수) 만큼의 자원이 분배되고 그에 따른 후생수준이 모두 동일하다고 간주하는 것이다.⁴⁾ 이와는 정반대로 ‘ $\theta = 0$ ’의 균등화는 소비하는 모든 재화와 서비스가 순공공재임을 의미하는 것으로 규모의 경제를 최대한으로 가정하는 것이다. 이 경우에 각 구성원들은 가구소득/지출에 따른 후생수준을 동일하게 향유한다.

규모탄력성을 상대적으로 높게 가정할수록 가구 내 규모의 경제를 더욱 적게 평가하는 것이다. 그 결과로 균등화지수가 상대적으로 커짐으로써, 균등화된 소득/지출은 감소한다. 이는 현재의 가구소득/지출이 의미하는 실질 후생수준이 더 낮다는 것을 의미한다. 한편, 빈곤에 대한 대부분의 실증연구들은 규모탄력성에 대해 임의적으로 가정을 하거나($0 \leq \theta \leq 1$) 혹은 균등화지수를 직접 추계한 연구의 결과를

3) 이러한 경우를 ‘성인기준 가구균등화 지수(adult equivalence scale)’라고 부른다. 이것은 Buhmann *et al.* (1988)에서 처음 사용한 가장 단순한 형태이다. 이후 Coulter *et. al*(1992), Jenkins and Cowell(1994), 그리고 Creedy and Sleeman(2005)에서는 δ 와 θ 값을 조정하는 경우 분배/빈곤 지수 추계결과의 차이를 검토하고 있다. 그 결과를 보면, 두 모수를 동시에 고려하는 경우와 개별적으로 고려하는 경우의 차이는 균등화지수의 크기, 즉 식 (1)의 분모의 크기에만 영향을 미칠 뿐이다.

4) 1999년까지 시행된 생활보조대상자 선정을 위한 일인당 생계비가 여기에 해당된다.

그대로 이용한다.⁵⁾

〈표 1〉은 100의 소득을 가진 2인 가구와 150의 소득을 가진 4인 가구, 두 가구만 존재하는 경우 θ 값 변화에 따른 균등화된 소득의 변화를 보여주고 있다. 가구원수가 많은 가구일수록 규모탄력성 증가에 따라 균등소득이 더 크게 감소한다. 이것은 가구원수가 상대적으로 많은 가구의 ‘필요(needs)’를 더 크게 평가하는 것을 의미하고, 현재의 가구소득으로 향유하는 후생수준이 더 낮다는 것을 의미한다. 〈표 1〉의 예에서 보면, 규모탄력성에 대한 가정에 따라 가구의 서열이 역전되고 있다.

〈표 1〉 규모탄력성 변화에 따른 균등소득의 변화

θ	0	0.1	0.2	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.8	0.9	1
2인:100	100	93	87	81	76	71	66	62	57	54	50
4인:150	150	131	114	99	86	75	65	57	49	43	38

주: $\delta=1$ 로 가정

다시 말하면, 〈표 1〉을 통해 우리는 규모탄력성의 크기에 따라 2인 및 4인 가구의 소득에 대한 후생평가가 다르게 나타날 수 있음을 알 수 있다. 즉, 규모탄력성을 크게 가정할수록 가구원수가 많은 가구의 균등화된 지출이 더 큰 폭으로 축소된다는 것을 단순한 하나의 사례로 보여준 것입니다.

Coulter *et al.* (1992)에 따르면, 균등화지수가 빈곤에 미치는 영향은 기본적으로 빈곤선 변화와 소득/지출 분포의 변화에 따른 효과로 구분된다.⁶⁾ 기본적으로 가구 소득/지출의 균등화 과정에서 규모탄력성을 높일수록 원래의 소득/지출 분포는 축소된다. 예를 들어, 1인가구의 빈곤선을 기준으로 하는 경우, 2인 이상 가구의 빈곤선은 균등소득의 축소에 따라 상대적으로 높아지게 되며, 가구원수가 많을수록 그 효과는 더욱 커진다. 따라서 규모탄력성을 크게 가정할수록 가구원이 많은 가구의

5) 계량경제학적 접근에 의한 균등화지수의 추계는 간접효용함수와 지출함수를 이용한다. Dagum(1999)은 표준가구, 기준효용, 그리고 수요함수 형태에 대해 임의적인 가정을 하여 추정하였다. 그러나 Pollak and Wales(1979)에 따르면 지출자료는 조건부 선호(conditional preference)만을 드러낼 뿐이지만 가구균등화는 무조건부 선호(unconditional preference)에 대한 정보를 필요로 한다고 주장하였다. 이러한 맥락에서 Lanjouw and Ravallion(1995)은 계량경제학적 접근방법의 가정이 검증불가능하다고 언급하고 있다.

6) 이것은 절대적 빈곤선을 가정하는 경우에 해당한다. 상대적 빈곤선을 가정하는 경우에는 여기에 간접적 빈곤선 효과가 추가된다. 더 자세한 내용은 Coulter *et al.* (1992) 참조.

빈곤율은 증가할 가능성이 커진다. 그러나 <표 1>에서처럼 규모탄력성이 높아질 때 가구의 서열이 변화하게 된다. 따라서 그 수준을 넘어서 규모탄력성을 계속 높인다면, 서열이 변화하는 가구규모에 따라 빈곤율은 높아질 수도 있고 혹은 그 반대로 줄어들 수도 있다. 따라서 최종적인 결과는 소득/지출의 가구유형별 분포에도 의존한다. 정리하면, 규모탄력성의 변화에 따른 빈곤평가의 차이는 상대적인 빈곤선 변화와 소득/지출 분포의 변화에 의존하기 때문에 선형적으로 예측하기 힘들다.⁷⁾

한편, 본 논문에서는 4인 가구의 빈곤선을 기준으로 한다. 이 경우에 규모탄력성을 높게 가정할수록 3인 이하 가구의 빈곤선은 상대적으로 낮아지는 반면에 5인 이상 가구의 빈곤선은 상대적으로 높아진다. 이 두 효과의 정도와 더불어, 우리나라 가구유형별 소득/지출분포의 특성에 따라 빈곤지수들의 변화가 결정된다.⁸⁾

이러한 맥락에서 Lanjouw and Ravallion (1995)은 규모탄력성의 선택에 따라 가구유형별 빈곤평가에서 나타나는 편의(bias)에 주목하고, 그와 같은 편의가 발생하지 않는 규모탄력성(θ^* , 이하 균형규모탄력성)을 구하고 있다.⁹⁾ 본 논문은 그들이 사용한 분석모형을 이용하여 1982-2004년 각 연도에 대하여 균형규모탄력성(θ^*)을 추정한다. 한편, 본 논문에서 구하고 있는 균형규모탄력성은 어떤 명확한 수식적 산출과정이 있는 것이 아니라, 확률지배(stochastic dominance)이론과 상관관계분석에 기초하여 실증적으로 추계한 결과이다. 이하에서는 해당 모형과 자료에 대해 간단하게 소개하고, 이후 3장에서 그 결과를 검토한다.

7) 반면에 빈곤값을 정규화(normalization)하지 않는 경우에는 빈곤값이 증가한다. 하지만 정규화하는 경우에는 확실하지 않다. 정규화와 관련된 논의는 Atkinson (1992) 참조.

8) 규모의 탄력성의 변화에 따른 1982년-2004년까지의 빈곤율, 빈곤값, 빈곤값제곱 지수들의 변화는 각각 <부록 그림> 1-3 참조. 이때, 동기간 동안의 가구유형별 분포에 대해서는 <부표 2> 참조.

9) 한편, 이들은 임의의 두 사회상태의 빈곤을 비교·평가할 때, 빈곤선과 빈곤지수에 상관없이 비교가능한 조건에 대한 Atkinson (1987)의 연구에 기반하고 있다. 또한 Atkinson (1970, 1987)에서는 포트폴리오 재무이론에서 개발된 확률지배분석방법(stochastic dominance method)을 불평등 혹은 빈곤 분석에 적용할 수 있도록 일반화하였다. 예를 들어, 각각 확률 밀도함수 f, g 및 누적확률밀도함수 F, G 를 갖는 임의의 두 사회상태가 있고, 한 가구(혹은 개인)가 특정집단에 속하는 효용함수 A 를 가지고 있다고 하자. 확률지배분석은 A 에 적합한 확률지배의 판정기준을 찾아낸 다음 F, G 를 그 기준에 따른 비교를 가능하게 한다. 다시 말하면, 확률지배분석방법은 적절한 기준에 따라 누적확률분포함수들의 서열을 정하는 것이며, Atkinson은 이를 응용하여 임의의 두 소득(혹은 지출)분포를 불평등 혹은 빈곤을 기준으로 비교할 수 있도록 일반화했다.

2. 분석 모형

가구원수에 따라 가구들을 n_S (소가구), n_L (대가구)로 구분한다. 예를 들어, 소가구를 1인 가구로 한다면, 2인 이상의 가구는 모두 대가구임을 의미한다. 이때, 소가구의 빈곤선을 Z_S 라고 할 때, 대가구의 균등화된 빈곤선(이하, ‘균등빈곤선’)은 가구원수에 따라 다음과 같이 정의한다.

$$Z_L(\theta) = Z_S \left(\frac{n_L}{n_S} \right)^\theta \quad (3)$$

각 가구의 지출 혹은 소득의 누적분포함수는 F_L, F_S , 이에 상응하는 밀도함수를 f_L, f_S 라고 가정한다. 이때, Atkinson (1987)에 따라 빈곤지수들을 가법적이고 분리 가능한 함수(additive and separately function) $P_i(Z)$ 로 표현하면 식 (4)와 같다.

$$P_i(Z) = \int_0^{Z_i} p(C, Z_i) f_i(C) dC \quad (i = S, L) \quad (4)$$

$$p_c(C, Z) \leq 0, \quad p_Z(C, Z) \geq 0, \quad p(Z, Z) \geq 0$$

(C 는 가구소득 혹은 지출, Z_i 는 가구유형 i 의 빈곤선임)

예를 들어, $p(C, Z_i)$ 가 $C < Z_i$ 에서는 1, $C \geq Z_i$ 에서는 0의 값을 갖는다고 하면, $p(C, Z_i)$ 은 빈곤율(head count ratio)을 의미한다. 빈곤갭은 $p(C, Z_i) = 1 - \frac{C}{Z_i}$ 으로 나타낼 수 있다. 그리고 빈곤갭 제곱은 $p(C, Z_i) = (1 - \frac{C}{Z_i})^2$ 으로 나타낼 수 있다.¹⁰⁾

다음으로 대가구의 빈곤과 소가구의 빈곤차이를 $D(\theta) \equiv P_L - P_S$ 로 정의한다. 임의의 θ 수준에서 $D(\theta) < 0$ 이면, 소가구가 대가구에 비해 항상 더 빈곤하다는 것을 의미한다. 그 반대의 경우 역시 성립한다. 결국, 본 논문의 목적은 이와 같은 판단이 가능한 θ 의 범위를 찾는 것이며, 나아가 어떤 유형의 가구빈곤이 더 심각한

10) 더 자세한 내용과 기타 지수들에 대한 설명은 Atkinson (1987)와 Lanjouw and Ravallion (1995) 참조.

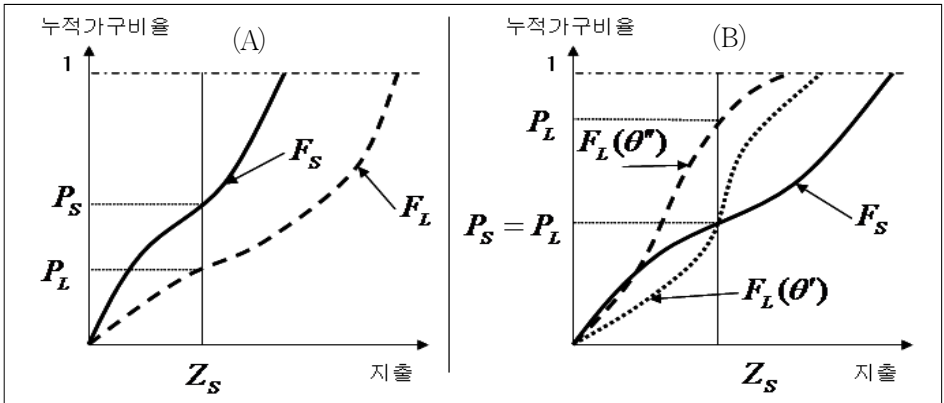
지를 일률적으로 판단할 수 없는 균형규모탄력성 ($D(\theta^*) = 0$)을 추정하는 것이다.¹¹⁾

이를 위해 다음의 두 가지 경우(I, II)를 고려해 보자.

