

빈곤탈출률 추이와 빈곤정책 소요재원 규모의 추정

성명재*

요약문

경제위기 이후 소득이동성이 하락하기 시작하였으며 이는 빈곤탈출률의 저하로 나타났다. 최근 빈곤율이 상승하고 있는데 소득이동성의 하락은 빈곤의 지속성이 증가하고 있음을 시사한다.

빈곤층에 대한 생계비 지원은 경상소득을 기준으로 단기빈곤가구를 대상으로 한다. 만약 생애빈곤가구와 생애비빈곤가구를 구분하여 차등지원하면 빈곤층 지지를 위한 재정소요규모를 감축할 수 있다. 가상패널에 대한 모의실험 결과, 빈곤가구에 생계비 부족분을 지원하면 연간 약 6조 3천억원의 재원이 소요되는 것으로 추정되었다. 이 때 생애비빈곤가구에 대해 미래소득을 담보로 지원금 상환의무를 부여하면 상기 소요재원 중 저리대부시 이자차액과 채무불이행 비용을 차감하고 약 3조 4천억원의 비용을 절감할 수 있는 것으로 추정된다.

핵심주제어: 소득이동성, 빈곤, 빈곤율, 빈곤탈출률

JEL 번호: D3, H2, H5, I3

I. 서론

1. 연구의 목적과 선행연구

본 연구는 빈곤가구가 빈곤에서 벗어나는 확률(빈곤탈출률)의 변화추이와, 빈곤가구에 대해 생계비 부족분을 지원할 때 예상되는 재정소요규모를 추정함을 주된 목적으로 한다. 가상패널을 이용하여 빈곤의 지속성을 기준으로 단기빈곤과 장기(또는 생애)빈곤을 구분하고 각 유형별로 생계비 지원

* 한국조세연구원 선임연구위원, 주소: 서울 송파구 가락동 87 한국조세연구원 702호

전화: 02-2186-2207, E-mail: sung@kipf.re.kr

논문투고일: 2007년 4월 6일, 심사완료일: 2007년 6월 19일

방법을 차등화할 때의 효과를 분석한다.

경제위기 이후 소득계층간 상대소득격차가 확대되고 빈곤문제가 심각해지면서 빈곤연구가 활발히 진행되고 있다. 빈곤연구는 빈곤실태 및 추세분석이 주를 이루고 있다. 반면에 빈곤탈출·진입 및 장기빈곤 문제 등에 대한 연구는 상대적으로 적은 편이다. 이는 분석에 필요한 자료가 제한적이고 방법론상으로도 까다로운 점이 많기 때문이다.

근로빈곤층에 대한 빈곤정책 연구는 이상은(2004, 2006), EITC 도입 타당성 등에 대한 연구로는 안종범·송재창(2006) 등이 대표적이다. 빈곤 실태 및 결정요인을 분석한 연구로는 금재호(2006)와 심상용(2006) 등이 두드러진다. 상대소득순위의 변동성에 기반을 두고 빈곤탈출률 또는 빈곤진입률 등을 분석한 연구는 많지 않지만, 2000년 이후 수행된 대표적인 연구로는 황덕순(2001)이 있다. 황덕순(2001)은 도시가계조사자료를 패널로 연결하여 빈곤탈출률을 추정하였다. 그 밖에 임세희(2006)와 조용수·김기승(2007)은 한국노동패널자료를 이용하여 빈곤진입률 및 탈출률과 빈곤의 지속성 등을 분석하였다. 이들 연구를 종합해보면 2000년 이후 빈곤탈출률이 감소추세를 보이고 있는 것으로 분석된다.

장기빈곤문제에 대해 본격적으로 진행된 연구는 많지 않다. 이는 충분히 긴 기간을 대상으로 축적된 패널자료가 부재하기 때문인 것으로 판단된다. 유경준·김대일(2002)은 항상소득개념을 도입하여 소득분배 격차문제를 연구하였고, 안종범 외(2006)는 경기변동과 분배·빈곤의 동태적 관계를, 성명재(2005)는 가상패널 생성을 통해 소득분배의 시한을 단기에서 장기로 확대하는 등 기존의 단기빈곤 연구와는 차별화된 모습을 보였다. 이들 연구는 소득분배 연구의 지평을 단기에서 장기로 확대하는 시금석 역할을 하고 있다는 데 의의가 있다.

본 연구는 선행연구의 성과를 바탕으로 빈곤탈출률과 빈곤진입률을 추정하고, 소득이동성 하락에 대해 가설검정을 시행하며, 빈곤탈출률의 저하로 인한 빈곤의 장기화 문제를 점검해본다. 아울러 단기빈곤과 장기(또는 생애)빈곤의 특성 차이를 이용하여 빈곤가구에 생계비 지원방법을 차등화하였을 때 복지재정소요 및 재원절감 가능규모를 추정한다.

2. 문제의 제기

우리는 흔히 단기적 관점에서만 빈곤의 유형과 특성을 분류·분석하고 빈

근대응 정책의 수혜대상자(또는 가구)를 선정하곤 한다. 이는 장기간의 소득흐름에 대한 정보가 축적되어 있지 않기 때문이다. 국민기초생활보장제도를 포함하여 상당수의 빈곤층 지원정책이 단기소득을 기준으로 지원대상 가구와 지원규모 등을 결정하고 있는 이유도 바로 장기소득의 흐름에 대한 정보가 부족하기 때문이다.

특정 시점에서 해당기의 소득과 최저생계비를 기준으로 빈곤을 판정하는 경우와, 중장기적 또는 생애소득의 관점에서 빈곤을 구분하는 경우에 양자가 반드시 일치하는 것은 아니다. 즉, 단기빈곤가구와 장기 또는 생애빈곤가구가 서로 다를 수 있다. 이런 차이는 주로 분석대상기간의 길고 짧음에 따라 분석 또는 정책 적용의 대상범위가 가변적이기 때문에 발생한다. 마찬가지로의 이유로 인해 빈곤정책에 소요되는 제반비용도 빈곤과 빈곤가구를 어떻게 정의하고 구분하느냐에 따라 달라질 수 있다.

빈곤의 지속성에 따라 빈곤정책 대상가구의 범위가 달라질 수 있음은 무엇 때문일까? 가장 큰 요인은 시간이 경과함에 따라 소득의 상대순위 및 절대규모가 변화한다는 특성, 즉 소득이동성 때문이라고 할 수 있다. 일반적으로 어떤 시점에서 (단기)빈곤가구로 분류되었다고 해서 해당 가구가 다음기 또는 다다음기에도 반드시 계속 빈곤가구로 잔류하는 것은 아니다. 이와 반대로 해당기에는 빈곤가구가 아니지만 미래의 어떤 시점에서는 소득이 추락하여 빈곤가구로 분류되는 경우도 있다. 따라서 소득이동성이 0이 아닌 한 단기빈곤과 장기빈곤은 서로 구분된다. 제Ⅲ장의 추정결과를 빌어 얘기하자면 장기빈곤율이 단기빈곤율보다 낮는데 그 이유 또한 소득이동성이 존재하기 때문이다¹⁾.

단기빈곤가구 중 일부 또는 상당수는 생애빈곤가구가 아니다. 이런 가구는 단기적으로 유동성 부족을 경험하고 있을 뿐이다. 따라서 중장기적으로도 항구적인 보호가 필요한 장기빈곤가구와는 구분된다. 만약 이런 가구를 분리해서 구별하여 관리할 수 있다면 빈곤에 대응한 각종 정부 정책에 소요되는 재정지출규모도 축소할 수 있는 여지가 있다. 이는 최근 급증추세를 보이고 있는 복지재정지출을 절감함으로써 재정압박요인을 완화하여 재정안정화에 기여할 수 있음을 시사한다.

1) 2006년 가계조사자료 분석 결과, 단기(절대)빈곤율은 7.4%로 추정되며, 가상패널 분석 결과, 장기빈곤율, 특히 그 중에서도 생애소득의 현재할인가치를 기준으로 추정한 생애빈곤율은 2.2%로 추정된다. 장·단기빈곤율의 차이는 단기빈곤가구 가운데 중장기적으로 빈곤에서 벗어나는 생애비빈곤가구도 상당히 많음을 시사한다.

본고에서는 소득이동성에 기초하여 이러한 문제를 집중적으로 살펴보고자 한다. 다만 분석의 어려움으로 인해 본고에서 집중하고자 하는 것은 정부의 복지지출 가운데 현금의 형태로 혜택이 주어지는 현금급여의 경우에만 한정하여 고찰하기로 한다.

II. 빈곤대응정책과 빈곤탈출

1. 빈곤문제를 보는 시각

(1) 소득분산과 빈곤율

빈곤은 가구소득이 빈곤선에 미달하는 경우로 정의된다²⁾. 빈곤선은 일반적으로 최저생계비(절대빈곤) 또는 중위수 소득의 일정 비율(일반적으로 40~60% 수준, 상대빈곤)로 결정된다. [그림 1]에서 빗금친 부분이 빈곤가구를 나타낸다.

빈곤정책은 빈곤가구의 생존지지를 위해 경제적 도움을 지원하는 정책과 빈곤율 저감 정책을 함께 아우른다. 빈곤율을 낮추는 방법으로는 소득분산을 작게 만드는 방법을 생각할 수 있다. [그림 2]에서 2개의 가상적인 소득분포 곡선 ‘가’와 ‘나’는 중위수소득과 소득평균이 서로 같지만 소득분산은 ‘가’가 ‘나’보다 더 큰 경우를 상정하고 있다. 이 때 ‘가’는 ‘나’보다 빈곤율이 더 크다. 이는 소득분산이 클수록 빈곤율이 커지기 때문이다. 그러므로 소득분산을 축소함으로써 빈곤율을 낮출 수 있다는 결론에 도달할 수 있다.

