

우리나라 빈곤율의 변화추이와 정책방향:
소득분포 특성 고찰과 가상패널 구축을
통해 살펴본 빈곤추이와 정책시사점

2005. 11

성 명 재

서 언

최근 경제의 양극화에 대한 우려가 고조되면서 그 중심에 있는 빈곤문제에 대한 관심과 정부의 정책처방에 대한 각계의 견해가 첨예하게 대립하고 있다. 빈곤현상은 이미 오래전부터 존재하여 왔지만 1997년과 1998년의 외환위기와 경제위기를 거치면서 급격히 심각해지고 있다. 빈곤의 확대 현상이 단순히 소득불평등의 확대 차원을 넘어 저소득 빈곤층들의 삶의 질 훼손은 물론이고 생존 차원으로까지 상처가 깊어지고 있다. 이에 따라 빈곤의 실태 파악과 정책대안 모색에 관한 연구가 봇물처럼 터져 나오고 있다.

빈곤은 지속기간에 따라 단기빈곤과 장기빈곤으로 나눌 수 있다. 단기빈곤은 말 뜻 그대로 빈곤현상이 단기에 그치고 짧은 기간 안에 빈곤에서 벗어나는 것을 지칭한다. 반면에 장기빈곤은 오랜기간 동안 빈곤에서 벗어나지 못하는 경우를 말한다. 이런 구분은 대체로 학문적인 연구에서 주로 사용된다. 정부 차원에서는 장·단기빈곤 모두 퇴치 또는 축소하여야 할 정책목표지만, 실무적으로 정부가 빈곤에 대응하여 복지정책을 전개할 경우에는 매기마다 관찰되는 단기빈곤에 국한하는 경향이 있다. 장기빈곤의 경우에는 오랜기간 동안 축적된 자료와 이에 대한 기초연구가 기반이 되어야 하지만 현실적으로 그러한 정보가 축적되어 있지 않기 때문이다.

생애를 통틀어 획득하는 생애소득을 기준으로 빈곤을 정의하기도 한다. 생애소득이 생애빈곤선에 미달하는 경우를 생애빈곤

이라고 한다. 생애빈곤은 장기빈곤의 일종이면서 빈곤의 대물림 가능성이 매우 높다는 점에서 관심을 가질 필요가 있다.

빈곤현상이 이와 같이 매우 다양하지만 현재까지 진행되어온 빈곤에 대한 연구는 단기빈곤에 국한된 것이 대부분이었다. 이는 우리나라의 경우 장기빈곤 또는 생애빈곤을 분석할 수 있을 만큼 긴 기간을 대상으로 축적된 미시서베이자료가 없기 때문이다. 지난 1990년대 중반과 최근에는 대우패널자료와 한국노동패널자료가 있기는 하지만 아직까지는 자료축적기간이 일천하여 생애빈곤 문제를 분석하기에는 부족하다.

빈곤에 대한 학문적 연구와 정책대안 개발 및 효과분석·평가와 관련된 기존 연구는 모두 단기빈곤에 국한되었다고 하여도 과언이 아니다. 빈곤에 대한 보다 근본적인 정책대안 모색을 위해서는 장기빈곤 및 생애빈곤에 대한 연구가 필수적임은 물론이다. 본 연구는 바로 이런 점에 초점을 맞추어 국내에서는 최초로, 가상패널 구축을 통해, 장기빈곤 및 생애빈곤 문제를 본격적으로 연구하였다. 그 결과 기존 연구에서는 밝히지 못하였던 장기빈곤 및 생애빈곤의 특성을 밝혀낼 수 있었다. 아울러 생애소득 흐름의 통계학적 분포특성을 밝혀냄으로써 중·장기적인 빈곤추이를 기초로 복지재정 효율화를 위해 매우 유용한 정책시사점을 찾아내는 성과를 거둔 것으로 평가할 만하다.

본 연구는 비단 국내에서 최초로 장기·생애빈곤에 대한 연구를 시도하였다는 데에서만 머물지 않고 그 동안 베일에 싸여있던 소득분포의 장기적 구조변화 추이를 밝혀냄으로써 정부의 중·장기적 복지정책 방향 및 복지재정의 효율화 방안 등에 이르기까지 매우 광범위하게 활용될 수 있는 귀중한 정보를 함께 제공해준다는 점에서도 의의를 주고 있어 본 보고서를 널리 추

천하고자 한다.