I) 일인당 소득/지출은 비록 더 작을지라도, 대가구의 총소득/지출수준이 더 높은 경우를 생각해 보자. 이와 같은 상황을 누적분포로 표현한 것이 <그림 1>의 (A)이다. 즉, 임의의 지출수준에서 항상 $F_S(C) > F_L(C)$ 가 성립함으로써, 1계 확률지배 조건이 충족된다.¹²⁾

만일 $\theta = 0$ 으로 가정하고 가구지출을 균등화한다면, 이것은 소득분포를 변화시키지 않는다. 즉, 아래의 그림 (A)에서처럼 대·소가구의 소득/지출분포가 변하지 않는다. 이때, $D(\theta) \equiv P_L - P_S < 0$ 가 항상 성립하며, 따라서 1계 확률지배 조건에 의해 소가구가 대가구에 비해 항상 더 빈곤하다고 평가할 수 있다.

<그림 1> 대가구의 지출수준이 더 큰 경우 빈곤 비교



그러나 $\theta = 1$ 인 경우에는 소가구에 비해 대가구의 가구원수가 얼마나 더 많은가에 따라 $D(\theta)$ 의 부호가 결정된다. 즉, 조정이후의 누적분포는 가구원수에 따라 <그림 1>의 (B)에 있는 $F_L(\theta')$ 혹은 $F_L(\theta'')$ 처럼 변할 수 있다. 만일 $F_L(\theta'')$ 로 변

11) 따라서 여러 빈곤지수들에 대하여 공통적인 θ^* 의 존재를 이론적으로 증명할 수는 없으며, 빈곤지수에 대한 정의와 가구자료의 특성에 따라 상이하게 나타난다.
12) 일반적인 설명은 Deaton(1997) 참조. 그리고 빈곤평가의 관점에서 확률지배에 대한 설명은 Atkinson(1987)을 참조.

한다면, 가구균등화로 인해 대가구와 소가구의 빈곤서열이 바뀐다. 그러나 $F_L(\theta')$ 로 변한다면, 조정 이후에는 두 가구유형사이에 빈곤의 차이는 1차 확률지배조건에 의해서 비교하기 힘들게 된다. 물론 분포가 변화한다고 해도 여전히 $F_S(C) > F_L(C)$ 가 성립한다면 빈곤서열은 바뀌지 않을 것이다.

따라서 $\theta = 1$ 인 경우 소가구의 빈곤과 대가구의 빈곤을 동일하게 해주는 특정 가구원수가 존재할 것이다(위의 $F_L(\theta')$). 즉, $P_S = P_L$ 을 만족하는 균형가구원수를 n_L^* 라고 가정하면, 식 (3)을 이용하여 식 (4)를 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$P_L(Z_S \cdot n_L^*/n_S) = \int_0^{Z_S \cdot n_L^*/n_S} p(C, Z_S \cdot n_L^*/n_S) \cdot f_L(C) dC = P_S \quad (4a)$$

이때, 우리가 실증분석에 있어서 주의해야 할 점이 있다. 실제로 이용하는 자료의 가구원수 분포 상, n_L^* 를 초과하는 가구자료가 존재할 수도 있고 그렇지 않을 수도 있다. 이에 대해서 n_L^* 를 초과하는 가구자료가 존재하는 경우(Ia)와 그렇지 않은 경우(Ib)를 차례대로 살펴보자.

(Ia) 가구원수가 많은 경우($n_L > n_L^*$)에는 $D(1) (= P_L - P_S) \geq 0$ 의 관계가 항상 성립한다.¹³⁾ 그러므로 대가구의 총지출수준이 더 높고, $n_L > n_L^*$ 가 성립하는 경우에 대·소가구 사이의 빈곤평가는 규모탄력성의 양 극단치(0과 1)에서 정반대로 나타난다. 정리하면, $n_L > n_L^*$ 의 경우에 <그림 2>에서 보는 바와 같이, $D(\theta^*) = 0$ 인 균형규모탄력성이 항상 존재한다.¹⁴⁾

(Ib) $n_L < n_L^*$ 의 경우에는 (Ia)와는 반대인 $D(1) < 0$ 가 항상 성립하게 됨으로써, $0 \leq \theta \leq 1$ 의 범위에서 균형규모탄력성이 존재하지 않는다(<그림 2> 참조). 결국, θ 값에 상관없이 소가구가 항상 더 빈곤하다고 평가할 수 있다.¹⁵⁾

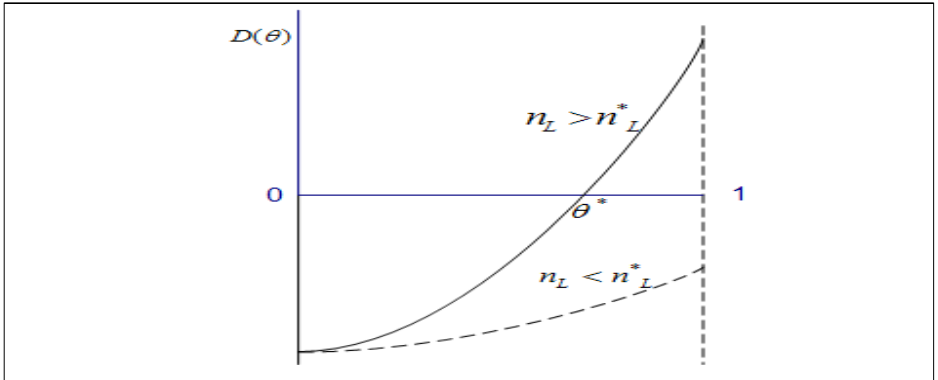
13) $\theta=1$ 일 때, 정의상 n_L^* 는 대가구의 빈곤을 소가구의 빈곤과 동일하게 하는 가구원수로 균등화 과정에서 <그림 1>의 F_s 와 F_L 이 일치하는 경우를 의미한다. 따라서 가구원수가 n_L^* 보다 큰 경우에는 F_L 이 F_s 보다 상위에 있게 되는 경우로 빈곤선이 어디에 위치하든지 간에 대가구의 빈곤이 항상 더 심각하다고 1계 확률지배조건에 의해 판단할 수 있다.

14) 단일의 교차점 존재를 위한 추가적인 조건은 $D'(\theta) > 0$ 이다.

15) n^* 의 가구원수 존재여부는 분석에서 실제 사용하는 자료에 의존한다.

II) 대가구의 지출수준이 소가구에 비해 상대적으로 낮은 경우를 고려해 보자. 〈그림 1〉의 (A)에서 F_S 와 F_L 이 바뀐 경우로 그 결과는 매우 간단하다. 이 경우에는 모든 θ 값에 대해 항상 $D(\theta) > 0$ 이 성립함으로써, 즉 1계 확률지배조건이 충족됨으로써 소가구에 비해 대가구가 상대적으로 더 빈곤하다고 판단할 수 있다.

〈그림 2〉 규모탄력성에 따른 빈곤평가 서열역전



출처: Lanjouw and Ravallion (1995)의 〈그림 1〉

한편, 지금까지 살펴본 내용은 모두 1차 확률지배조건(first-order stochastic dominance)이 성립하는 것으로 가정하였다. 그러나 두 누적분포가 $[0, Z]$ 구간에서 서로 교차할 수도 있는데, 이와 같은 경우에 사회상태를 비교·평가하는 것은 매우 제한적이다. 왜냐하면, 빈곤평가가 θ 는 물론 빈곤선과 빈곤지수에 따라 다르게 나타날 수 있기 때문이다. 예를 들어, 빈곤선이 두 누적분포가 교차하는 수준보다 높은지 낮은지에 따라 빈곤율에 의한 판단은 달라질 것이다. 혹은 그 교차점보다 빈곤선이 높은 경우에는 빈곤갭을 비교할 수 없다.¹⁶⁾

이상의 내용이 함의하는 바를 다음과 같이 정리할 수 있다.¹⁷⁾ 만일 θ^* 를 초과하

- 16) 예를 들어 〈그림 1〉의 B에서 두 누적분포가 교차하는 경우 빈곤선이 그 교차점의 왼쪽에 있다면, $P_S > P_L$ 이 성립하고, 오른쪽에 있다면 $P_L > P_S$ 이 될 것이다. 한편, Atkinson (1987)에서는 1차 확률지배조건이 성립하지 않는 경우에 2차 확률지배조건(second-order stochastic dominance)을 이용하여 두 사회상태에 대해 빈곤을 기준으로 서열화할 수 있음을 증명하였다. 이를 근거로 Lanjouw and Ravallion (1995)은 가구원수 조정에 따라 대·소가구의 빈곤서열이 역전되는 규모탄력성의 임계점을 파키스탄의 가구자료를 이용하여 분석하고 있다.
- 17) 현실적으로 가구원수와 지출사이에 양의 상관관계가 성립하므로 두 번째의 경우는 별다른 함의를 주지 못한다. 또한 대부분의 자료는 $n_L > n^*_L$ 을 만족한다. 따라서 함의에 대한 본문의

는 규모탄력성으로 가구지출을 균등화하는 경우, 규모의 경제를 과소평가함으로써 가구원수가 많은 가구일수록 상대적으로 더 빈곤하다고 평가할 가능성이 존재한다. 이것은 대가구의 ‘필요’에 대해서 상대적으로 과대평가 할 수 있음을 의미한다. 반대로 θ^* 이하의 규모탄력성으로 가구지출을 균등화한다면, 규모의 경제를 과대평가함으로써 가구원수가 상대적으로 적은 가구를 더 빈곤하다고 평가할 수 있다. 따라서 θ^* 는 가구의 빈곤을 평가할 때 가구원수에 따른 영향을 최대한 배제하는 규모탄력성 수준으로 이해할 수 있다.

3. 절대 빈곤선과 자료설명

1) 빈곤선

빈곤연구에서 중요한 것 중에 하나는 빈곤선에 대한 정의 문제이다. 최저생계비를 기준으로 하는 절대적 빈곤선과 중위소득의 일정 비율을 빈곤선으로 하는 상대적 빈곤선 중에서 무엇이 더 적절한 것인가에 대해서는 이론적으로도 아직까지 합의된 바가 없다.¹⁸⁾ 더구나 빈곤선의 설정은 정부의 재정문제와도 직접적으로 연결됨으로써, 정책차원의 검토 역시 중요하다.