실증분석 결과³⁾에 따르면 지난 20여년간 우리나라 도시가구의 소득분산은 1990년대 중반을 저점으로 하여 항상 일정 수준 이상을 유지하였다. 1990년대 말 이후 최근까지는 소득분산은 서서히 확대되는 모습을 보이고 있다. 최근의 소득분배 구조의 특징 변화를 [그림 2]에 비유하자면, ‘나’에서 ‘가’의 형태로 소득분산이 커지면서 빈곤율도 점차 높아지고 있다고 할 수 있다. 소득분산의 크기는 노동시장의 유연성과 관련이 깊다. 다른 조건

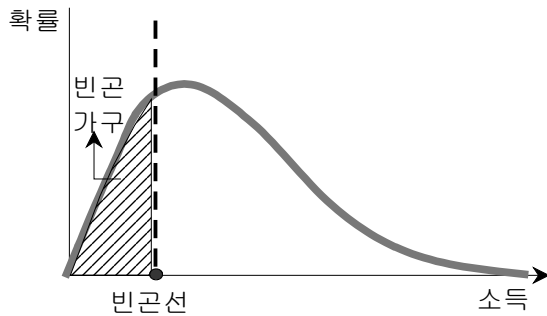
2) 가구 소득이 빈곤선보다 작더라도 자산규모가 클 경우 해당 가구를 빈곤가구로 볼 수 있느냐는 논란이 있을 수 있다(예: 은퇴가구 중 고자산 가구). 다만 자료 여건상 자산 관련 정보가 부족하고, 자산에 대한 imputed rent 추정 또한 쉽지 않으므로 본 연구에서는 소득만을 기준으로 분석한다.

3) 김종면·성명재(2003) 참조

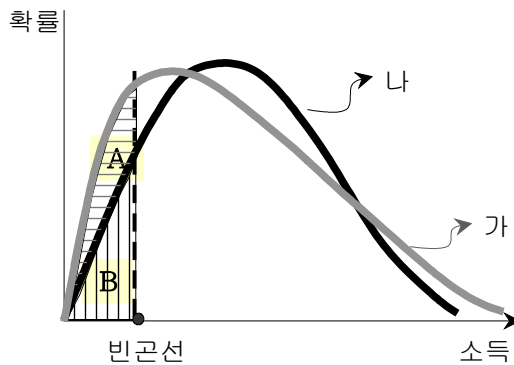
이 동일하다면 노동시장이 유연할수록 소득분산은 작아진다. 소득분산은 지니계수와 정(+)의 상관관계를 가진다. 따라서 소득분산의 축소는 빈곤율 하락뿐만 아니라 상대소득격차를 나타내는 지니계수 값도 낮추는 효과가 있다.

그렇지만 대부분의 사람들이 소득분포가 균등하다고 느낄 수 있는 수준까지 소득격차를 줄이는 것은 현실적으로 거의 불가능하다. 그러므로 소득분산의 과도한 축소를 통한 빈곤 일소를 목표로 하는 빈곤정책은 목표 달성이 자체가 어려우며 자칫 비용소모적일 수 있다. 이런 제약 하에서 (협약의) 빈곤정책이라 함은 관찰된 빈곤가구에 최저생계비 또는 일정한 기준소득을 보장해주기 위해 보조금을 지급해주는 정책을 먼저 떠올릴 수 있다.

[그림 1] 소득분포와 빈곤가구



[그림 2] 소득분산의 차이와 빈곤가구



(2) 소득이동성과 빈곤율

시각을 조금 넓혀서 관심의 초점을 단기소득에서 장기 또는 생애소득으로 확장한다면 빈곤정책의 기본 틀을 획기적으로 개편할 필요가 있다. 소득분포는 단기적으로 항상 일정한 정도 이상의 상대소득격차가 존재하는 만큼 시장소득의 분산을 단기간 내에 대폭 축소하는 것은 대단히 어렵다. 그렇지만 소득이동성을 확대할 수 있다면 단기빈곤가구 가운데 일부를 생애빈곤에서 벗어나게 함으로써 빈곤의 장기화 또는 고착화 가능성을 줄일 수 있다. 이런 경우 장기(또는 생애)빈곤가구의 비중을 낮출 수 있기 때문에 빈곤층 지원을 위한 재원규모도 줄일 수 있는 가능성이 있다. 그러므로 빈곤가구에 생활자금 등을 지원해주는 방안뿐만 아니라 시장소득단계에서의 소득이동성을 높이는 정책도 장기(또는 생애)빈곤율을 낮출 수 있는 만큼 빈곤정책의 하나로 볼 수 있다⁴⁾.

소득분포의 분산을 줄이는 정책은 직접적으로 단기빈곤율에 영향을 미치는 만큼 단기정책이라고 볼 수 있다. 소득이동성의 확대정책은 비록 단기빈곤율에는 영향을 미치지 못할 수도 있지만 장기(또는 생애)빈곤율 저하를 목표로 하는 만큼 장기정책으로 볼 수 있다. 시장소득단계에서 측정되는 빈곤율을 줄이기 위한 정책에 대해서는 소득분산을 떨어뜨리기 위한 정책과 소득이동성을 높이는 정책이 모두 필요하다.

본고의 주된 목적이 빈곤정책 소요재원에 대한 추정과 지원방법에 대해 논의하는 것인 만큼 빈곤율 저하를 위한 정책방안에 대해서는 구체적으로 논의하지 않기로 한다.

2. 빈곤율과 빈곤탈출률

빈곤탈출률은 패널자료를 사용하여야만 추정할 수 있기 때문에 본고에서는 한국노동패널자료를 사용하여 분석한다. 빈곤탈출률에 대한 이해를 돕기 위해 먼저 빈곤율 현황에 대해 살펴보고, 이어서 빈곤탈출률의 변화추이를 고찰해본다.

4) 성명재(2005)에 의하면 소득이동성은 소득이행변수(Γ)의 분산(σ_{Γ}^2)으로 측정할 수 있으며, σ_{Γ}^2 이 클수록 소득이동성이 커진다고 한다.

(1) 빈곤율

본 절에서는 한국노동패널자료(KLIPS) 중 임금근로자 가구를 대상으로 빈곤율을 분석하였다. 가계조사자료의 경우 2006년부터 1인가구도 표본에 포함되기 시작하였기 때문에 상호비교를 위해 KLIPS의 경우에도 1인가구를 포함하여 분석하였다.

가구의 가처분소득이 최저생계비에 미달하는 절대빈곤율은 1998~2004년 기간 동안 약 8~15%로 추정되었다⁵⁾(<표 1> 참조). 안중범 외 2인(2006)의 추정치와 다소 차이를 보인다. 이런 차이는 후자의 경우 2인 이상 가구만을 대상으로 하고 있는 반면에 본 연구에서는 1인가구도 포함하고 있어, 분석대상 가구의 범위가 다르기 때문이다⁶⁾.

상대빈곤율은 소득에 대한 '규모의 경제'를 고려하여 가구원 수의 제곱근을 균등화지수로 사용하여 조정한 소득을 기준으로 빈곤선을 중위수 소득의 50% 수준에 설정하여 추정하였다. 그 결과 상대빈곤율은 14~16% 수준으로 추정되었다.

절대빈곤율과 상대빈곤율 모두 경제위기 때 가장 빈곤율 수준이 높았으며, 이후 하향안정세를 보이다가 최근 소폭 상승한 것으로 추정되었다.

<표 1> 절대·상대빈곤율(한국노동패널·가처분소득 기준)

절대빈곤율		1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
		14.90	15.59	12.61	13.02	8.97	9.15	8.50
상대빈곤율	조정계수	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
	0.4	8.50	8.98	8.48	9.43	8.55	10.13	10.53
	0.5	14.45	14.36	14.00	15.16	15.19	15.67	16.44

주: 1. 가계조사자료의 근로자가구와 비교해본 결과 한국노동패널자료의 소득은 평균적으로 가계조사자료의 89% 수준을 나타내었음. 그러나 전자는 1인가구를 제외한 반면 후자는 1인가구를 포함하고 있어 단선적인 비교는 곤란함.

2. 상대빈곤율은 소득균등화지수(equivalent scale, $\sqrt{\text{가구원 수}}$)를 사용하였음.

3. 상대빈곤율의 조정계수: 빈곤선 = 중위수 소득×조정계수

가계조사자료를 이용하여 가구유형별로 절대빈곤율과 상대빈곤율을 추정할 결과는 <표 3>~<표 4>에서 보는 바와 같다⁷⁾. 가계조사자료는 2006년

5) KLIPS의 가구자료에 나타난 소득항목을 합산한 값을 가구소득으로 사용하였다. 개인소득자료는 이용하지 않았다.

6) data cleaning 방법의 차이가 있는 경우 추정치 역시 차이를 보일 수 있다.

부터 1인가구도 새로이 편입하여 농어를 제외한 전국단위의 표본을 구성하기 시작하였다. 전국단위를 기준으로 할 때 절대 및 상대빈곤율은 각각 7.4%와 16.2%로 추정되었다. 2005년보다 빈곤율 수치가 상당히 높은데 이는 상당부분 1인가구가 표본에 포함됨에 따른 차이이다.