본 보고서는 본원의 창립멤버 중 한 명인 성명재 박사가 12년간 근속한 후 안식년을 맞아 미국 앤아버에 소재한 미시간대학에 1년간 방문학자(visiting scholar)로 체류하면서 집필하여 완성하였다. 저자는 본 보고서의 집필 중간과정에서 원내세미나를 통해 귀중한 조언을 해주신 한국개발연구원의 유경준 박사와 성신여자대학교의 강석훈 교수, 그 밖에 세미나에 참석해주신 본원의 여러 박사들, 그리고 익명의 두 분 심사자들에게 충심으로 감사하고 있다. 이분들의 귀중한 조언 덕분에 본 보고서가 성공적으로 완성될 수 있었다는 데 대해 본인도 깊이 감사드린다.

마지막으로 본 보고서가 담고 있는 내용은 저자의 개인적인 견해를 종합하여 피력한 것이므로 반드시 본원의 공식적인 입장과 일치하지 않을 수 있음을 밝히고자 한다.

2005년 11월

한국조세연구원

원장 **최 용 선**

요 약

1. 연구의 목적

본 연구는 가상패널을 구축하여 빈곤의 현황과 특징을 분석함으로써 학문적·정책적으로 유용한 이론모형과 실증분석 결과를 제시하면서 정부의 빈곤정책 개발·수립에 기여할 수 있는 정책시사점을 제안함을 기본 목적으로 한다. 빈곤문제를 다룬 연구는 무수히 많다. 그 가운데 본 연구가 기존 연구와 차별성을 나타내는 부분은 가상패널자료 생성·구축 및 이를 이용한 장기빈곤을 분석에 있다. 생애소득에 입각한 장기빈곤 문제를 연구할 수 있을 정도로 충분히 긴 기간을 대상으로 구축되어 있는 패널자료가 없는 국내 여건을 감안할 때 이러한 연구는 국내에서 시도된 바가 없는 최초의 연구이다.

기존 연구와 차별화되면서 학문적·정책적인 기여도를 높이고자 본 연구는 소득분포의 통계적 분포 특성을 바탕으로 가상패널을 구축하여 생애빈곤 문제를 본격적으로 분석하였다. 기존 연구가 단기빈곤 문제에 국한되었던 반면, 본 연구는 가상패널 분석을 통해 생애소득에 기초한 장기빈곤 문제에 초점을 맞추었다는 점에서 의의를 가진다. 아울러 생애소득 기준에 의한 장기빈곤 문제에 대해 중·장기 복지재정정책의 기본방향을 제시하고 복지재정을 효율화할 수 있는 방안을 제시하여 제반 빈곤정책의 효율성을 제고하는 데 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

본 연구에서 구축한 가상패널 구축방법은 장기간을 대상으로 축적된 패널자료가 없는 우리나라의 현실을 감안할 때 빈곤문제뿐만 아니라 각종 사회보험 재정수지나 귀착, 세부담 분석 등의 분야에서 미시자료로서 응용분야가 매우 넓어 다양한 학술 및 정책연구를 가능하게 해줄 것으로 기대된다. 생애소득을 분석하기 위해서는 생애동안 추적조사를 통해 구축된 자료가 필요하다. 미국 등과 같이 패널자료가 잘 구축되어 있는 국가에서조차 실제로는 중간단계에서 표본탈락(data attrition)이 상당히 많이 발생하기 때문에 실제의 패널자료를 가지고서도 편위(bias) 없는 생애소득 연구가 어렵다. 그러므로 선진국에서도 본 연구에서 제시된 가상패널 구축방법은 매우 유용하게 사용될 수 있다.

2. 소득분배 구조의 변화추이

가. 지니계수

도시가계조사자료를 분석한 결과 지난 20여년간 지니계수는 하락(1980년대)-저점 안정세(1990년대 초~중반)-급상승(1997~1998년)-등락 반복(1999년 이후)의 4단계 과정을 보였다.

1980년대에는 고소득층에 비해 중·저소득층의 소득증가율이 높게 나타나면서 소득계층 간 상대소득격차가 축소되어 지니계수가 하락하였다. 이 시기에 지니계수가 하락한 주된 요인은 꾸준한 교육의 상향평준화에 따른 소득평준화, 지속적인 경제성장의 결과로서 부문별 상대적 격차의 축소, 활발한 노동운동 등에 힘입어 중산층 근로자 계층의 소득이 증대된 점 등을 들 수 있다.