본 논문에서는 1982년-2004년의 빈곤선 설정을 위해 그동안 추계된 최저생계비를 검토하였다. 최저생계비를 계측하고 있는 연구로써 장현준(1986), 박순일 외(1994), 안창수 외(1988), 김미곤 외(1999, 2004) 등이 있지만, 지난 23년 모든 연도의 최저생계비 추계치는 존재하지 않는다. 더구나 기존의 추계치들은 계측방식(전물량방식, 반물량 방식, 라이덴 방식)은 물론 대상 가구, 지역 등에서도 차이가 존재한다. 또한 각 연구가 당시의 생활수준을 고려하여 계측함으로써 그 시계열의 연속성을 보장한다는 것은 매우 어려운 실정이다.¹⁹⁾

따라서 비계측연도에 대해서는 나름의 가정을 통해서 추정할 수밖에 없다. <그림 3>의 빈곤선(A)는 2000년에 정부가 발표한 최저생계비를 각 연도의 소비자물가지

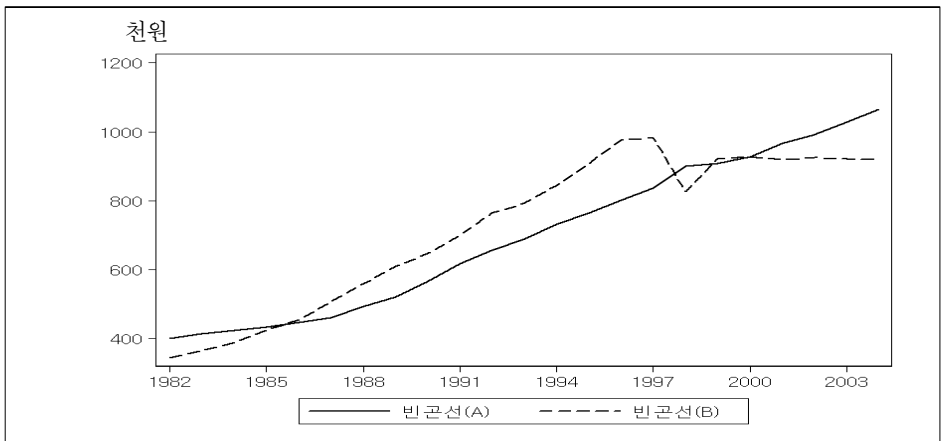
내용은 (I-a)을 중심으로 한다.

18) Sen (1983)에서 절대적, 상대적 빈곤선의 구분이 빈곤을 어떻게 정의하는가에 의존한다고 말하고 있다. 빈곤선은 결국 절대적 의미와 상대적 의미를 동시에 담고 있을 수밖에 없는데, 그럼에도 자신이 속한 사회에서 인간다운 삶의 보장이라는 절대적 측면에서의 접근을 그는 권고하고 있다.

19) 이들 연구들을 포함한 다양한 연구들의 특징에 대한 내용은 장기성(2003)을 참조.

수로 조정한 것이다. 빈곤선(B)는 일종의 수준균형방식으로 추정한 빈곤선이다. 이것은 최저생계비 계측연도의 일반가구 지출(가계지출 또는 소비지출)수준과 최저생계비와의 비율을 구하고, 이 비율을 추정하고자 하는 연도의 지출에 적용함으로써 해당 연도의 최저생계비를 추정했음을 의미한다. 그러나 이 방식은 비계측연도의 소득이 감소하거나 혹은 계측연도 간 최저생계를 위한 품목과 비용, 그리고 사람들의 선호가 변화하는 경우 시계열상의 연속성을 보장할 수 없다는 것이 단점이다.²⁰⁾ 참고로 <표 2>는 실제로 최저생계비를 계측한 연도의 최저생계비와 해당 연도의 가계지출을 비교한 것이다. 1984년과 1988년에는 그 비중이 각각 56.5와 58.3%이었으나 1994와 1999년에는 하락하여 각각 52.1%, 52.4%에 불과하다.

<그림 3> 1982년~2004년 기간의 빈곤선 추이



- 주: 1) 빈곤선(A)는 2000년 정부발표 최저생계비를 2000년 소비자물가지수로 조정한 것임.
 2) 빈곤선(B)는 장현준(1986), 보건사회연구원(1988, 1994, 1999), 2000년 이후 정부발표 최저생계비와 계측연도 최저생계비를 근거로 비계측연도의 최저생계비를 구한 후, 2000년 소비자물가 총지수로 조정한 것임.

<표 2> 계측연도 최저생계비 가계지출대비 비율

계측연도	지출대비 비율	계측연도	지출대비 비율
1984	56.5	1994	52.1
1988	58.3	1999	52.4

주: 1984년은 장현준(1986), 다른 연도는 보건사회연구원(1988, 1994, 1999)의 계측값과 통계청의 전가구의 가계지출 평균값 대비 비율임.

20) 이외의 방법에 대한 설명과 각 방법의 장단점에 대해서는 김미곤 외 7인(2004)을 참조.

본 논문에서 사용하는 빈곤선은 2000년에 정부가 발표한 표준가구(4인 가구, 중소도시)의 최저생계비를 2000년 소비자물가지수를 기준으로 조정한 실질 최저생계비에 기초하고 있다.²¹⁾ 이때 가구유형별 빈곤선은 가구원수로 균등화하여 구하는데, 이것은 다음과 같다.

$$Z_i^j = Z_4^j \left(\frac{n_i}{4} \right)^\theta \quad (i = 2인\ 가구, 3인\ 가구, \dots; j = 1982, 1983, \dots, 2004년)$$

이 같은 빈곤선은 1999년 계측된 최저생계비에 근거함으로써, 당시의 생활수준과 사람들의 기호를 기준으로 1982년 이후의 빈곤상태를 평가한다는 것을 의미한다. 따라서 1999년 이전의 빈곤을 일정정도 과대평가하는 편의를 갖는다.

2) 지출 자료

통계청이 발표하고 있는 도시가계조사 연간 원자료를 사용한다. 도시가계조사 자료 자체의 특징에 대해서는 이미 다른 많은 연구들에서 상세히 밝혀져 있기 때문에 본 논문에서의 자료처리 과정에 대해서만 설명한다.

첫째, 연간자료의 가구아이디를 기준으로 가구별 월평균 자료를 구축하였다. 한편, 『도시가계조사』는 조사하지 못한 가구의 경우 유사한 가구특성을 가진 가구의 소득 및 지출정보를 삽입하고, 그 표시를 하고 있다. 본 논문에서는 이처럼 삽입된 자료(imputation)를 제거하고 월평균 자료를 구축하였다.²²⁾ 가구특성은 기본적으로 조사된 기간에 가장 높은 빈도수로 보고한 결과를 부여하였다. 예외로써, 가구원수와 취업인수는 그 평균값을 반올림하여 사용한다.

둘째, 도시가계조사는 2003년부터 그 명칭을 『가계조사』로 바꾸고, 이전과는 달리 ‘군지역’까지 조사범위를 확대하고 그 결과를 발표하고 있다. 하지만 본 논문에서는 시계열적 일관성을 위해 2003년, 2004년의 자료에서 ‘군지역’ 거주 가구자료는 사용하지 않는다.

21) 실제로 최저생계비의 수준이 실질치라도 연도에 따라 변할 수 있다. 그러나 연도별로 일정한 실질 최저생계비를 이용하는 것은 빈곤선수준 자체의 변화에 의해 빈곤치의 측정값이 영향받는 것을 제거하기 위한 것이다.

22) 삽입된 자료의 제거유무에 따라 그 결과는 연도별로 상이하다. 2000년 이전 자료는 가구 월평균에 아무런 차이가 없지만, 2000년 이후에는 월 평균값이 달라진다.

셋째, 개인들의 후생수준을 판단하기 위해 소득이 아닌 지출자료를 사용하는 가장 중요한 이유는 지출이 개인의 실질적인 후생을 상대적으로 더 잘 대표한다고 보기 때문이다.²³⁾ 가구 지출의 세부항목별로 2000년 기준 물가지수로 조정한 후, 이를 합산하여 가계지출을 계산하였다. 도시가계조사는 가계부 기입 방식으로 조사됨으로써, 총지출 이하 최대 7단계(혹은 6단계)로 구분된 항목들이 존재한다. 총지출 항목을 제외하면, 도시가계조사의 소비지출항목은 10대 비목 이하 “대-중-소-세분류(일부항목은 세세분류까지 존재)”로 되어 있다. 따라서 세분류된 품목별로 조정하는 것이 가장 이상적인 물가조정방법이지만 통계청에서 발표하고 있는 품목별 물가지수의 항목과 80년대 도시가계조사에 수록된 항목들에는 많은 차이가 존재한다. 따라서 물가조정은 통계청의 기본분류지수의 세부항목을 이용하여, 소비 10대 비목의 소분류를 기준으로 이루어졌다. 그러나 이때에도 일치하지 않는 항목에 대해서는 다음과 같이 조정하였다.

동일한 항목의 물가지수가 없는 경우에는 해당 항목의 상위분류(즉, 중분류)의 물가지수로 조정하였다.

소분류에 해당하는 일부 물가지수 항목이 분석기간 중간부터 존재하는 경우에는 해당 시점까지 상위분류의 물가지수를 적용하고, 이후부터 해당 분류의 물가지수를 사용하여 조정하였다.

넷째, 가구유형별 관측치 수가 10보다 작은 가구유형은 제외한다(가구유형별 현황은 〈부표 2〉 참조). 〈부표 2〉에서 보듯이 제외된 가구들은 모두 각 연도에서 가구원수가 가장 많은 가구들이다. 만일 이들을 포함하는 경우 가구원수와 빈곤지수들 간의 상관관계가 나타나지 않거나, 간혹 나타난다고 하더라도 제외한 경우에 비해 균형규모탄력성이 약간 더 높게 나타난다. 그러나 도시가계조사는 1인 가구를 포함하지 않음으로써 하한 역시 절단된 자료이다. 만일 1인 가구가 포함되었다면, 이는 균형규모탄력성을 감소시키는 요인이 될 것이다.²⁴⁾

23) 이는 일생주기가설과 항상소득가설에 기초하여 소득은 경기변동이나 취업상태 등에 의하여 주기적이고 일시적인 변동을 갖지만 각 경제주체들은 소비자채는 일정한 패턴(consumption smoothing)을 유지하려는 경향이 있어서 정태적인 차원의 소득수준보다는 지출수준이 상대적으로 정확한 후생수준을 반영한다고 보기 때문이다. 자세한 논의는 Deaton(1997) 참조. 특히 본 논문에서 사용되고 있는 도시가계자료의 경우 소득은 전체조사가구 중 임금근로자만을 대상으로 하고 있어 비임금근로자의 소득은 파악이 되고 있지 않지만 지출자료의 경우는 모두 포함하고 있어서 자료의 범위도 훨씬 광범위한 도시가구를 포함한다는 장점이 있다.

Ⅲ. 1982-2004년의 균형규모탄력성 변화

1. 가구원수 기준 가구유형과 규모탄력성의 관계

규모탄력성에 따른 빈곤지수의 변화는 가구원수와 분석변수 간의 상관관계와 가구원수별 가구분포에 크게 의존한다. 일반적으로 상관관계 혹은 가구원수가 많은 가구의 비중이 클수록, θ 값을 증가시킬 때 지출분포의 축소가 더 크게 이루어진다. 따라서 그 상관계수를 보면서 우리는 지출분포의 축소정도를 예측해 볼 수 있다. 이를 위해 가구의 지출과 가구원수에 각각 로그를 취한 후 구한 상관계수와 추이는 <표 3>과 <그림 4>와 같다. 가계지출의 경우 그 수준은 대략 0.35-0.42 사이에 존재한다. 소비지출의 경우는 이보다 약간 더 높은 수준이다. 가계지출은 소비지출 이외에 조세 등의 비소비지출을 포함하고 있기 때문에, 당연히 그 상관관계가 상대적으로 낮게 나타난다. 한편, 두 변수 모두 1990년대 들어 그 상관관계가 약간 감소하였으며, 1997년 이후 상승하고 있다. 그러나 소비지출은 1980년대 수준과 유사하며, 가계지출은 그보다는 좀 낮음으로써 그 속도에는 차이가 있다. 25)

<그림 4> 가구원수와 가계지출, 소비지출의 상관관계



24) 물론 이것도 하나의 추측일 뿐이다. 확률지배분석방법이 이상치(outlier)나 분포형태에 민감하게 반응할 수 있으므로(한장희, 2000), 이에 대해서는 추후 검토와 보완을 필요로 한다.

25) 1992-1996년 사이에 상관관계가 낮은 것은 가구의 내구재/비내구재 소비패턴이 변한 것으로 추측되지만, 그 정확한 이유에 대해서는 추가적인 연구가 필요하다.

다음으로 <부표 2>는 지난 23년간 우리나라의 가구원수별 비중을 보여주고 있다. 가장 특징적인 현상은 4인 이하 가구의 비중이 지속적으로 높아지고 있다는 점이다. 1982년 60%에서 2004년에는 약 88%에 이른다.