두 가지 빈곤율은 앞에서 한국노동패널자료를 분석한 경우와 마찬가지로 절대치가 상당히 큰 차이를 보이지만 변화추이는 서로 비슷하다. 1980년대에는 빈곤율이 대체로 하락추세를 지속하였으며, 1990년대 중반에 이르러 저점을 이루다가 경제위기 때 일시적으로 급반등하였다가 안정세를 되찾은 후, 최근에는 완만한 상승추세를 보이고 있다.

가계조사자료는 2002년까지만 해도 근로자가구만을 대상으로 소득정보를 제공해주었기 때문에 제공된 정보만으로는 근로자외가구에 대해서는 빈곤 여부를 판정할 수 없었다. 본 연구에서는 근로자외가구에 대해 강석훈·박찬용(2003)에서 보듯이 역소비함수추정법을 이용하여 총소득을 추정하였다. 그리고 추정소득으로부터 소득세 부담 등을 차감하여 가처분소득을 구하고 이로부터 빈곤율을 추정하였다⁸⁾.

가구유형별로는 절대빈곤율 및 상대빈곤율 모두 무직가구와 부분취업근로자가구에서 높게 나타났으며 완전취업근로자가구와 자영업자가구에서 낮게 추정되었다. 무직가구는 실직, 휴직, 퇴직가구 등으로 구성되어 있기 때문에 경제력이 미약한 가구비율이 높다. 부분취업근로자가구도 4개 분기 중 1~3개 분기 동안 취업상태를 유지하지 못한 가구들의 집합인 만큼 4개 분기 모두 취업한 완전취업가구에 비해 평균적으로 소득수준이 낮음은 물론이다. 그러므로 이 두 가지 가구유형은 완전취업가구보다 빈곤율이 훨씬 높다.

시계열적으로는 1998년의 경제위기 기간에 빈곤율이 가장 높았다. 특히 무직가구의 경우에는 경제위기 기간이었던 1998년에 절대 및 상대빈곤율 모두 90% 내외 수준을 기록하였다. 거의 대부분의 무직가구가 빈곤가구였음을 알 수 있다. 취업가구의 경우에는 경제위기 기간에도 빈곤율이 약간

7) 가계조사자료의 경우 2005년까지는 2인 이상 가구만을 대상(1인 가구 제외)으로 하고 있다.

8) 본 연구에서 가계조사자료를 이용하여 추정한 빈곤율은 여유진 외(2005)와 안종범 외(2006)의 수치와 상당한 수준차이를 보인다. 그들의 빈곤율 추정치와 차이가 나타나는 가장 큰 이유는, 본 연구는 소득추정을 통해 모든 가구유형을 모두 포괄하고 있지만 상기 연구에서는 근로자가구만을 대상으로 한다는 데 있다. 아울러 가구소득을 연간소득으로 환산한 수치를 기준으로 빈곤율을 추정하였다는 점에서도 빈곤율 추정결과가 차이를 보이는 원인을 찾을 수 있다.

높아지는 수준에 그쳤다. 그 이유는 취업가구 중에서 경제위기로 인해 취업 상태를 박탈당한 가구가 대거 제외되고 계속 취업상태를 유지하고 있는 가구만을 대상으로 빈곤율을 추정하였기 때문에 취업가구 표본구성이 종전과 달라지면서 나타나는 착시현상, 즉 선택편의(selection bias) 또는 구성편의(composition bias) 때문이라고 할 수 있다.

전체적으로는 경제위기 이후 빈곤율이 상승추세를 보이고 있다. 인구의 급속한 고령화로 인해, 은퇴기 이후의 연령층인 노인인구의 비중이 빠르게 상승하고 있는 것이 최근의 빈곤율 상승에 상당히 크게 영향을 미치고 있는 것으로 추정된다.

<표 2> 빈곤율(가계조사자료,가처분소득 기준) 추이

	절대빈곤율					상대빈곤율				
	무직가구	근로자가구		자영업자	평균	무직가구	근로자가구		자영업자	평균
		부분취업	완전취업				부분취업	완전취업		
1982	6.34	16.40	6.26	7.14	6.95	10.80	13.60	5.05	5.91	6.06
1983	7.35	16.66	8.23	6.64	7.99	16.11	20.32	7.03	5.34	7.70
1984	9.82	20.30	8.98	7.10	8.81	12.32	26.30	7.91	5.77	8.15
1985	13.98	17.67	10.99	7.45	10.38	12.03	15.84	5.82	3.68	5.93
1986	12.66	9.44	9.45	8.26	9.32	13.33	10.39	7.48	5.48	7.40
1987	7.17	8.79	8.76	5.97	7.91	10.12	4.64	6.11	5.01	6.04
1988	11.33	21.56	6.86	2.87	6.19	13.55	21.01	5.78	2.74	5.55
1989	5.07	5.61	4.20	3.08	3.94	16.08	12.86	6.29	3.15	6.02
1990	0.90	9.67	2.77	0.96	2.47	12.76	17.45	4.47	2.66	4.98
1991	6.37	n.a.	1.79	0.91	1.68	18.74	9.11	5.59	2.98	5.58
1992	3.62	2.77	2.50	1.12	2.12	10.35	11.17	5.20	3.68	5.16
1993	2.81	7.46	2.34	0.86	2.09	17.70	16.56	5.20	2.86	5.48
1994	2.67	6.50	1.54	0.52	1.56	21.60	17.92	4.96	3.16	6.06
1995	2.78	3.28	1.30	0.74	1.30	19.10	20.28	5.43	3.33	6.30
1996	1.39	1.71	1.10	0.71	1.02	19.78	18.04	5.74	4.31	6.76
1997	64.17	16.94	1.06	1.21	6.03	88.46	39.58	5.29	4.04	12.05
1998	85.96	32.11	2.90	5.13	13.35	96.33	40.42	3.82	5.39	15.6
1999	7.96	11.20	3.20	2.47	4.26	21.43	17.60	5.91	3.13	7.76
2000	5.85	10.35	3.22	2.73	3.94	20.37	21.37	6.63	4.89	8.78
2001	8.04	4.73	2.72	1.87	3.12	21.27	12.82	5.83	4.05	7.33
2002	7.48	9.50	3.00	2.44	3.67	21.56	23.66	7.48	4.89	9.06
2003	11.26	12.400	3.05	1.48	4.25	30.72	27.32	6.30	5.40	10.45
2004	10.53	10.44	3.59	2.01	4.47	28.55	26.20	6.89	5.15	10.45
2005	12.87	14.53	4.00	2.27	5.41	31.68	23.15	7.67	5.25	11.00
2006	18.21	15.41	4.39	2.92	7.41	43.68	28.31	9.29	6.48	16.22

- 주: 1. 절대빈곤가구는 가구소득이 최저생계비에 미달가구를 기준으로 산정
- 2. 상대빈곤가구는 중위수 소득의 50% 미달가구를 기준으로 산정
- 3. 완전취업근로자가구는 4개 분기 모두 취업상태에 있는 근로자가구를 일컬으며, 부분취업근로자가구는 1~3개 분기 동안 취업상태에 있는 근로자가구를 일컫음.
- 4. 2006년부터는 1인 가구도 포함.

(2) 빈곤탈출률

빈곤탈출률이라 함은 ‘어떤 기(期)에 빈곤가구였던 가구가 다음 기에 빈곤가구에서 벗어나는 확률’로 정의할 수 있다. 이와 반대로 ‘어떤 기(期)에 비(非)빈곤가구였던 가구가 다음 기에는 빈곤가구로 전락하는 확률’은 빈곤진입률로 정의할 수 있다.

빈곤탈출률을 추정하기 위해서는 최소한 2기간 이상 연속한 자료를 대상으로 구축된 패널자료가 필요하다. 본 연구에서는 한국노동패널(KLIPS) 원시자료를 사용하여 1999~2004년의 빈곤탈출률을 추정하였다.

$$\text{빈곤탈출률} = \Pr[\text{소득}_{t+1} \geq \text{빈곤선}_{t+1} \mid \text{소득}_t < \text{빈곤선}_t]$$

$$\text{빈곤진입률} = \Pr[\text{소득}_{t+1} < \text{빈곤선}_{t+1} \mid \text{소득}_t \geq \text{빈곤선}_t]$$

빈곤선을 중위수 소득의 50%로 책정하여 상대빈곤을 기준으로 추정해본 결과, 빈곤탈출률은 42~54%로 추정되었다. 만약 빈곤선을 중위수 소득의 40%로 낮추는 경우에는 49~63%로 추정되었다. 한 가지 흥미로운 점은 빈곤선을 낮게 책정하면 빈곤탈출률이 커진다는 점이다. 또 다른 특징 중 하나는 시간이 경과함에 따라 빈곤탈출률이 작아지는 추세를 보인다는 점이다. 이는 시계열적으로 소득이동성이 작아지고 있음을 간접적으로 시사한다.

현재는 빈곤가구가 아니지만 다음기에 빈곤가구로 전락하는 비율, 즉 빈곤진입률은, 빈곤선을 중위수 소득의 40% 또는 50% 수준으로 하는 경우 각각 4~5%와 7~9% 정도로 추정된다. 시간이 경과하면서 빈곤진입률도 소폭 하락하는 추세를 보이고 있다. 이 역시 소득이동성이 조금씩 작아지고 있음을 시사한다.

절대빈곤을 기준으로 빈곤탈출률은 51~63%로, 상대빈곤을 기준의 경우보다 조금 높다. 이는 절대빈곤율이 상대빈곤율보다 작기 때문인 것으로 추정된다. 빈곤진입률은 6~12%로 상대빈곤율을 기준으로 한 경우보다 조금 더 큰 값을 가지는 것으로 추정되었다.

소득이동성을 하락시키는 요인은 매우 다양하다. 노동시장의 경직화가 한 요인이 될 수 있다. 최근의 경제여건과 소득분배구조의 변화추이를 볼 때 소득이동성의 하락은 노동시장의 경직화가 진행되고 있음을 시사해주는 간접 증거의 하나로 생각할 수 있다⁹⁾. 비정규직의 증가도 소득이동성의 하락과

관련이 있을 것으로 추정된다¹⁰⁾. 아울러 인구의 노령화¹¹⁾로 인해 노동공급 의사가 있음에도 불구하고 노동시장에 재진입하기 어려운 노인층의 비중이 빠르게 증가하는 현상도 소득이동성을 낮추는 주요 요인으로 판단된다.

<표 3> 빈곤탈출률과 빈곤진입률의 추정결과(한국노동패널자료 기준)
(단위: %)

		1999	2000	2001	2002	2003	2004	
빈곤탈출률	절대빈곤	49.37	53.04	50.58	62.52	50.91	53.51	
	상대빈곤	중위수 소득의 40%	63.23	57.17	58.30	60.20	49.39	51.52
		중위수 소득의 50%	53.54	50.29	48.52	49.73	44.90	42.01
		1999	2000	2001	2002	2003	2004	
빈곤진입률	절대빈곤	11.51	12.01	9.25	10.60	5.76	6.36	
	상대빈곤	중위수 소득의 40%	5.53	5.29	4.87	5.61	4.37	5.14
		중위수 소득의 50%	8.69	7.96	7.37	8.35	7.78	7.05

3. 소득이동성: 소득이행변수 분산의 변화 검정

앞 절에서 빈곤탈출률과 빈곤진입률이 조금씩 하락하고 있음을 보았다. 이는 소득이동성¹²⁾이 작아지고 있음을 시사한다. 본항에서는 한국노동패널 원시자료를 이용하여 소득이행변수의 분산 추정치가 통계적·구조적으로 하락하였는지의 여부를 검정해본다.

먼저 소득이행변수를 이해하기 위해 성명재(2005)의 연구에서 이 부분에 대해 기술한 내용을 발췌·요약하여 소개한다. 그의 연구에서는, 동일 연령층 내에서 금기 가구소득의 상대위계수가 p-백분위수라면 해당 연령층 내에서 다음기 소득의 상대위계수도 평균적으로 p-백분위수라는 가정하에

9) 경제위기 이후 최근까지 경제활동참가율이나 실업률 등에는 큰 차이가 없었다.
 10) 사람입국일자리위원회(2006)에 따르면 2001~2005년 동안 비정규직 근로자는 363만 5천명에서 548만 3천명으로 증가하였고 전체 임금근로자 대비 점유비도 26.8%에서 36.6%로 크게 상승하였다.
 11) 통계청 추계인구를 기준으로 할 때 65세 이상의 노인인구 비율은 1995년 5.9%, 2000년 7.2%, 2005년 9.1%, 2007년 9.9%로 추정될 정도로 인구의 고령화가 매우 빠르게 진행되고 있다.
 12) 성명재(2005)의 연구를 예로 들어 설명하면, 소득이동성은 상기 연구에서 제시된 소득이행규칙(income transition rule)에서 소득이행변수(Γ)의 분산에 해당된다.

서 소득이행규칙을 설정하고 그 매개체로서 소득이행변수를 채택하였다. 소득이행규칙에 의하면 다음기의 소득은 p -백분위수 소득을 중심으로 일정한 확률분포를 가지면서 실현되는 것으로 설정되어 있다.

소득이행규칙: $Z = \Gamma + Z^*$,

단, $Z = \ln(\text{실현된 소득})$,

$Z^* = \ln(\text{다음기의 } p\text{-백분위수 소득})$, $\Gamma = \ln(1 + \gamma)$, $\gamma > -1$.

여기서 Z 와 Z^* 는 평균과 분산 등 통계적 특성이 동일한 확률분포를 따른다. 성명재(2005)에서는 소득분포가 안정적으로 자연대수정규분포를 따른다는 실증연구결과를 바탕으로 Z 와 Z^* 가 각기 정규분포를 따르는 것으로 설정하였다. Z^* 는 현실에서는 관찰되지 않는 가상의 변수로, 다음기의 시점에서 소득자가 속한 해당 연령층 내에서의 p -백분위수 소득수준에 자연대수를 취한 값이다. Γ 는 평균이 0인 확률변수인데, 오차항으로도 해석할 수 있다. Γ 는 Z^* 의 순서(order)를 바꾸어 현실에서 관찰되는 Z 로 변환해주는 매개체 역할을 수행한다. 이 때 각 연령대별 소득분포가 시계열적으로 안정적인 자연대수정규분포를 가진다면 통계적으로 $\sigma_{\Gamma Z^*} = -\frac{\sigma_Z^2}{2}$ 의 특성을 가진다. 만약 이런 관계가 성립하지 않는다면, 궁극적으로 Z 의 분포는 한 점으로 수렴(degenerate)하거나, 또는 분산이 무한대로 증가하여 분포가 폭발(explode)하게 되어 더 이상 상기의 소득이행규칙이 성립하지 않게 된다. 이런 의미에서 상기의 공분산 조건은 소득이행규칙의 '안정성 조건(stability condition)'으로 불린다.

이상과 같이 성명재(2005)에서 제안된 소득이행규칙을 받아들이면, 소득이행성의 구조변화를 검정하기 위한 검정통계량을 아래와 같이 유도할 수 있다. 먼저 (Γ, Z^*) 의 결합분포를 이변정규분포(bivariate normal distribution)로 가정하자. 이 경우 Z 와 Z^* 가 공히 정규분포를 따르므로 Γ 도 정규분포를 따른다. 따라서 다음의 관계가 성립한다.

$$\frac{(n-1)s_{\Gamma}^2}{\sigma_{\Gamma}^2} \sim \chi^2(n-1)$$

χ^2 -분포 특성으로부터 $E(s_\Gamma^2) = \sigma_\Gamma^2$, $\text{Var}(s_\Gamma^2) = \frac{2\sigma_\Gamma^4}{n-1}$ 을 도출할 수 있다. 이 경우 표본의 크기가 충분히 크다면 다음과 같이 중심극한정리를 적용할 수 있다.

$$s_\Gamma^2 \sim_A N\left(\sigma_\Gamma^2, \frac{2\sigma_\Gamma^4}{n-1}\right)$$

위의 검정통계량을 응용하면 Γ 의 분산이 시계열적으로 구조변화를 나타내었는지를 검정할 수 있다. 소득이행변수의 분산은 1999년 0.192에서 2004년 0.168로 12.5% 감소하였다. 연속한 두 연도를 대상으로 ‘분산의 크기가 서로 같다’는 귀무가설하에서 가설검정을 실시해본 결과 1999~2000년 사이, 2001~2002년 사이의 경우 유의수준 5%, 2002~2003년 사이의 경우 유의수준 10%에서 귀무가설을 기각하는 것으로 분석되었다. 따라서 소득이행변수(Γ) 분산의 변화가 누적된 1998년과 2004년의 경우를 검정한다면 당연히 귀무가설을 기각한다. 그러므로 통계적 관점에서 볼 때 1990년대 말과 2000년 이후 소득이동성이 하락하였다고 결론지을 수 있다.

<표 4> 자연대수소득의 분산 추정결과 및 분산 변화 여부에 대한 가설검정 (한국노동패널 자료 분석결과)

전체 표본	1999	2000	2001	2002	2003	2004
관측치수	3,472	3,230	3,069	3,192	3,329	3,528
소득이행변수 분산	0.355	0.329	0.377	0.364	0.324	0.316
소득이행변수 표준편차	0.596	0.574	0.614	0.603	0.57	0.562
소득이행변수 > 1.2 제외	1999	2000	2001	2002	2003	2004
관측치수	3,270	3,066	2,883	2,996	3,154	3,347
소득이행변수 분산	0.192	0.182	0.189	0.178	0.171	0.168
소득이행변수 표준편차	0.439	0.427	0.434	0.422	0.414	0.410
H_0 : 전기분산과 금기분산의 크기가 같다.	1999	2000	2001	2002	2003	2004
가설검정 검정통계치 (t-값)		1.971	0.171	1.975	1.854	1.542

주: | 소득이행변수 | > 1.2인 관측치를 제외한 것은 특이표본치로 인한 편의를 제거하기 위함.

Ⅲ. 빈곤정책 재원소요 규모

1. 단기빈곤과 장기빈곤

2기간 이상의 기간을 대상으로 미래소득을 현재가치로 할인한 경우의 소득 합이 미래의 빈곤선을 현재가치로 할인·합산한 금액보다 작은 경우를 장기빈곤이라고 정의하자. 그리고 대상기간을 생애잔존기간과 일치시키는 경우의 장기빈곤을 생애빈곤이라고 정의하자¹³⁾.

장기빈곤율은 분석대상기간이 짧아질수록 그 값이 커지는 반면, 대상기간이 길어질수록 작아지는 특성을 나타낸다. 이는 소득이동성으로 인해 빈곤탈출률이 정(+)¹⁴⁾의 값을 가지기 때문이다. 또한 빈곤하지 않은 가구가 빈곤가구보다 월등히 많기 때문이다. 대상기간이 일정 기간을 초과하여 길어지는 경우에는 더 이상 장기빈곤율에 변화가 없다. 이는 아주 먼 미래의 소득을 현재가치로 할인할 경우 할인소득규모에 미치는 영향이 매우 작기 때문이다.