한편, 가구원수와 지출과의 관계를 규모의 경제라 정의하고, 그 모수를 규모탄력성으로 앞에서 정의하였다. 이때, 동일한 가구규모라도 θ 의 값에 따라 균등화된 지출이 변하는 것을 균등화 과정에 의한 것이라고 말할 수 있다. 따라서 균등화 식이 (지출/가구원수 $^{\theta}$) 이므로 θ 를 크게 가정할 때 가구원수가 많은 가구일수록 균등화 과정에 의한 지출 감소폭은 더욱 커진다. 나아가 가구원수와 가구지출 간에 양의 관계가 존재한다면 그 상관관계가 클수록 균등화 과정에 의한 지출분포의 축소 역시 더욱 크게 나타난다. 이는 규모탄력성 증가에 따라 빈곤 역시 증가될 것임을 의미한다. 또한 1980년대 빈곤평가는 다른 시기에 비해 상관관계가 더 크게 나타남으로써, 규모탄력성의 변화에 따른 빈곤측정의 결과가 상대적으로 더 민감하게 반응한다고 예상할 수 있다.

<표 3> 가구원수와 가계지출, 소비지출의 상관관계

year	대상 가구 수	가계지출	소비지출
1982	4,504	0.394	0.410
1983	5,202	0.385	0.402
1984	7,115	0.401	0.419
1985	7,637	0.394	0.413
1986	7,719	0.424	0.441
1987	7,405	0.420	0.441
1988	8,519	0.402	0.425
1989	5,648	0.419	0.441
1990	5,563	0.420	0.438
1991	5,202	0.420	0.438
1992	5,190	0.404	0.419
1993	8,928	0.366	0.387
1994	5,797	0.381	0.410
1995	5,864	0.375	0.400
1996	5,800	0.354	0.379
1997	5,344	0.384	0.418
1998	5,603	0.375	0.404
1999	5,597	0.375	0.404
2000	5,443	0.391	0.422
2001	5,358	0.391	0.422
2002	5,047	0.388	0.428
2003	6,497	0.379	0.413
2004	6,057	0.401	0.444

또한 4인 이하 가구의 증가는 상대적으로 ‘필요’의 수준이 낮은 가구의 증가를 의미한다. 다시 말하면, 균등화과정에서 현재 지출수준으로부터 얻는 후생수준이 상대적으로 높게 평가될 수 있는 가구의 비중이 증가하고 있다.²⁶⁾ 이것은 빈곤을 감소시키는 방향으로 작동한다. 또한 규모탄력성과 빈곤평가의 관계에 있어서 4인 이하 가구의 비중 증가는 규모탄력성 변화에 대해 빈곤추계 결과가 상대적으로 덜 민감하게 반응하는 하나의 원인이 된다.

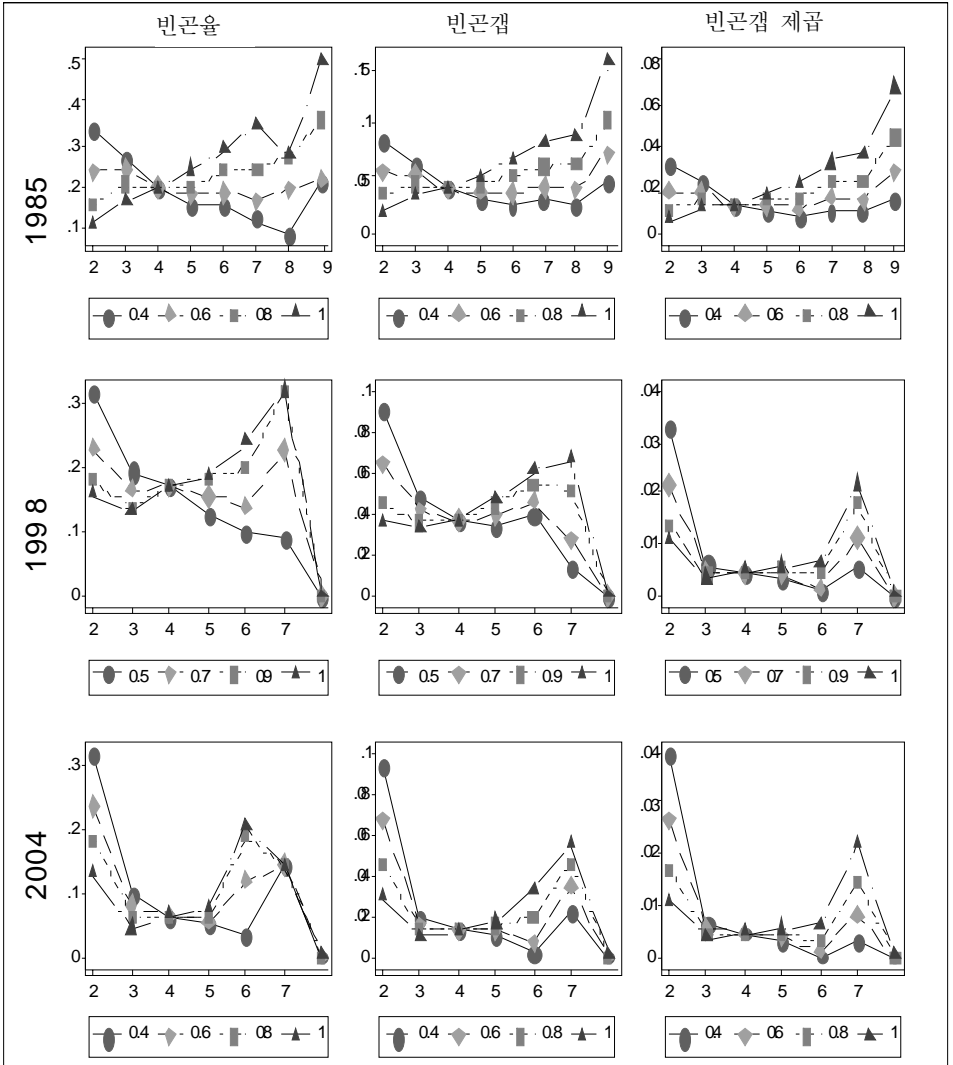
다시 말하면, 빈곤지수 추계결과는 가구유형별 지출수준과 분포의 변화에도 큰 영향을 받는다. 따라서 규모탄력성을 동일하게 가정한다고 하더라도 지출수준과 분포에 따라 결과는 다르게 나타난다. 이러한 맥락에서 규모탄력성에 따른 가구유형별 빈곤변화를 구체적으로 살펴보는 것이 필요하다. 〈그림 5〉는 위에서 정의된 빈곤선을 기준으로 0에서 1사이의 규모탄력성과 가구원수의 변화에 따른 빈곤지수들의 변화를 보여주고 있다. 표준가구로 이용되는 4인 가구의 경우에는 이들의 빈곤선을 기준으로 하기 때문에 이 가구의 빈곤지수들은 규모탄력성에 상관없이 항상 일정하다.

또한, 연도마다 약간씩의 차이는 있지만, 가구원수가 많을수록 θ 값 하락에 따라 빈곤지수가 감소하고 있는 반면에 가구원수가 적은 경우는 θ 값 하락에 따라 빈곤지수들은 증가하고 있다. 우리는 앞에서 규모의 경제를 작게 가정하는 것은 가구원수가 많은 가구의 ‘필요’를 상대적으로 더 높게 평가하는 것임을 보았다. 따라서 θ 가 클수록 그리고 가구원수가 많을수록 균등화된 지출의 축소 폭은 상대적으로 더 크게 되어 이들의 빈곤수준이 더 심각하다고 평가할 가능성이 높아진다.

이는 규모탄력성에 대한 가정에 따라 빈곤평가에 일정정도 편의(bias)가 발생할 수 있음을 의미한다. 앞에서 말한 균형규모탄력성(θ^*)은 바로 이러한 편의가 발생하지 않는 규모탄력성을 의미한다. 예를 들어, 〈그림 5〉에서 1985년도에는 규모탄력성이 0.5와 0.6사이에서 가구원수에 상관없이 빈곤지수들이 일정하게 나타나고 있음을 볼 수 있다. 따라서 균형규모탄력성(θ^*)이 0.5와 0.6사이에 존재한다고 할 수 있다.

26) 여러 가지 상황이 가능하고, 또한 본 논문보다 더 세부적인 분석이 필요하다.

〈그림 5〉 빈곤지수와 가구원수 기준 가구유형



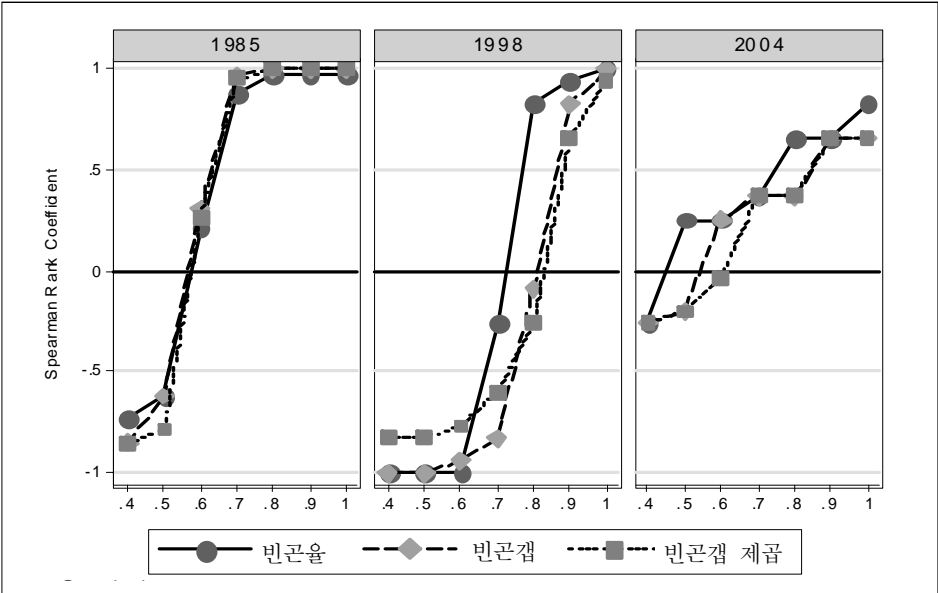
주: 횡축은 가구원수, 각 범례는 규모탄력성을 의미

〈그림 6〉은 규모탄력성별로 가구원수와 빈곤지수들의 스피어만(spearman) 순위 상관계수를 보여주고 있다. 〈그림 6〉에서 보듯이 1985년의 경우에는 측정된 빈곤 지수에 상관없이 0.5와 0.6사이의 규모탄력성 수준에서 그 상관계수가 '0'의 값을 갖는다. 그러나 1998년과 2004년에는 빈곤지수별로 균형규모탄력성 수준이 다르게 나타난다. 즉, 빈곤갭과 빈곤갭제곱이 빈곤율에 비해 상대적으로 더 높은 규모탄력

성 수준에서 상관계수가 '0'의 값을 갖는다.

이러한 결과는 앞에서 말한 세 가지 요소, 즉 가구원수와 지출의 상관관계, 2-4인 가구의 비중증가, 그리고 가구유형별 지출분포의 변화에 의존한다. 이에 따른 시기적 차이가 얼마나 나타나고 있는가에 대해서는 다음 절에서 자세히 살펴본다.