KLIPS로부터 소득이행변수의 분산을 추정하고 미래소득의 평균과 분산에 대한 예측치¹⁴⁾를 토대로 가상패널을 구성하여 모의실험을 수행하였다. 소득이행변수의 분산은 1999~2004년 동안 0.168~0.192로 추정되었다. 이 중 가장 최근 값인 2004년의 0.168이 향후에도 그대로 유지되는 경우를 가상하여 가상패널을 구성하여 기준선(benchmark) 모형으로 하고, 그 값이 하락하기 이전인 1999년의 0.192를 기준으로 구성한 가상패널을 대안모형이라고 하자.

기준선 모형을 기준으로 가상패널을 분석해본 결과, 분석대상기간이 12년 이상이면 생애빈곤율은 2.2% 수준에서 더 이상 변화하지 않는 것으로 추정되었다¹⁵⁾. 생애빈곤율 2.2% 수준은 2006년 가계조사자료에 나타난 단기빈곤율 7.4%의 약 3/10에 조금 못 미치는 수준이다. 분석대상기간을 확대함에 따라 장기빈곤율은 등락을 보이면서 생애빈곤율로 하향수렴하는 경향을 보인다. 수

13) 장기빈곤 또는 생애빈곤을 분석하기 위해서는 가상패널을 생성하여야 한다. 가상패널은 앞의 제Ⅱ장에서 소개한 소득이행규칙을 토대로 구축할 수 있다. 이에 대해서는 부록에서 간략히 논의한다.

14) 미래소득의 평균과 분산 등 가상패널 구성에 대한 자세한 내용은 부록을 참조하기 바란다.

15) 가상패널을 구성하기 위해서는 중간단계에서 무작위수 생성과정이 개입된다. 따라서 생애빈곤율이 더 이상 변하지 않는 기간은 무작위수를 생성할 때마다 약간씩 차이가 나타날 수 있다. 대체로 5~7년이 경과하면 생애빈곤율의 변화가 완료되며, 늦어도 약 10년 정도 경과하면 생애빈곤율이 더 이상 변하지 않는 것으로 분석되었다.

럼 중간 단계에서 일부 구간에서는 장기빈곤율이 오히려 상승하는 경우도 있다. 이는 초년도에는 단기빈곤가구가 아니었지만 미래소득이 낮아지면서 미래 시점에서 새롭게 빈곤가구로 편입되는 가구가 존재하기 때문이다. 그러므로 생애빈곤가구는 두 가지 가구유형의 합집합임을 알 수 있다. 한 가지 유형은 현재 시점에서 단기빈곤가구이면서 장기적으로도 빈곤에서 탈출하지 못한 가구이다. 다른 유형은, 현재는 단기빈곤가구가 아니지만 미래 시점에서 빈곤가구로 편입되면서 그 이후 빈곤에서 벗어나지 못하는 가구이다. 그러므로 생애빈곤율과 단기빈곤율의 차이는 단기빈곤가구 가운데 생애빈곤에서 벗어나는 가구비율의 하한선으로서의 의미를 지닌다고 할 수 있다(이상 <표 5> 참조).

만약 소득이행변수의 분산이 하락하지 않고 1999년 수준($\sigma_r^2=0.192$)에서 고정되어 있었다는 가상적인 상황을 전제로 구성된 가상패널에 대한 분석결과(대안모형)를 보면, 최종적인 생애빈곤율이 2.0%로 기준선의 경우보다 약간 작은 값을 가지는 것으로 추정되었다. 이는 소득이동성이 떨어지지 않았다면 동일한 단기빈곤율(7.4%)에서도 장기빈곤율은 조금 더 낮은 값을 가질 수 있었음을 의미한다. 그러므로 최근의 소득이동성 하락 즉, 소득이행변수 분산의 하락은 결과적으로 장기빈곤율과 생애빈곤율을 상승시켰음을 시사한다.

< 표 5 > 가구원수별·대상기간별 생애빈곤율(가상패널분석 결과)

(단위: %)

$\sigma_r^2 = 0.410$		1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상	평균
기간 경과	1년 경과	4.601	4.421	1.086	1.090	1.624	0.282	2.404
	2년 경과	4.435	3.569	1.079	0.994	1.216	0.282	2.127
	3년 경과	3.878	3.690	0.896	0.943	1.664	0.282	2.042
	4년 경과	3.990	3.632	1.141	0.980	1.498	0.282	2.103
	5년 경과	3.990	3.632	1.105	1.074	1.050	0.282	2.091
	6년 경과	3.797	3.758	1.105	1.016	1.050	0.282	2.073
	7년 경과	3.797	3.758	1.245	1.016	1.498	0.282	2.137
	8년 경과	3.797	3.758	1.245	0.986	1.498	0	2.122
	9년 경과	3.797	3.856	1.245	1.005	1.498	0.282	2.156
	10~11년	3.797	3.856	1.245	1.120	1.050	0.282	2.159
	12년 이상	3.797	3.856	1.245	1.167	1.216	0.282	2.184
	$\sigma_r^2 = 0.439$		1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상
기간 경과	1년 경과	5.527	6.428	2.987	1.288	1.980	1.674	3.559
	2년 경과	2.867	4.472	1.068	1.063	1.015	0.957	2.109
	3년 경과	2.393	4.381	1.424	0.839	0.863	0.957	2.022
	4년 경과	2.621	4.374	1.359	0.768	0.863	0.957	2.020
	5년 경과	2.490	4.374	1.569	0.890	0.863	0.957	2.084
	6년 경과	2.490	4.328	1.485	0.844	0.863	0.957	2.041
	7년 경과	2.490	4.295	1.485	0.719	0.863	0.957	1.996
	8~14년	2.490	4.295	1.523	0.719	0.863	0.957	2.005
	15년 이상	2.490	4.295	1.523	0.737	0.863	0.957	2.011

주: 가상패널은 소득이행규칙에 따라 한국노동패널자료로부터 소득이행변수의 분산을 추정하고, 2050년까지의 미래소득의 평균과 분산에 대한 예측치를 토대로 구성

일반적으로 단기빈곤은 모든 연령층에 걸쳐 고르게 관찰된다. 그렇지만 장기빈곤 또는 생애빈곤은 50대 이후의 장년층과 노년층에 집중되어 있다. 이들의 경우 생애잔존기간이 짧을 뿐만 아니라 은퇴 비율이 높아지는 연령층이기 때문에 좀처럼 빈곤에서 벗어나기 어려운 처지에 놓인 경우가 많기 때문이다. 젊은 연령층의 경우에는 비록 단기빈곤에 처해 있다고 하더라도 생애잔존기간이 충분히 길기 때문에 빈곤탈출률이 양의 값을 가지는 한 장기적인 관점에서 볼 때 빈곤에서 탈출할 확률이 1에 가까워진다. 그러므로 확률적으로 젊은 층의 생애빈곤율은 분석대상기간이 길어질수록 0%에 수렴하게 된다.

<표 6> 현재 가구주 연령별 생애빈곤율(가상패널 분석결과)
(단위: %)

현재 가구주 연령	$\sigma^2 = 0.168$	$\sigma^2 = 0.192$
~47	0.00	0.00
48	0.00	0.21
49~50	0.00	0.00
51	0.79	0.00
52	0.00	0.00
53	0.80	0.00
54	0.00	0.00
55	1.40	0.00
56	3.43	1.54
57	2.41	1.47
58	4.71	2.75
59	5.48	1.43
60	5.58	1.96
61	2.55	6.68
62	5.02	8.50
63	6.62	5.27
64	12.85	10.63
65	10.78	10.93

주: 가상패널은 소득이행규칙에 따라 한국노동패널자료로부터 소득이행변수의 분산을 추정하고, 2050년까지의 미래소득의 평균과 분산에 대한 예측치를 토대로 구성

2. 빈곤정책 소요재원 규모: 생계비 부족분 보전비용을 중심으로

(1) 빈곤정책 비용의 구분

본항에서는 빈곤정책 수행을 위해 필요한 직접적인 실질지원금 규모를 추정하고자 한다. 빈곤정책의 소요재원규모는 매기간마다 빈곤가구를 대상으로 최저생계비에 미달하는 부분을 금전적으로 지원해주는 보조금(즉, 생계비 지원금)의 합이다. 이 경우 노동의 제공 여부에 상관없이 최저생계비를 보장해주는 것을 전제로 지원금의 크기가 결정되는 만큼 도덕적 해이로 인한 재원 추가의 가능성을 배제할 수 없다. 다만 제도를 어떻게 고안하느냐에 따라 도덕적 해이로 인한 추가재원규모는 축소가 가능한 만큼 일단 본고에서는 도덕적 해이가 없다는 전제하에서 소요재원규모를 추정하기로 한다.

본 연구에서 매기간 최저생계비를 보장해주는 생계비 부족분 지원대상은 모두 단기빈곤가구로 설정한다¹⁶⁾. 어떤 시점에서 관찰된 (단기)빈곤가구 중에는 일시적으로 가구소득이 빈곤선 이하로 하락하였을 뿐 항상소득은 빈곤선보다 높은 생애빈곤가구도 있다. 다른 한편으로는 장기에서도 빈곤이 지속되는 생애빈곤가구도 포함되어 있다.