〈그림 6〉 빈곤지수와 가구원수 기준 가구유형



2. 균형규모탄력성 변화 추이: 1982-2004년

〈그림 7〉과 〈표 4〉에서 1982-2004년 기간 동안의 빈곤지수별 가구원수와 지수간의 상관관계가 사라지는 균형규모탄력성의 값과 그 추이를 보여주고 있다.²⁷⁾ 빈곤지수별로 θ^* 의 추이를 보면, 빈곤율의 경우가 상대적으로 안정적인 추이를 보이고 있으며, 대부분 그 수준은 0.6-0.7사이에 있다. 그러나 1998년과 1999년에 크게 높아지고, 2003년을 거쳐 2004년에는 크게 낮아진다. 한편, 빈곤갭과 빈곤갭 제곱

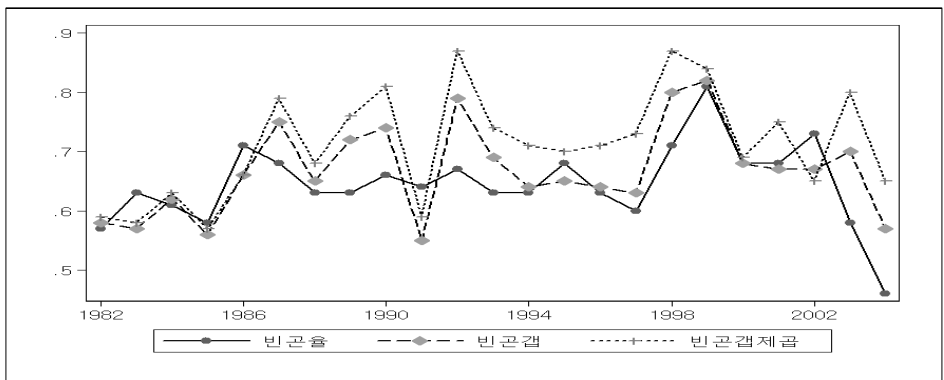
27) 규모탄력성을 0부터 0.01간격으로 1까지 적용한 결과 스피어만 상관관계가 정확하게 '0'과 일치하는 경우는 극히 드물다. 이와는 대조적으로 상관관계가 '0'인 경우인 규모탄력성 값이 2개 이상인 경우도 있다. 후자의 경우에는 규모탄력성이 큰 경우를 선택한다. 전자의 경우에는 상관관계의 절대값이 낮은 경우, 그리고 절대값이 동일한 경우에는 역시 규모탄력성이 큰 경우를 선택한다.

은 서로 유사한 추이를 보이고 있지만 대체적으로 빈곤율에 비해 불안정한 추이를 보여 주고 있다. 특히, 1990-1993년과 1998-2000년 기간에 상대적으로 그 변동이 더욱 심하게 나타나고 있음을 알 수 있다.

특이한 점은 빈곤지수와 관계없이 경제위기 직후를 보면 균형규모탄력성이 이전에 비해 상대적으로 증가하여 가구 내 규모의 경제가 크게 감소하고 있다는 것이다. 이것은 경제위기로 지출수준이 크게 감소한 것은 물론 가구들의 지출패턴 역시 변했음을 의미한다. Goh *et al.* (2005)과 Zhang and Kang (2006)을 보면, 경제위기로 대부분의 가구들이 사치재와 내구재에 대한 소비를 1997년에 비해 1998년에는 거의 70% 이상 줄이고 있다. 이에 저자들은 음식·교육 등과 같이 가구원들 사이에 상호배제적인 재화나 서비스에 대한 지출을 보존하기 위해서, 공공재에 해당하는 내구재와 같은 소비를 줄였다고 보고하고 있다.

빈곤갭과 빈곤갭 제곱 지수의 경우에는 1980년대 중반 이후부터 2000년 이전까지의 기간 동안 θ^* 가 대부분 0.7-0.8사이에 있으며, 이것은 빈곤율에 비해 높은 수준이다. 다시 말하면, 빈곤의 정도와 빈곤층의 분배상태에 가중치를 두는 경우에 가구 내 규모의 경제효과가 상대적으로 더 작게 나타나고 있다는 것이다.²⁸⁾ 이것은 가난한 가구일수록 규모의 경제효과가 작은 항목을 중심으로 지출이 이루어지고 있음을 의미한다.

〈그림 7〉 빈곤지수별 균형 규모탄력성(θ^*) 추이: 1982-2004



28) 이례적으로 규모의 경제가 크게 나타나고 있는 1991년, 빈곤율의 경우 최근에 균형규모탄력성이 크게 하락하고 있는 경우 등을 비롯해 연도·지수별 수준의 차이의 원인에 대해선 더욱 세밀한 연구와 검토를 필요로 한다. 다만, 현재 분석방법의 특징상 가구지출의 패턴과 가구원 수와의 상관관계, 가구원수별 가구분포, 그리고 빈곤가구의 유형변화에 주목할 필요가 있다.

〈표 4〉 빈곤지수별 균형 규모탄력성(θ^*): 1982-2004

연도	균형 규모탄력성(θ^*)			스피어만 순위상관계수		
	빈곤율	빈곤갭	빈곤갭 제곱	빈곤율	빈곤갭	빈곤갭 제곱
1982	0.57	0.58	0.59	-0.02	0.05	-0.05
1983	0.63	0.57	0.58	0.00	0.00	0.00
1984	0.61	0.62	0.63	0.00	-0.02	-0.05
1985	0.58	0.56	0.57	0.02	-0.07	0.07
1986	0.71	0.66	0.66	0.12	-0.02	0.07
1987	0.68	0.75	0.79	0.07	0.10	-0.07
1988	0.63	0.65	0.68	-0.02	0.05	-0.10
1989	0.63	0.72	0.76	0.00	0.02	0.02
1990	0.66	0.74	0.81	-0.05	0.02	0.02
1991	0.64	0.55	0.59	0.12	0.02	0.05
1992	0.67	0.79	0.87	0.11	0.11	0.00
1993	0.63	0.69	0.74	0.11	0.14	0.04
1994	0.63	0.64	0.71	-0.11	-0.11	0.04
1995	0.68	0.65	0.7	0.00	-0.07	0.00
1996	0.63	0.64	0.71	-0.11	0.00	-0.07
1997	0.60	0.63	0.73	-0.11	0.04	0.04
1998	0.71	0.8	0.87	0.14	-0.09	-0.09
1999	0.81	0.82	0.84	0.14	0.03	0.09
2000	0.68	0.68	0.69	-0.09	0.03	0.03
2001	0.68	0.67	0.75	0.00	0.07	0.04
2002	0.73	0.67	0.65	0.04	-0.11	-0.14
2003	0.58	0.70	0.80	-0.03	0.03	0.03
2004	0.46	0.57	0.65	-0.20	-0.03	-0.03

IV. 1982-2004년의 빈곤 변화

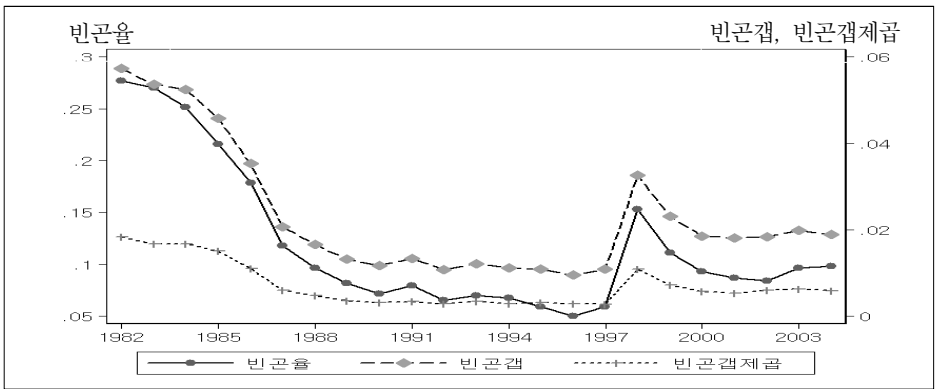
1. 규모탄력성과 빈곤평가

본 논문의 목적은 일차적으로 가구원수에 따라 나타나는 빈곤평가의 편의를 배제하는 균형규모탄력성을 실제 가구자료를 이용하여 추정하는 것이며, 다음으로 균형 규모탄력성을 이용하여 1982-2004년의 빈곤지수를 추계하는 것이다. 〈그림 8〉은 바로 그 결과이다.

대체적으로 빈곤지수들의 추이는 유사하다. 1980년대에 빈곤이 크게 감소하고, 1990년대에는 큰 변화가 보이지 않는다. 1998년에는 경제위기의 영향으로 크게 증가하고 이후 빈곤이 조금씩 축소되고 있다. 그러나 경제위기 이후 절대빈곤의 수준

은 위기 이전의 수준을 회복하지 못하고 있으며, 1980년대 말의 수준에 머무르고 있다. 더구나 2000년 이후에 빈곤이 지속적으로 감소하지 않고 2003년, 2004년의 수준이 2002년에 비해 오히려 약간 증가하고 있다. 사실 1997년 경제위기는 일시적인 충격일 수 있지만, 그 해소과정에서 다양하게 이루어진 정부정책에도 불구하고, 절대빈곤의 차원에서 보면 위기 이전의 수준으로 아직 회복되지 못했음을 볼 수 있다.

〈그림 8〉 1982-2004년의 빈곤변화(추정한 θ^* 적용)

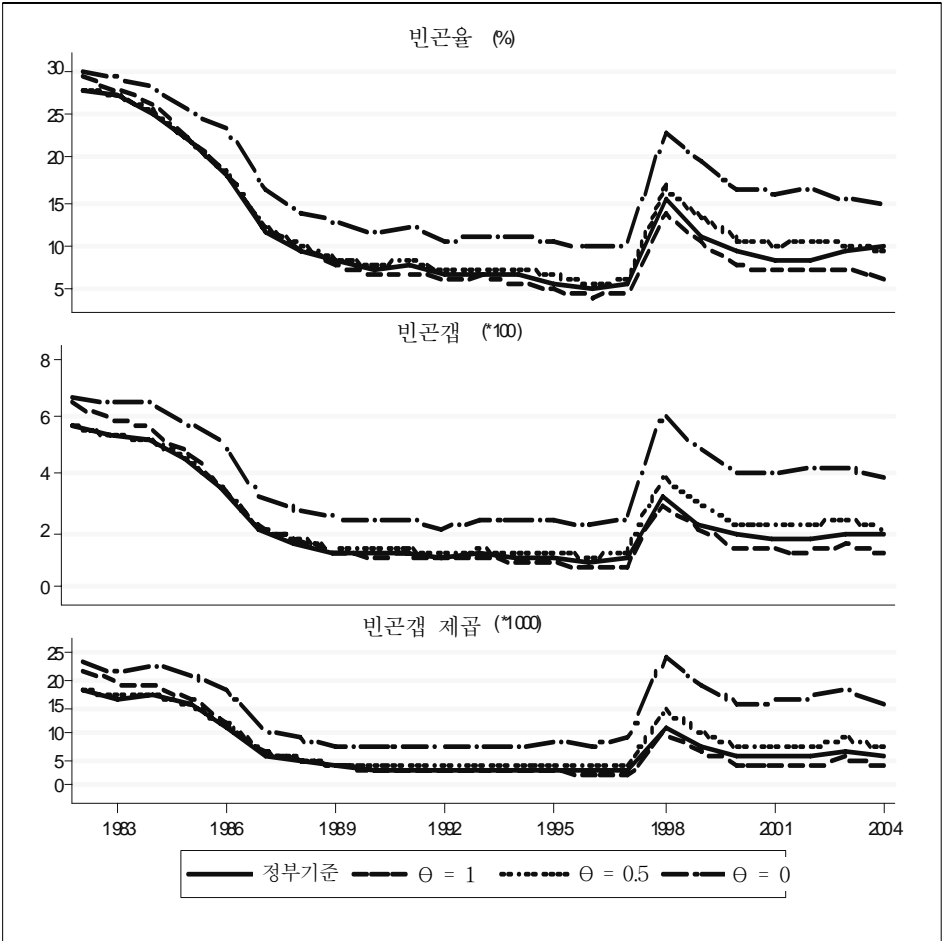


여기서 우리는 규모탄력성과 빈곤측정치와의 관계를 더욱 자세하게 살펴볼 필요가 있다. 이를 위해 〈그림 9〉에서 규모탄력성의 양 극단치(0, 1), 국가 간 비교연구에서 흔히 사용하는 0.5, 그리고 본 논문의 균형규모탄력성을 적용하여 추계된 각각의 빈곤지수들을 보여 주고 있다.

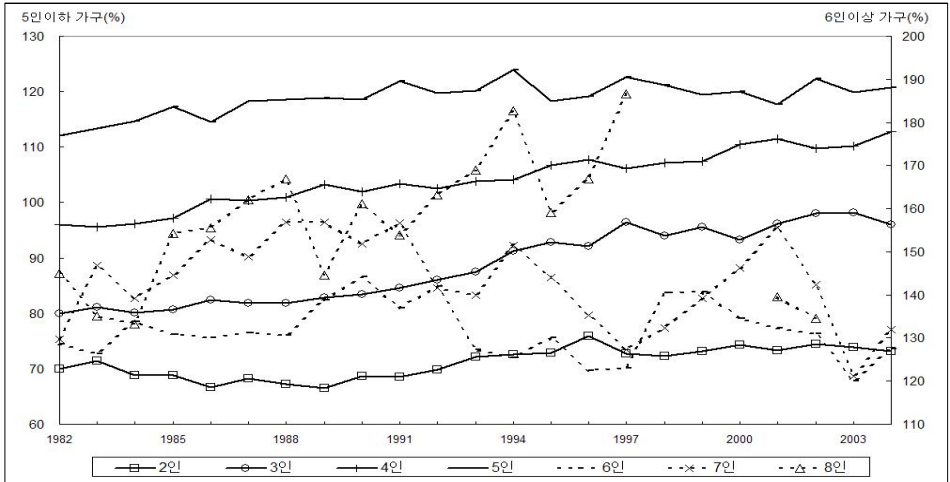
대체적으로 빈곤지수별 추세는 유사하지만, 그 수준은 규모탄력성에 따라 다르게 나타난다. 가구빈곤($\theta = 0$)인 경우에 절대빈곤이 가장 크게 나타나며, 1990년대 이후에 일인당 기준($\theta = 1$)의 빈곤이 가장 낮게 나타나고 있다. 한편, $\theta = 1, 0.5, \theta^*$ 를 각각 적용한 결과는 비교적 유사하다. 따라서 가구빈곤과 일인당 기준의 빈곤 차이가 확대되고 있으며, 90년대를 전후로 해서 일인당 기준으로 할 때 빈곤수준이 가장 낮다고 볼 수 있다. 또한, 경제위기의 충격은 가구지출(규모탄력성이 0인 경우)을 이용하는 경우에, 지수로는 빈곤갭과 빈곤갭 제곱으로 하는 경우에 가장 크게 나타난다. 이를 통해 우리는 균등화지수에 대한 가정에 따라 빈곤평가가 크게 달라진다는 것을 분명하게 알 수 있다.

우리는 앞에서 $\theta = 1$ 인 경우 2-3인 가구의 빈곤은 최소, 5인 이상 가구는 최대임을 보았다. 그 반대의 경우 역시 성립한다. (〈그림 5〉 참조). 따라서 〈그림 9〉에서 θ 가 0과 1일 때 그 격차가 확대되는 것은 θ 증가에 따른 2-3인 가구의 빈곤 감소폭이 5인 이상 가구의 빈곤증가폭보다 훨씬 더 크기 때문이라고 볼 수 있다. 이것은 다음의 세 가지 요인에 기인한다고 볼 수 있는데, 1) 지난 23년간 2-3인 가구가 꾸준히 증가하고 있다는 점 (〈부표 2〉 참조), 2) 5인 이상 가구의 지출수준이 2-4인 가구의 지출수준에 비해 가구원수를 고려하는 경우, 가구원수만큼 지출수준이 많지 않다는 점 (〈그림 10〉 참조), 3) θ 가 클수록 상대적으로 가구원수가 많은 가구의 빈곤을 과대평가하는 편의를 갖는다는 점 등이다.

〈그림 9〉 규모탄력성과 빈곤지수들



〈그림 10〉 가구유형별 지출수준: 1982년-2004년, 각 연도 평균 지출 대비



2. 기존 연구결과와 비교

〈표 5〉는 지출자료를 가지고 가구균등화 지수를 추계한 기존 연구들의 결과를 규모탄력성으로 환산한 것이다.²⁹⁾ 기존 연구들과 본 논문의 결과를 비교하면 다음과 같이 요약할 수 있다.

첫째, 규모탄력성이 대부분 0.5이상의 값을 갖는다. 본 논문의 결과와 비교하면 (〈표 4〉), 빈곤갭과 빈곤갭 제곱의 균형 규모탄력성과 유사한 수준이며, 빈곤율에 비해서는 상대적으로 높은 편이다.

둘째, 1988년을 제외하곤 5인 이상의 가구 내 규모의 경제는 3인 이하 가구에 비해 상대적으로 더 크게 추정되었다. 그 격차는 1980년대에 비해 1990년대에 더욱 확대되었는데 이는 가구원수 증가에 따른 규모탄력성이 가구원수가 많을수록 더욱 탄력적임을 보여 주고 있다. 반면에 본 논문에서는 등탄력적인 규모탄력성을 가정한다는 점에서 차이가 난다.³⁰⁾

29) 각 연구의 균등화지수와 동일한 값을 갖는 θ 값을 역산한 것임. 한편 연구자마다 'equivalence scale'이라는 용어를 '가구균등화지수' 혹은 '동등화 소비단위'로 각각 사용하고 있지만 그 의미는 모두 동일하다. 한편, 이들 연구들의 결과는 〈부표 1〉 참조하고, 해당 연구들의 간략한 특징들에 대해서는 김진옥(2003) 참조.

30) 어떤 접근방법의 가정이 상대적으로 더 완화된 것인가에 대해서는 직접적으로 비교할 수 없다. 두 방법의 차이점에 대해서는 Dagum(1999) 참조.

본 논문에서 추정한 균형규모탄력성 수준과 비교하면, 대체적으로 이들의 결과는 2-3인 가구에 대해서는 더 높고, 5인 이상 가구에 대해서는 더 낮은 수준이다. 따라서, 규모탄력성이 높을수록 가구원이 많은 가구의 빈곤을 과대평가할 수 있음을 고려한다면, 가구유형별 빈곤을 과소평가할 가능성이 크다고 할 수 있다.

〈표 5〉 규모탄력성: 기존 연구 결과

	1인가구	2인가구	3인가구	4인가구	5인가구	6인가구
1982		0.7	0.78	1	0.68	0.88
1983		0.71	0.78	1	0.68	0.87
1984		0.71	0.78	1	0.67	0.86
1988	0.72	0.72	0.72	1	0.72	0.72
1994	0.85	0.91	0.70	1	0.63	0.59
1996	0.53	0.57	0.63	1	0.39	0.45
1999	0.76	0.80	0.80	1	0.58	0.62
2000	0.73	0.78	0.71	1	0.56	0.48
2004	0.76	0.80	0.80	1	0.58	0.62
2005	0.76	0.77	0.78	1		
OECD기준	0.72	0.67	0.72	1	0.77	0.78
독일	0.47	0.37	0.31	1	0.26	0.12
국제비교	0.50	0.50	0.50	1	0.50	0.50

주) 1982-1984는 장현준(1986), 1996, 2000은 김진욱(2003), 1988, 1994, 1999, 2004는 보건사회연구원(1988, 1994, 1999), 2005는 정부의 정책적 조정, OECD와 독일은 김진욱(2003)에서 채용.

최근 6년간의 빈곤 변화를 이러한 맥락에서 좀 더 자세히 살펴보자. 이때, 정부가 1999년-2004년 기간에 「기초생활보호대상자」수급자 선정 시 적용하는 균등화지수(김미곤 외, 1999)³¹⁾와 본 논문에서 추정한 θ^* 를 적용한 결과를 비교하고자 한다. 〈그림 11〉은 바로 그 결과이다.

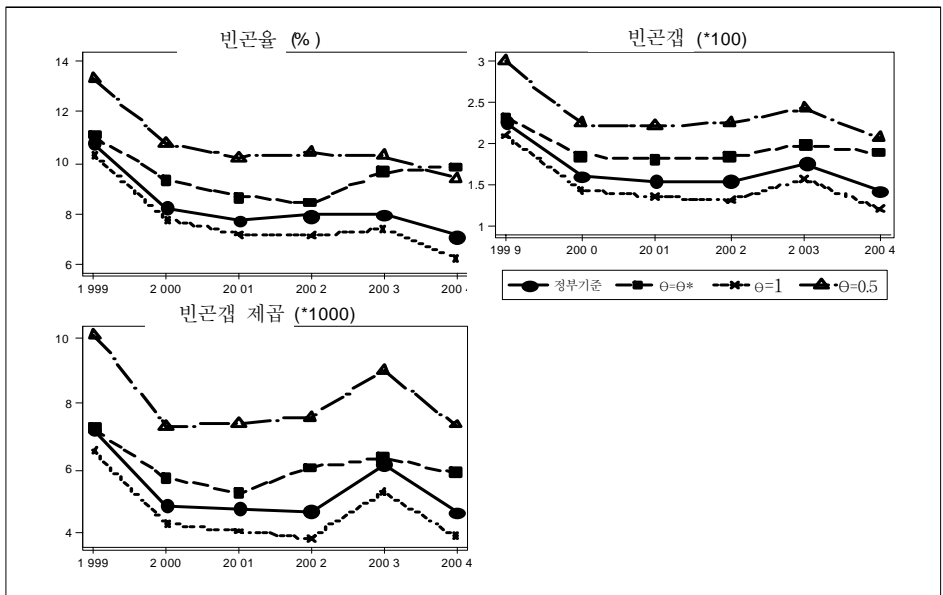
먼저, 빈곤 추계 결과가 유사한 경우를 보면, 1999년도 추계결과는 모든 빈곤지

31) 2004년에 비해 2005년의 균등화지수를 1.2% 증가시켜서 최저생계비는 전체적으로 평균 8.9% 인상되었다. 가구원수별로 보면 1인 가구 9.0%, 2인 가구 9.7%, 3인 가구 8.2%, 4인 가구 7.7%로 각각 증가하여, 1·2인 가구의 경우에 상대적으로 인상률이 높았다. 이는 가구원수가 상대적으로 적은 가구일수록 그 빈곤선을 더 높임으로써, 이들 가구에 대한 정책적 지원을 강화했다는 것을 의미한다.

수에서 거의 유사하다. 또한 빈곤율의 경우 2002년, 빈곤갭의 경우 2003년, 그리고 빈곤갭 제공의 경우에는 2003년도에 상대적으로 비슷하다. 이들 시점은 <표 4>에서 보듯이, 본 논문에서 추정한 규모탄력성이 정부가 3인 이하 가구에 대해 가정하고 있는 수준과 유사한 시점이다. 물론, 5인 이상 가구에 대한 규모탄력성은 상이했지만, 비교결과에는 큰 영향이 없었다. 이것은 앞에서 본 것처럼, 최근 우리나라의 빈곤은 상대적으로 소규모인 가구들의 상태에 의존하고 있음을 다시 한 번 확인시켜 준다.

한편, <그림 11>에서 눈에 띄는 것은 전반적으로 본 논문에서 추정한 균형규모탄력성에 의한 빈곤측정치보다 정부 기준의 추계결과가 낮다는 점이다. 더구나 2003년과 2004년 빈곤율의 추세는 정반대로 나타나고 있다. 정부가 채택하는 규모탄력성을 적용한 빈곤추계 결과는 우리나라의 빈곤이 감소하는 것으로 나타나지만, 본 논문의 균형규모탄력성을 적용한 결과는 그 반대로 나타나고 있다. 이것은 3인 이하 가구의 규모의 경제에 대해 정부가 채택하고 있는 수준은 본 논문에 비해 낮는데 반해서, 5인 이상의 가구에 대해서는 오히려 더 높기 때문이다. 즉, 본 연구의 추정결과를 기준으로 정부가 적용하고 있는 규모탄력성은 모든 가구유형에 대해 빈곤을 과소평가할 가능성이 크다는 것을 의미한다.