전자의 경우에는 일시적으로 소득 하락을 경험하고 있기 때문에 일시적인 유동성 부족 문제를 해소하는 것이 필요하며 항구적인 보호는 필요하지 않다. 이런 경우에는 미래소득을 담보로 해당 기간에 생계비 부족분을 지원하고 추후에 경제적 여건이 개선되었을 때 지원금(A)의 원리금을 상환하는 방안으로 전환한다면 이 부분에 대한 소요재원을 절감할 수 있다. 만약 지원금 상환 시에 적용되는 이자율을 시장이자율보다 낮게 책정한다면 이런 경우의 실질지원비용은 이자부담분이 된다. 물론 채무불이행이 발생한다면 그만큼을 추가비용으로 볼 수 있다. 이 경우 전자에 대한 비용총액(C_1)은 지원금 원금에 대한 이자차이상당액(A_1)과 채무불이행액(A_2)의 합이 된다.

후자의 경우에는 생애를 통틀어 빈곤을 벗어나지 못하므로 생애소득흐름을 통틀어 지원금에 대한 상환능력이 없는 것으로 판정할 수 있다. 그러므

16) 이 방안은 현행 국민기초생활보장제도와 일치하는 것은 아니므로 양자를 동일시하는 것은 곤란하다. 본항에서는 빈곤가구의 생계비 부족분 지원을 위한 소요재원 규모와, 빈곤가구의 특성에 따라 지원정책을 차별화하는 경우 얻을 수 있는 소요재원의 절감분을 추정하는 것이 주된 목적이며 특정 제도에 대한 실행재원 규모 등과는 관련이 없다.

로 이런 경우에는 지속적인 생계비 보조가 필요하고 지원금에 대한 상환의 무도 면제하는 것이 바람직하다. 이런 경우 빈곤정책의 비용(소요자원)은 지원금 전액(C_2)으로 볼 수 있다.

그 밖에 생애빈곤가구지만 현재 시점에서는 단기빈곤가 아닌 가구도 있다. 이런 가구는 현 시점에서 생계비가 부족하지 않으므로 생계비 지원의 필요성이 작다. 다만 빈곤으로 추락하는 시점에서부터는 보호가 필요하다. 이런 경우 현재시점에서의 직접비용은 0원이다.

그러므로 본고에서 정의하는 빈곤정책의 직접지원비용(C)은 C_1 과 C_2 의 합이다.

이상의 논의를 토대로 전체 가구당 평균금액으로 환산하여 빈곤정책 소요 자원규모를 유형별로 나누어 수식화하면 다음과 같다.

$$A = \int (\text{빈곤선} - X) \times 1[\text{빈곤선} > X] \times \{1 - 1[\text{생애빈곤}]\} f(X) dX$$

$$A_1 = A \times (\text{시장이자율} - \text{적용이자율})$$

$$A_2 = A \times \text{채무불이행률}$$

$$C_1 = A_1 + A_2$$

$$C_2 = \int (\text{빈곤선} - X) \times 1[\text{빈곤선} > X] \times 1[\text{생애빈곤}] f(X) dX$$

X : 가구소득

$f(\cdot)$: 가구소득의 확률밀도함수(자연대수정규분포의 확률밀도함수)

$1[\cdot]$: 지시함수(indicator function)

지시함수의 값은 []안의 명제가 참이면 1, 거짓이면 0임.

C 는 1가구당 실질 생계비 지원비용(즉, 단위비용)을 나타내므로 총비용 규모는 ' $C \times$ 총가구수'가 된다.

여기서 한 가지 주목해야 할 점은, 정책당국이 매기간 생계비 부족분을 지급하는 시점에서는 장·단기빈곤 여부를 구분할 수 있는 아무런 정보를 가지고 있지 않기 때문에 사전적으로 장·단기빈곤가구를 구별하여 지원금의 상환 여부를 미리 판정할 수 없다는 점이다. 왜냐하면 장기빈곤 여부는 장기적·사후적으로만 판정할 수 있기 때문이다. 그런 의미에서 볼 때 지원금을 받은 이후 일정한 기간(예: 5~8년) 동안 계속 빈곤에서 벗어나지 못하거나 빈곤에서 벗어나더라도 빈곤탈출의 정도가 충분히 크지 않은 경우를

생애빈곤가구로 판정하고 이들에 대한 지원원리금의 상환의무를 면제하는 방안을 고려할 수 있다. 그 밖에 해당가구의 근로능력 여부, 자산보유규모 등에 대한 정보도 최종적·사후적으로 생애빈곤 여부, 즉 지원원리금에 대한 상환의무 면제 여부를 판정할 때 보조적인 지표로 사용할 수 있다.

(2) 소요재원 추정결과: 기준선 모형($\sigma_r^2 = 0.168$) 기준

빈곤층에 대한 생계비 부족분을 모든 단기빈곤가구를 대상으로 무차별적으로 지원하되, 사후적으로 생애빈곤 여부를 판가름할 수 있을 정도로 충분한 시간이 경과한 다음, 생애빈곤가구에 대해서는 원리금 상환의무를 면제해주는 것이 본고에서 제안한 정책의 핵심이다. 그러므로 소요재원을 추정함에 있어서는 생애빈곤가구와 생애비빈곤가구의 두 가지로 구분하여 논의하면 이해가 용이하다.

기준선 모의실험결과에 따르면, 단기빈곤가구이면서 동시에 생애빈곤가구에 속하는 가구를 대상으로 지원금 원금(C_2)을 $C_2=0$ 인 가구까지 포함하여 전체 가구를 대상으로 적분하면 가구당 평균 생계비 부족액은 64,648원으로 추정된다. 2006년도 통계청의 추계 총가구수가 15,988,599가구이므로 상기 금액을 여기에 곱하면 비용총액은 1조 336억원으로 산출된다.

생애빈곤가구가 아닌 가구로서 단기빈곤가구인 경우에는 경상소득이 부족하여 유동성 부족 현상이 발생하므로 이들에 대해서도 생계비 지원이 필요하다. 이들 가구에 대한 지원금 원금(A)은 전체 가구를 기준으로 가구당 평균 326,500원으로 추정된다. 이를 전체 가구로 환산하면 지원금의 원금총액은 연간 5조 2,203억원에 이른다. 저소득빈곤층의 생계비 부족분에 대한 지원금 원금에 대한 상환의무를 부여할 때 적용하는 이자율은 시장이자율보다 낮게 적용할 수 있다. 만약 두 이자율 간의 차이가 5%이고, 매기간마다 균등상환하며, 평균 상환기간이 10년이라고 가정하자. 평균잔고가 5년치 지원금의 평균에 해당한다고 보아도 크게 무리하지 않은 만큼, 대략적으로 상환이자 적용되는 잔금규모는 연간 지원금 원금규모의 다섯 배 수준이다. 그러므로 매기간 부담해야 하는 이자부담분은 1년치 지원금 원금의 25%(=5%/연×5년)에 해당된다. 채무불이행률을 10%로 가정하면, 단기빈곤가구 중 생애비빈곤가구에 대한 지원을 위해 필요한 순실질비용은 1년치 지원금 원금의 35%에 이른다. 그러므로 순비용은 5조 2,203억원의 35%인 1조 8,271억원이다. 지원금을 전액 지원하고 상환의무를 면제해주는 경우와 비교하면 3

조 3,932억원(5조 2,203억원의 65%)의 재원을 절감할 수 있다.

그러므로 빈곤정책의 순실질소요비용은 연간 총 2조 8,607억원(2006년 기준)으로 추정된다. 현재의 빈곤정책은 현재의 경상소득과 부양능력이 있는 가족이나 친지 등의 존재 여부 등을 기준으로 기초생활보호대상가구를 선정하고 있다. 따라서 가구소득이 빈곤선에 미달하더라도 보호를 받지 못하는 가구도 상당수 존재한다. 그러므로 위에서 추정한 빈곤정책 수행을 위한 직접비용, 즉 직접지원금의 소요규모는 일종의 최대값으로 해석할 수 있다.

물론 위에서 논의한 바와 같이 생계비 부족분 전액을 정부에서 보전해주면 빈곤가구에 아무런 근로의욕을 부여하지 않기 때문에, 도덕적 해이가 발생할 수 있다. 이 경우 해당 가구에 대한 가구당 지원액은 빈곤선과 기준소득의 차액이 아니라 빈곤선 자체가 될 것이다. 이런 경우에는 비용소요규모가 기하급수적으로 증가할 것이다. 그렇지만 제도를 시행함에 있어서는 도덕적 해이가 최소화되는 방향에서 정책을 집행할 것이므로 이런 경우에 대해서는 비용을 추계하지 않았다.