<그림 11> 최근 6년간의 절대빈곤 변화: 1999~2004년

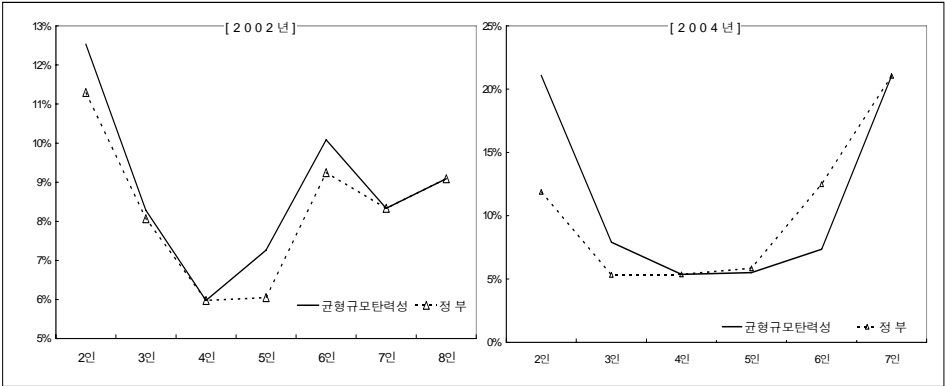


〈그림 12〉는 2002년, 2004년의 가구유형별 빈곤율을 이용하여, 이와 같은 차이를 좀 더 명확하게 보여주고 있다.

2002년도의 θ^* 는 0.73으로써 정부가 적용하는 θ 에 비해 2-3인 가구는 낮고, 5인 이상 가구에 대해서는 높다. 그 결과 모든 가구유형에 대해서 정부기준에 따른 빈곤율은 상대적으로 더 낮게 평가되고 있다. 반면에 2004년도 빈곤율의 θ^* 는 0.46으로 크게 감소함으로써, 2-3인 가구의 빈곤차이는 더욱 커졌지만, 반대로 5인 이상 가구에 대해서는 정부기준에 따른 빈곤율이 더 높다. 하지만, 2-3인 가구의 빈곤율 격차가 더욱 커짐으로써, 전체 빈곤율의 추세는 정반대로 나타나게 되었다.

이 과정에서 우리가 주목해야 할 점은 규모탄력성에 따른 빈곤의 차이가 2-3인 가구에 있어서 더욱 민감하게 나타나고 있다는 점이다. 이는 앞에서 말한 바와 같이 우리나라의 빈곤문제는 소득수준이 낮은 2-3인 가구의 증가에 많은 영향을 받고 있음을 보여준다. 따라서 정부의 2005년도 균등화지수 조정 폭은 충분하지 않으며, 상대적으로 소가구의 빈곤에 더 많은 가중치를 부여하는 것이 필요하다. 이것이 빈곤정책의 효율성은 물론 그 적합성을 제고시키는 것임을 우리는 이상의 결과를 통해서 알 수 있다.

〈그림 12〉 균형규모탄력성과 정부 기준에 따른 빈곤율의 가구유형별 차이



주: 1) 균형규모탄력성은 〈표 4〉, 정부가 적용하는 규모탄력성은 〈표 5〉의 수치임.

V. 결 론

본 논문에서는 대부분의 빈곤연구에서 흔히 가정하고 있는 가구균등화지수가 빈

곤평가에 미치는 영향을 검토하였다. 이때, 가구원수에 따른 규모의 경제를 어떻게 가정하는가에 따라 그 결과가 매우 다르다는 것을 이론과 실증차원에서 모두 확인하였다. 예를 들어, 규모의 경제를 크게 가정할수록 소가구의 빈곤은 과대평가, 대가구의 빈곤은 과소평가할 가능성이 커진다.

본 논문은 바로 이 점에 주목하여, 가구원수를 기준으로 한 가구유형의 변화에 따른 빈곤평가에 영향을 미치지 않는 규모탄력성의 범위를 추계하였다. 이러한 규모탄력성(값 혹은 구간)을 기초로 하여 빈곤평가를 한다면, 상대적으로 더 많은 사람들이 그 결과에 동의할 수 있을 것이다. 왜냐하면, 특정 θ 값을 가정하는 경우에 비해 가구유형에 따른 빈곤평가 시 발생할 수 있는 편의를 배제하고 있기 때문이다.

이하에서는 본 논문의 특징과 한계, 그리고 나름의 정책적·이론적 함의를 간단하게 언급하면서 마치고자 한다.

첫째, 다양한 θ 값을 이용하여 1982-2004년의 빈곤변화를 비교해 보면, 그 추세는 대체적으로 유사하다. 하지만, θ 값에 따라 빈곤수준에는 큰 차이가 존재한다. 예를 들어 $\theta = 0$ 인 경우(가구빈곤)에 빈곤수준은 모든 연도에 걸쳐서 가장 높게 나타났다고 일인당 지출로 빈곤을 추계하는 경우($\theta = 1$)에 90년대 말부터는 가장 낮게 나타났다. 동시에 그 격차도 점차 확대되었음을 알 수 있었다. 이는 지출수준이 낮은 2-4인 가구의 비중이 지난 23년 동안 증가하고, 또한 이들 가구가 빈곤선을 중심으로 밀집해서 분포하기 때문이라고 볼 수 있다.

둘째, 최근 정부가 1-3인 가구의 빈곤완화를 위하여 균등화지수를 상향조정하였지만, 그 조정 폭은 충분하지 않다. 본 논문에서 추정한 θ^* 를 적용한 결과와 비교할 때, 정부가 적용하고 있는 균등화지수는 4인 가구 이하와 5인 이상 가구의 빈곤을 각각 과소평가, 과대평가할 가능성이 여전히 존재한다. 더구나 1인가구의 빈곤이 더 심각할 수 있다는 점과 본 논문에서 사용하는 자료가 1인가구를 포함하지 않고 있다는 점을 고려하면, 4인 이하 가구의 빈곤에 대한 과소평가 가능성은 더욱 크다고 할 수 있다. 따라서 빈곤정책의 효율성과 적합성을 제고하기 위해서는 가구유형별 균등화지수를 재고할 필요가 있다.

셋째, 1982-2004년 기간에 균형규모탄력성(θ^*)의 추정결과를 보면, 빈곤율의 경우 다른 지표들에 비해 상대적으로 낮고 안정적이었다. 반면에 빈곤갭과 빈곤갭

제공은 그 변동이 크고, 빈곤율에 비해 가구 내 규모의 경제가 작게 나타난다. 이는 빈곤이 심한 가구일수록 가구 내 규모의 경제가 작다는 추론을 가능하게 한다. 만일 빈곤가구의 지출패턴이 가구 내 규모의 경제효과가 작은 교육, 의류, 음식 등을 중심으로 한다면, 이 부분에 대한 정책적 지원은 빈곤가구의 후생증가에 더 효과적일 것이다. 예를 들어, 교육에 대한 정부 지원은 경제 전체적인 생산성 증가에 간접적으로 기여할 뿐만 아니라, 빈곤가구의 후생증가에 더 효율적인 항목에 지출할 수 있는 가능성을 증대시키기 때문이다.

넷째, 본 논문의 분석방법과 결과는 다른 연구들과는 달리, 임의의 θ 를 가정하지 않는다는 점, 나아가 빈곤평가가 θ 에 크게 의존한다는 점을 분명하게 보여주었다. 이것은 빈곤연구에서 특정 θ 값을 가정한 연구 결과들의 해석에 많은 주의가 필요하며, θ 값에 대한 토론과 합의가 필요하다는 것을 명확하게 한다는 점에서 의의를 갖는다.³²⁾

다섯째, 확률지배분석방법이 이상치나 분포에 민감하다는 점, 그리고 등탄력적인 규모탄력성을 가정한다는 점은 본 논문의 결과 해석에 있어서 다양한 차원의 논의와 검토를 필요로 할 것이다.

■ 참 고 문 헌

1. 김미곤 외, “2004년 최저생계비 추정 및 계측방식에 관한 연구,” 보건사회연구원 정책보고서, 2004-22.
2. _____, 『1999년 최저생계비 계측조사연구』, 한국보건사회연구원, 1999.

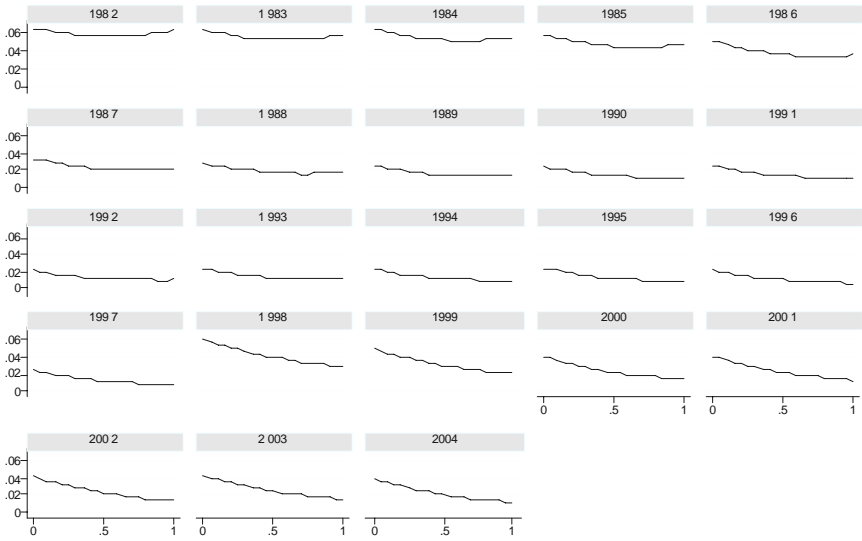
32) 익명의 심사자는 본 논문의 분석방법이 갖는 한계로 각 가구 간에 빈곤의 정도가 서로 동일하다는 가정을 지적하였다. 연구자에 따라서는 빈곤의 정도가 특정 가구 유형에 편중될 수 있다고 볼 수 있으며, 현실적으로도 그러한 경우를 어렵지 않게 관찰할 수 있기 때문이다. 따라서 논문의 보완점으로 사전적으로 가구유형 간 빈곤의 정도는 과연 일정하거나 유사하다고 볼 수 있는 지에 대한 세심한 검토의 필요성을 제안하였는 바, 이에 저자들도 동의하며 심사자의 제안에 감사드린다. 다만, 본 논문에서 이를 모두 다루기에는 한계가 존재하기 때문에 추후 연구과제로 남긴다.

3. 김진욱, “한국 가계의 동등화 소비단위,” 『공공경제』, 제5권, 제1호, 한국공공경제학회, 2000.
4. 김진욱, “계층별 동등화 소비단위,” 『공공경제』, 제8권, 한국공공경제학회, 2003.
5. 박순일 외, 『최저생계비 계측조사연구』, 한국보건사회연구원, 1994.
6. 안창수 외, 『1988 최저생계비 계측조사연구』, 한국보건사회연구원, 1988.
7. 유종구 · 주학중, “우리나라 도시가구의 동등화 소비단위,” 『한국개발연구』, 겨울호, 1986, pp. 2-15.
8. _____, “1984년 도시가구의 동등화 소비단위의 추정과 분석,” 『한국개발연구』, 제9권, 제2호, 1987, pp. 71-88.
9. 장기성, “한국의 최저생계비 계측조사연구에 대한 비판적 고찰 -공공기관의 계측조사연구를 중심으로,” 성공회대 석사학위 논문, 2003.
10. 장현준, “최저생계비 산출모형과 도시부문 생계비계측결과,” 『사회보장연구』, 한국사회보장학회, 1986.
11. 한장희, “확률지배분석을 응용한 가구별 소득에 따른 소매점포 유형별 이용도 분석,” 『경영학연구』, 제29권, 제1호, 2000, pp. 167-185.
12. Atkinson, A. B., “On the Measurement of Inequality,” *Journal of Economic Theory*, Vol. 21, 1970, pp. 244-263.
13. _____, “On the Measurement of Poverty,” *Econometrica*, Vol. 55, No. 4, 1987, pp. 749-764.
14. _____, “Measuring Poverty and Differences in Family Composition,” *Economica*, Vol. 59, 1992, pp. 1-16.
15. Buhmann, B., Rainwater, L., Schmaus, G. and Smeeding, T. M., “Equivalence Scales, Well-Being, Inequality, and Poverty: Sensitivity Estimates across Ten Countries Using the Luxembourg Income Study (LIS) Database,” *Review of Income and Wealth*, Vol. 34, 1988, pp. 115-42.
16. Goh, C., Kang, S. J. and Sawada, Y., “How did Korean Households Cope with Negative Shocks from the Financial Crisis?” *Journal of Asian Economics*, Vol. 16, 2005, pp. 239-254.
17. Coulter, F. A. E., Cowell, F. A. and Jenkins, S. P., “Equivalence Scale Relativities and the Extent of Inequality and Poverty,” *Economic Journal*, Vol. 102, 1992, pp. 1067-1082.
18. Creedy, J. and Sleeman, C., “Adult Equivalence Scales, Inequality and Poverty,” *Univ. of Melbourne, Department of Economics*, Research Paper, 938, 2005.
19. Dagum, C., Linking the Functional and Personal Distributions of Income. in *Handbook of Income Inequality Measurement*, Chapter 2 (Ed, Silber, J.). Kluwer Publishers, 1999.
20. Deaton, A., *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Johns Hopkins University Press, 1997.
21. Duclos, J.-Y. and Makdissi, P., “Sequential Stochastic Dominance and the Robustness of Poverty Orderings,” *Review of Income and Wealth*, Vol. 51, 2005, pp. 63-87.
22. Foster, E. and Sen, A., *On Economic Inequality after a Quarter Century. Ed. On Economic Inequality (expanded edition)*, Oxford, Clarendon Press, 1997.
23. Jenkins, S. P. and Cowell, F. A., “Parametric Equivalence Scales and Scale Relativities,”

Economic Journal, Vol. 104, 1994, pp. 891-900.

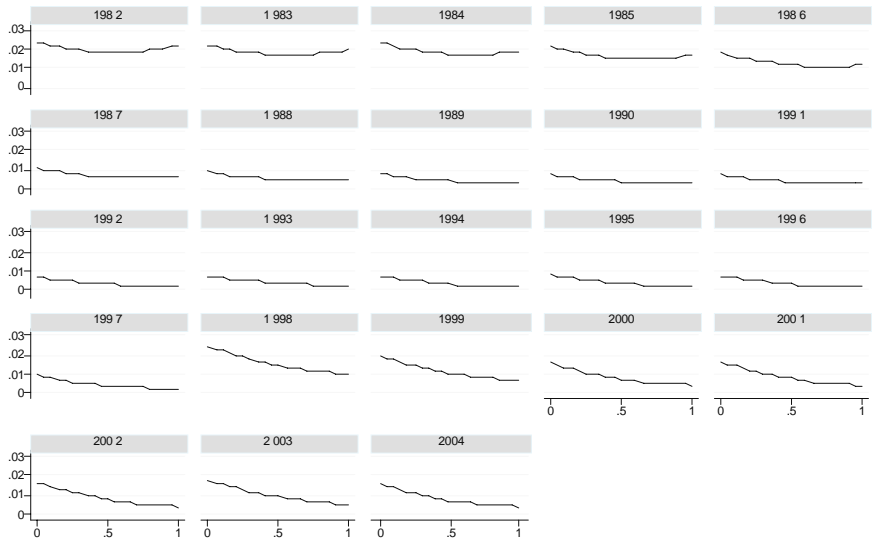
24. Lanjouw, Peter. and Ravallion, M., "Poverty and Household Size," *The Economic Journal*, Vol. 105(November), 1995, pp. 1415-1434.
25. Pollak, R. A. and Wales, T. J., "Welfare Comparisons and Equivalence Scales," *American Economic Review*, Vol. 69, 1979, pp. 216-21.
26. Sen, A., "Poor, Relatively Speaking," *Oxford Economic Papers*, New Series, Vol. 35, No. 2, 1983, pp. 153-169.
27. Zhang, Q. and Kang, S. J., "Crisis and Consumption Smoothing," mimeo, Korea University, 2006.

〈부록 그림 1〉 규모탄력성에 따른 빈곤율의 변화



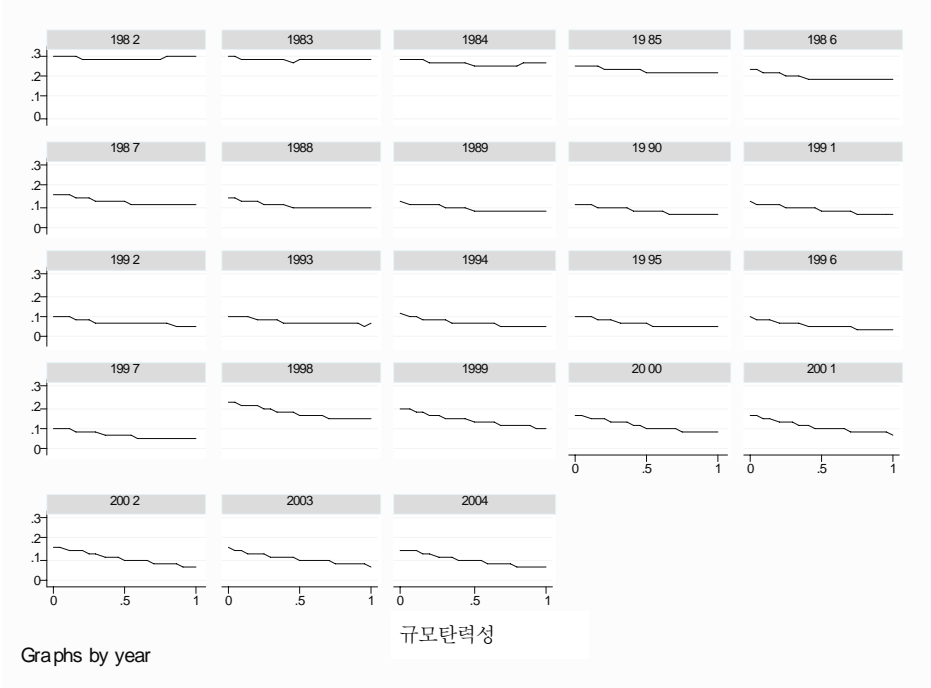
Graphs by year

〈부록 그림 2〉 규모탄력성에 따른 빈곤갭의 변화



Graphs by year

〈부록 그림 3〉 규모탄력성에 따른 빈곤갭 제곱의 변화



〈부표 1〉 균등화지수: 기존 연구결과

구분	1인가구	2인가구	3인가구	4인가구	5인가구	6인가구	출처
1965		0.6111	0.7978	1	1.1608	1.413	장현준(1986)
1966		0.6099	0.7975	1	1.1596	1.4083	
1967		0.6087	0.7972	1	1.1574	1.4003	
1968		0.6079	0.7968	1	1.1585	1.4036	
1969		0.6089	0.7978	1	1.1606	1.4077	
1970		0.609	0.7972	1	1.1599	1.4091	
1971		0.6095	0.7974	1	1.1599	1.4094	
1972		0.6108	0.7978	1	1.1615	1.4156	
1973		0.6133	0.7987	1	1.1628	1.4213	
1974		0.6154	0.7995	1	1.163	1.4235	
1975		0.6152	0.7994	1	1.1629	1.4228	
1976		0.6158	0.7995	1	1.1646	1.429	
1977		0.6154	0.7995	1	1.1624	1.4212	
1978		0.6163	0.7999	1	1.1616	1.4192	
1979		0.6174	0.8003	1	1.163	1.4246	
1980		0.6174	0.8003	1	1.1636	1.4269	
1981		0.6179	0.8007	1	1.1629	1.4247	
1982		0.6167	0.8003	1	1.1631	1.4247	
1983		0.6149	0.7997	1	1.1615	1.4183	
1984		0.6134	0.7991	1	1.1598	1.4116	
1988	0.369	0.607	0.813	1	1.174	1.339	보사연계측(1988)-중소도시
1994	0.310	0.534	0.819	1	1.148	1.265	보사연계측(1994)-중소도시
1996	0.481	0.675	0.835	1	1.089	1.198	김진옥(2000)
1999	0.349	0.578	0.795	1	1.137	1.283	보사연계측(1999)-중소도시
2000	0.367	0.584	0.816	1	1.132	1.212	김진옥(2003)
2004	0.349	0.578	0.795	1	1.137	1.283	보사연계측(2004)-중소도시
2005	0.353	0.589	0.799	1			정부의 정책적 조정

주: 김진옥(2000)은 근로자 가구, 보건사회연구원(1988, 1994, 1999)은 빈곤가구, 장현준(1986), 김진옥(2003)은 전가구를 대상으로 함.

〈부표 2〉 우리나라 가구원수별 가구분포의 변화 (단위: %)

가구원수	2인	3인	4인	5인	6인	7인	8인	9인	10인	11인	12인	14인
1982	11.3	19.4	29.6	20.8	11.6	4.6	1.8	0.7	0.1	0.1		
1983	12.4	19.4	29.6	21.3	10.9	4.2	1.6	0.5	0.1	0.0	0.0	
1984	11.5	20.8	30.0	21.1	10.4	4.2	1.4	0.4	0.1	0.1		
1985	12.8	20.3	31.4	21.0	9.1	3.5	1.3	0.3	0.1	0.0		
1986	14.2	20.9	30.9	20.2	8.9	3.5	1.0	0.3	0.1	0.0		
1987	13.1	21.8	33.7	20.0	7.6	2.8	0.7	0.3	0.0	0.0		
1988	12.2	22.7	35.7	18.4	7.5	2.6	0.6	0.2	0.1	0.0		0.0
1989	13.8	23.0	37.0	16.5	6.9	2.1	0.4	0.2	0.1			
1990	13.2	23.6	37.3	17.3	6.1	1.9	0.5	0.2	0.0			
1991	14.2	24.5	37.2	15.9	5.9	1.8	0.4	0.2	0.0			
1992	13.7	23.5	39.0	16.1	5.5	1.5	0.5	0.1	0.0			
1993	13.7	24.1	39.5	15.6	4.8	1.6	0.4	0.1	0.1			
1994	16.9	25.2	38.6	13.6	3.7	1.5	0.3	0.1	0.1			
1995	18.2	24.7	38.9	13.2	3.5	1.1	0.2	0.1	0.0			
1996	18.8	26.1	38.1	12.6	3.2	1.0	0.2	0.1		0.0		
1997	19.4	26.3	37.8	12.2	3.1	0.9	0.2	0.0	0.0			
1998	19.0	25.8	39.3	11.7	3.0	0.9	0.1	0.0	0.0			
1999	19.8	27.1	38.2	11.0	2.8	1.1	0.1	0.0	0.0			
2000	20.7	28.3	36.8	10.8	2.5	0.8	0.1	0.0				
2001	22.8	27.1	37.0	9.7	2.6	0.5	0.2	0.0				
2002	24.0	27.3	35.8	9.8	2.4	0.5	0.2	0.0				
2003	22.5	27.2	37.4	10.1	2.2	0.5	0.1					
2004	23.2	28.2	36.4	9.6	2.2	0.3	0.1					

자료: 「도시가계조사」(통계청) 원자료, 1982~2004

The Equivalence Scale and Poverty Evaluation of the Korean Urban Households

Sung Jin Kang* · Hyuk-Jin Kwon**

Abstract

One of the most important steps in poverty reduction policies is to identify which type of households are poor. Using the Household Income and Expenditure Survey for 1982-2004, this study investigates the relation between the equivalence scale of households and the expenditure-poverty measurement. For this measurement, we estimate the unbiased elasticity of the scale of households, which is not influenced by the number of members of households.

There are several implications from this study. First, poverty evaluation is sensitive to the assumption of the elasticity of the equivalence scale. Second, four-member households have increasingly suffered from poverty during the past 23 years. Third, the equivalence scale adopted by the Korean government is inclined to overvalue the poverty of households having more than five-members and to undervalue it for households having less than four-members. Finally, for an efficient poverty reduction policy, it should be noted that the degree of economy of scale within a household tends to be negatively related to the degree of poverty status.

Key Words: households equivalence scale, poverty, expenditure

* Professor, Department of Economics, Korea University

** Research Assistant Professor, BK21 Department of Economics, Korea University