<표 7> 빈곤가구 생계비 지원을 위한 연간 실질재정소요규모 추정치

				단위	$\sigma_r^2 = 0.168$	$\sigma_r^2 = 0.192$
2005년도 추정가구수		H		가구	15,788,962	
단기 빈곤가구 비용 (생애 비빈곤 가구 제외)	전체가구 기준 가구당 평균 비용	지원금 원금	A	원	326,500	336,482
		연간 이자비용(누적)	$A_1 (=A의 5% \times 5년)$		81,625	84,121
		연간 채무불이행 비용	$A_2 (=A의 10%)$		32,650	33,648
		직접비용	$C_1 (=A_1+A_2)$		114,275	117,769
	총계 기준 비용	지원금 원금	$A \times H$	억원	52,203	53,799
		연간 이자비용(누적)	$A_1 \times H$		13,051	13,450
		연간 채무불이행 비용	$A_2 \times H$		5,220	5,380
		직접비용	$C_1 \times H$		18,271	18,830
생애 빈곤가구 비용	전체가구 기준 가구당 평균 비용	지원금 원금 (상환의무 면제)	C_2	원	64,648	54,667
	총비용		$C_2 \times H$	억원	10,336	8,740
실질 총비용	지원금 원금(총계)		$(A+C_2) \times H$	억원	62,539	62,539
	총비용	지원금 원금(순계)	$C_2 \times H$	억원	10,336	8,740
		이자비용	$A_1 \times H$		13,051	13,450
		채무불이행 비용	$A_2 \times H$		5,220	5,380
		총계	$C \times H$		28,607	27,570
비용절감분		$(A+C_2-C) \times H$	억원	33,932	34,969	

주: 주계가구수는 통계치 추정치 기준

이상에서 보듯이 단기빈곤가구로 관찰된 모든 가구를 대상으로 생계비 부족분을 보전해주되 현행의 국민기초생활보장제도처럼 지원금에 대한 상환의무를 부여하지 않는 경우에 비해, 단기빈곤가구 중 생애비빈곤가구를 대상으로 저리로 상환의무를 부여하게 되면 연간 약 3조 3,932억원의 잉여재원을 마련할 수 있다. 이는 복지재정의 안정화는 물론이고 지원대상자를 확대할 수 있는 여지를 준다는 점에서 의의를 지닌다.

상기와 같은 빈곤층 지원정책은 일종의 ‘미래소득’을 담보로 한 생계비 부족분에 대한 ‘대부정책’으로도 인식할 수 있다. 본 연구에서 제안한 정책과 정확히 일치하는 내용은 아니지만 저소득층에 대한 학자금 대부정책 등도 넓은 의미에서 이런 정책의 범주에 들어간다고 할 수 있다.

(3) 소요재원 추정결과: 대안모형($\sigma_r^2 = 0.192$) 기준

앞에서도 살펴보았듯이 만약 소득이동성이 하락하지 않고 1999년 수준을 유지하였다면, 모든 단기빈곤가구를 대상으로 생계비 부족분 지원을 위해 지원되는 신규재원은 연간 6조 2,539억원으로 기준선의 경우와 동일하다. 이는 설정상 단기빈곤율이 기준선의 경우와 동일하기 때문이다. 소득이동성이 하락하지 않았다면 생애빈곤율이 더 낮아지므로 생애빈곤가구 비율의 감소에 따라 상환받을 수 있는 생애비빈곤가구의 범위가 확대된다. <표 7>에서 보듯이 소득이동성이 떨어지지 않았다면 소요재원의 절감가능규모는 3조 4,969억원으로 기준선의 경우보다 1,037억원 늘어났다.

그러므로 소득이동성의 하락을 방지하면 빈곤층 생계비 부족분을 장단기로 구분하여 차등적용하는 경우에 예상할 수 있는 재원절감규모가 늘어날 수 있음을 알 수 있다.

(4) 빈곤율, 소득이동성, 소요재정의 관계

위에서 검토한 방안은 매기간마다 해당기의 소득을 기준으로 단기빈곤 여부를 판정하고, 단기빈곤가구에 대해 생계비 부족분을 지원하는 것이 주된 골자이다. 그러므로 단기빈곤율의 증감은 곧 소요재정규모의 증감을 의미한다.

소득이동성의 하락은 이전기간에 비해 전기의 빈곤가구 중 금기에도 빈곤가구가 잔류하는 비율이 높아졌음을 의미한다. 따라서 소득이동성이 하락하더라도 단기빈곤율과 빈곤층 내부에서의 상대소득분포의 구조가 동일하다

면 해당기의 신규 생계비 지원을 위한 재원규모는 변화하지 않는다. 그러므로 소득이동성의 변화는 신규 소요재원규모에 영향을 미치지 않는다. 다만 소득이동성이 하락하면 빈곤의 고착화 비율이 높아지기 때문에 장기빈곤율이 높아지고, 따라서 생애빈곤가구의 비율이 작아지면서 미래의 지원금 상환의무 비율 및 상환규모도 함께 작아진다. 제Ⅱ장의 분석결과에 따르면 소득이동성을 나타내는 소득이행변수의 분산은 1998~2004년 동안 0.192에서 0.168로 12.5% 감소하였다. 같은 기간 동안 빈곤탈출률은 상대빈곤 기준(빈곤선=중위수 소득의 50%)으로 54%에서 42% 수준으로 1/5 정도 감소하였다.

모의실험 결과에 의하면 단기빈곤율이 종전(7.4%)과 동일하다는 전제하에서 소득이동성의 하락이 없었다면 생애빈곤율은 2.2%가 아니라 2.0%였을 것으로 추정되었다. 생애빈곤율은 단기빈곤율과 생애빈곤율의 차이이므로 생애빈곤율은 기준선의 경우 5.2%이고, 만약 소득이동성의 하락이 없었다면 5.4%였을 것이다. 생애빈곤율이 5.2%와 5.4%일 때 장·단기 빈곤의 구분정책을 통한 비용절감효과는 각각 3조 3,932억원과 3조 4,969억원이다. 그러므로 소득이동성이 하락하지 않았더라면 추가비용절감효과는 1,037억원이었을 것으로 추정되었다.

상기의 논의를 종합하면, 단기빈곤율에 변화가 없는 한 소득이동성의 변화가 매기마다 신규로 지급되는 지원금 규모에는 영향을 미치지 않지만, 소득이동성이 하락하면 생애빈곤율 상승을 통해 지원금에 대한 상환비율과 상환규모가 작아짐으로써 복지재정에 영향을 미치게 된다.

앞에서의 분석결과에 의하면, 다소 등락을 보이기는 하지만 대체로 경제위기 이후 단기빈곤율이 상승추세를 보이고 있다. 반면에 소득이동성은 완만하게 하락하고 있다. 전자에 따라 빈곤층의 생계지지를 위해 매기간 필요한 재원규모가 증가한다. 단기빈곤 가운데 사후적으로 생애빈곤가구로 판정되는 가구만을 대상으로 지원원리금에 대한 상환의무를 면제하고 나머지 부분을 회수한다면 복지재정의 절감이 가능하다. 그렇지만 최근과 같이 소득이동성이 계속 하락추세를 보인다면 생애빈곤가구의 비율이 상대적으로 작아지면서 지원원리금 상환을 통한 재정절감효과가 작아질 것이다. 그러므로 복지재정의 절감을 위해서는 빈곤율 수준을 낮추려는 노력과 함께 소득이동성을 확대하는 방안도 함께 추진하는 것이 바람직하다.

소득이동성 제고를 위한 노동정책이라 함은 일차적으로 노동시장의 유연성을 높이는 한편, 저소득근로빈곤층에 대한 재교육·재훈련을 통한 근로능

력 향상, 취업알선, 진로상담 등의 서비스 제공과 함께 장년층 및 은퇴연령층에 대한 고용증가 도모를 위한 임금피크제 확대 등의 정책을 시행할 필요가 있다.

IV. 맺음말

빈곤율을 감축하기 위한 방법은 크게 소득분산을 저하시키는 방법과 소득이동성을 높이는 방법이 있다. 이 중 후자는 빈곤탈출률을 높임으로써 장기 빈곤율을 떨어뜨리는 데 효과적이다. 소득이행변수의 분산으로 표현되는 소득이동성의 하락 여부를 가설검정을 통해 검정해본 결과 경제위기 이후 소득이동성이 구조적으로 하락한 것으로 분석되었다. 이는 빈곤의 지속성이 강화되고 있음을 시사한다.

복지재정지출이 빠르게 증가하고 있는 가운데 재정안정화를 위한 복지지출 절감방안의 하나로서 빈곤가구에 대한 생계비 지원시 장·단기빈곤을 구별하는 차등지원정책을 채택하면 재정소요규모를 크게 절감할 수 있다. 빈곤층에 대한 생계비 지원은 해당시점에서 관찰된 경상소득 등을 기준으로 대상자를 선정하는 경우가 일반적이다. 모의실험 결과, 모든 단기빈곤가구를 대상으로 생계비 부족분을 지원하기 위해서는 연간 6조 2,539억원이 소요된다. 이 경우 장·단기빈곤가구를 구별하여 지원하면 3조 3,932억원의 비용절감이 가능하다. 따라서 빈곤가구 지원을 위한 순비용은 연간 2조 8,607억원으로 축소된다.

소득이동성의 하락은 곧 생애빈곤율의 상승을 의미한다. 그러므로 소득이동성의 하락을 방지하면 추가적인 재원절감이 가능하다. 만약 1999~2004년 사이에 소득이동성이 하락하지 않았다면 연간 약 1천억원 정도의 비용을 추가적으로 절감할 수 있는 것으로 추정되었다.

소요재원의 추정치는 소득의 범위에 따라 가변적인 만큼 절대적인 수치로 받아들이는 데에는 한계가 있다. 그렇지만 빈곤가구에 대해 반대급부 없이 무조건적으로 지원하는 방식의 빈곤정책에서 벗어나 단기빈곤가구와 생애빈곤가구를 구분하여 지원방식과 규모를 차등화하는 방안이 재원 절약적이면서도 복지재정 안정화에 기여할 수 있는 방안인 것으로 평가할 만하다.

빈곤층에 대해 생계비 부족분을 지원하는 시점에서는 일반적으로 해당 가구가 생애빈곤가구에 해당하는지의 여부를 판단할 수 없다. 다만 생애빈곤

의 여부는 사후적으로 평가할 수 있다. 제Ⅲ장의 장기빈곤을 추정결과 (<표 5>)에서 보듯이 짧게는 5~7년, 길게는 약 10년 정도의 기간이 흐르면 대부분의 장기빈곤가구는 파악된다고 볼 수 있다. 그러므로 상기와 같은 제도 시행을 위해서는 2단계의 조치가 필요하다. 일차적으로는 생계비 부족분을 지원받는 가구 모두를 대상으로 지원금에 대한 상환의무를 부여한다. 다음 단계에서는 생계비 지원계정을 설정하여 이를 지속적으로 관리하고, 장기빈곤 또는 생애빈곤 여부를 판정할 수 있을 정도로 충분한 시간(대략 5~7년 정도)이 경과하면 장기·생애빈곤가구로 판정된 가구에 한정하여 원리금 상환의무를 면제해준다.

물론 장기·생애빈곤가구로 판정되어 상환의무가 지속되는 경우에도 추후에 예기치 못한 여건의 변화로 인해 다시 생애빈곤가구로 전락할 수도 있다. 이런 경우에는 생계비 지원금 상환의무가 면제된다. 가상패널에서는 이런 경우도 확률적으로 포함하고 있다.

이런 제도를 본격적으로 시행하고 있는 국가는 아직 없으나 ‘한번 빈곤은 영원한 빈곤’이라는 명제가 성립하지 않는 현실에서는 ‘미래소득’을 담보로 대부하는 방식을 접목시킨 빈곤층 지원정책방안을 심층적으로 검토해볼 필요가 있다.

본고에서 상정하고 있는 빈곤정책은 현재 적용되고 있는 빈곤정책(예: 국민기초생활보장제도 등)과는 관계가 없음을 밝혀두는 바이다. 다만 장래에 생계비 부족분 보전방식으로 빈곤정책을 전환하는 경우에 예상되는 소요재원 규모를 추정하고 이 때 비용절약적인 지원방식에 대해 논의함으로써 향후 정책토의시에 참고가 되길 바란다.

[참고문헌]

- 강석훈·박찬용, 「소득분배 추정방법의 한계에 대한 고찰」, □ 재정논집□ 제 18집 제1호, 한국재정·공공경제학회, 2003, 29~49면.
 금재호, 「외환위기 이후 한국의 근로빈곤 실태에 관한 연구」, □ 노동경제논집□ 제29권 제1호, 한국노동경제학회, 2006, 41~73면.
 김종면·성명재, 「소득분포의 특성을 사용한 세대별 연령-소득 곡선 (Cohort-Income Profile)의 도출」, □ 한국경제의 분석□ 제9권 제

- 3호, 한국경제의 분석패널·한국금융연구원, 2003.
- 사람입국일자리위원회, □ 비정규직 실태 및 정책과제□ , 제73회 국정과제 회의 본 보고서(2006. 4. 11), 2006.
- 성명재, □ 우리나라 빈곤율의 변화추이와 정책방향: 소득분포 특성 고찰과 가상패널 구축을 통해 살펴본 빈곤추이와 정책시사점□ , 연구보고서 05-01, 한국조세연구원, 2005.
- 심상용, 「우리나라 근로빈곤가구 특성의 변화에 대한 실증 연구: <도시가계 조사>를 중심으로」, □ 사회보장연구□ 제22권 제4호, 한국사회보장학회, 2006, 163~189면.
- 안중범·송재창, 「한국형 EITC 제도 도입의 파급효과와 추진방안」, □ 재정논집□ 제20집 제42호, 한국재정학회, 2006, 33~71면.
- 안중범·임병인·석상훈, 「경기변동과 분배 및 빈곤간 동태적 관계」, □ 경제학연구□ 제54집 제4호, 한국경제학회, 2006, 5~31면.
- 여유진·김미곤·김태완·양시현·최현수, □ 빈곤과 불평등의 동향 및 요인 분해□ , 연구보고서 2005-11, 한국보건사회연구원, 2005.
- 유경준·김대일, □ 외환위기 이후 소득분배구조 변화와 재분배정책 효과 분석□ , 연구보고서 2002-08, 한국개발연구원, 2002.
- 이상은, 「근로능력 빈곤가구에 대한 빈곤정책의 방향」, □ 사회보장연구□ 제20권 제3호, 한국사회보장학회, 2004, 27~56면.
- _____, 「저소득 근로능력층에 대한 비기여 소득보장 전략의 유형과 효과」, □ 사회복지연구□ 제30권 봄호, 한국사회복지연구학회, 2006, 101~130면.
- 임세희, 「빈곤탈출의 결정요인: 경제활동 특성을 중심으로」, □ 사회보장연구□ 제22권 제2호, 한국사회보장학회, 2006, 253~277면.
- 조용수·김기승, 「세대별 빈곤 진출입 결정요인 연구」, 2007년 경제학공동학술대회 발표논문, 2007.
- 황덕순, 「경제위기 이후 빈곤에 대한 동태분석」, □ 노동정책연구□ 2001년 가을호, 한국노동연구원, 2001, 31~59면.
- Jones, Francis, "The Effects of Taxes and Benefits on Household Income," 2004/05, *Economic Trends* 630, Office for National Statistics, 2005, pp. 53~98.

부록: 가상패널의 구성과 생애빈곤

1. 가상패널의 구성

가상패널을 구성하기 위해서는 먼저 미래시점에서의 연령별 소득평균과 분산의 값이 필요하다. 향후 40년 이상의 기간을 대상으로 소득분포를 오차 없이 예측하는 것은 현실적으로 불가능하므로 미래 소득분포의 기본구조를 나타내는 소득평균과 분산은 선진국의 과거 경험으로부터 시사점 등을 감안하여 일정한 범위 내에서 가정한다. 이에 대해서는 가상패널 구축방법을 제안한 성명재(2005)의 연구에서 이미 상당한 정도 논의가 진척되어 있기 때문에 본 연구에서는 그의 연구에서 사용한 방법을 원용하여 사용한다. 아래는 그의 연구에서 채택한 방법을 간략히 소개한다.

그는 2050년까지의 기간을 다섯 그룹으로 나누고 국민총처분가능소득의 연평균 성장증가율을 구간별로 7.1%에서 3.3%로 점진적으로 낮아지는 구조로 가정하였다(성명재(2005)의 <표 IV-14> 참조). 소득분산은, 선진국에서의 30여년간 경험에 대한 국제비교를 통해 지니계수가 당분간 상승추세를 지속할 것으로 보고, 소득분산과 지니계수간의 일대일 대응관계를 토대로 미래의 소득분산 증가추이를 가정하였다(성명재(2005)의 <표 IV-16> 참조). 본 연구는 이 가정을 원용하여 사용하였다.

위와 같은 방법으로 미래소득 총계에 대한 평균과 분산에 대한 예측치가 주어지면, 연령대별 소득평균과 전체 소득평균 사이의 관계와, 연령대별 소득분산과 전체 소득분산 사이의 관계를 회귀방정식화하여 회귀분석을 통해 연령별 소득평균과 분산에 대한 예측치를 추정한다. 회귀분석은 자료축적기간이 긴 가계조사자료를 이용하였다. 이 과정을 통한 회귀분석결과는 성명재(2005)의 <표 VI-13>과 <표 VI-17>에 정리되어 있다. 본 연구에서는 가상패널 구성시 해당 결과를 원용하여 사용하였다.

그 밖에도 가상패널을 구성하기 위해서는 미래시점에서의 연령별 표본구성 가중치에 대한 예측이 필요하다. 이는 그의 연구 중 <표 IV-1>에 잘 정리되어 있다.

2005년까지의 가계조사자료는 2인 이상 가구만을 대상으로 표본이 구성되어 있기 때문에 전 가구 대상의 가상패널을 구성하기 위해서는 가구소비 실태조사자료 등의 보조자료가 필요하였다. 그러나 2006년부터는 가계조

사자료도 1인가구를 포함하고 있기 때문에 그런 과정은 불필요하게 되었다.

2. 생애빈곤

생애빈곤은 생애소득의 현재할인가치가 생애빈곤선의 현재할인가치보다 작은 경우로 정의하였다. 생애소득, 즉 미래소득은 상기의 방법으로 추정한 미래소득분포를 기초로 하여 소득이행규칙을 이용하여 생성한 가상패널로부터 직접 도출된다. 생애빈곤선, 즉 미래빈곤선은 미래의 최저생계비 추정치를 기준으로 하며, 미래 최저생계비는 위에서 가정한 국민총처분가능소득의 증가율만큼 매년 증가하는 것으로 가정하였다. 이와 같이 가정하면 빈곤선의 증가율이 소득(평균)의 증가율과 동일하더라도 소득분산이 커지는 만큼 미래의 빈곤율도 점증적으로 커지게 된다.

[Abstract]

A Study on Recent Poverty Dynamics and Estimation of Public Cash Transfers to the Poor in Korea

Myung Jae Sung

This article aims to estimate the changes in income mobility and the amount of required public cash transfers distributed to the poor. It turns out that the income mobility decreased significantly in the statistical sense from the economic crisis of Korea in 1998. This implies that the average duration of poverty tends to become extended.

Public cash transfers to the poor are determined usually by the levels of current household income observed in the contemporary or previous period. If non-lifelong poor households are identified among observed poor households, there will be a room to economize the required public subsidies. The simulation results using a pseudo-panel generated based on Household Expenditure Survey for the year 2006 show that the annual required cash income transferred to the poor would be 6.2 trillion won. Among them, 3.4 trillion won can be saved under the asymmetric subsidy schedules differentiated on the basis of poverty types.

Keywords: Income Mobility, Poverty, Poverty Rate, Poverty Exit Rate

JEL Code: D3, H2, H5, I3