1990년대 후반에 지니계수가 상승추세로 반전된 데에는, 저소득층의 경제적 몰락과 고소득층의 괄목할 만한 소득증가 현상이 기간에 따라 단독 또는 복합적으로 작용하였기 때문이다.

나. 소득계층별 소득분배 구조

지난 20여년간 소득계층별 총소득 점유비의 변화추이를 보면, 대체로 2~9분위에서는 별다른 차이를 보이지 않았지만, 최저소득층인 1분위와 최고소득층인 10분위에서는 소득점유비의 부침이 상대적으로 큰 편이었다. 1분위의 경우에는 1990년대 전반기에 최고수준인 4%대의 점유비 수준을 보였지만, 외환위기 및 경제위기 기간에 이르러 2%대로 급전직하하였다. 이후 최근까지 3%대의 점유비를 유지하고 있다. 반대로 10분위의 경우에는 1990년대 전반에 20% 안팎의 수준을 보였으나 최근에는 21~22% 수준으로 상승하였다. 그 밖의 분위의 소득점유비는 대체로 안정적이었다. 따라서 지니계수의 변화는 주로 1분위와 10분위의 소득점유비 변화와 관계가 깊은 것으로 추정된다.

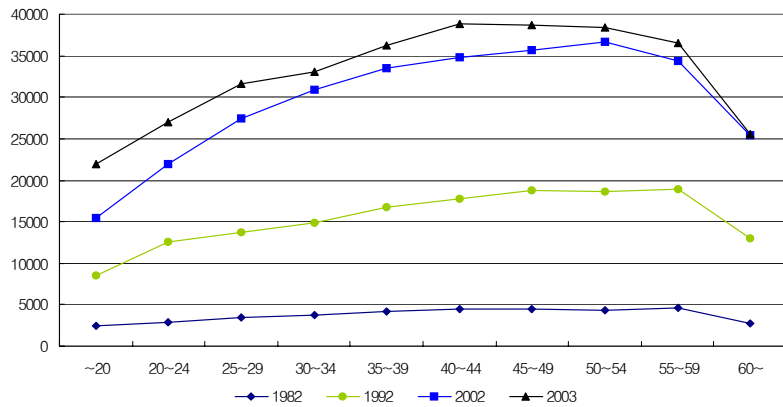
다. 가구주 연령별 소득분배 구조

가구주 연령별 소득분포의 주요 특징은 연령별 소득곡선이 역U자라는 점이다. 저연령층에서는 신규 시장진입자의 비중이 높기 때문에 소득수준이 낮은 편이다. 노년층의 경우에는 은퇴가구의 비중이 높기 때문에 소득수준이 낮다. 중·장년층은 경험과 숙련도 등이 가장 많이 축적되어 있고 왕성하게 시장에 참여하는 비중이 높아 다른 연령층에 비해 소득수준이 높다.

평균 총소득을 기준으로 연령대별 소득수준의 상대비를 구해

보면, 30대 초반 및 그 이하의 연령층에서 그 비율이 1보다 작아 평균소득에 미달하는 것으로 추정되었다. 이런 현상은 60세 이상의 은퇴기 연령층에서도 마찬가지이다. 30대 후반에서 50대 후반까지의 연령대에서는 그 비율이 1을 초과하고 있다. 이러한 양상은 지난 20여년간 지속되고 있다.

[그림 1] 가구주 연령별 총소득 분포의 변화추이(도시가계조사자료)
(단위: 천원)



3. 절대빈곤¹⁾

가. 개요

최저생계비(minimum subsistence level)에 대해서는 여러 가

1) 본절에서는 도시가계조사자료를 토대로 절대빈곤에 대해 추정된 결과를 요약하였다. 가구소비실태조사자료를 분석한 결과는 물론이고 상대빈곤을 분석한 경우에서도 일부의 몇 가지 사례를 제외하고는 본질적인 차이가 없었다. 따라서 가구소비실태조사자료 분석결과와 상대빈곤 분석결과에 대한 요약은 생략하였다. 자세한 내용은 본문을 참조하기 바란다.

지 견해가 있는데 본 연구에서는 ‘국민이 건강하고 문화적인 생활을 유지하기 위하여 소요되는 최소한의 비용’으로 정의한다. 빈곤(poverty)은 가처분소득이 최저생계비 또는 일정한 규칙에 의해 설정된 빈곤기준선(poverty threshold, 빈곤기준금액이라고도 함)에 미달하는 경우라고 정의할 수 있다. 전자를 절대빈곤(absolute poverty), 후자를 상대빈곤(relative poverty)이라고 칭한다.

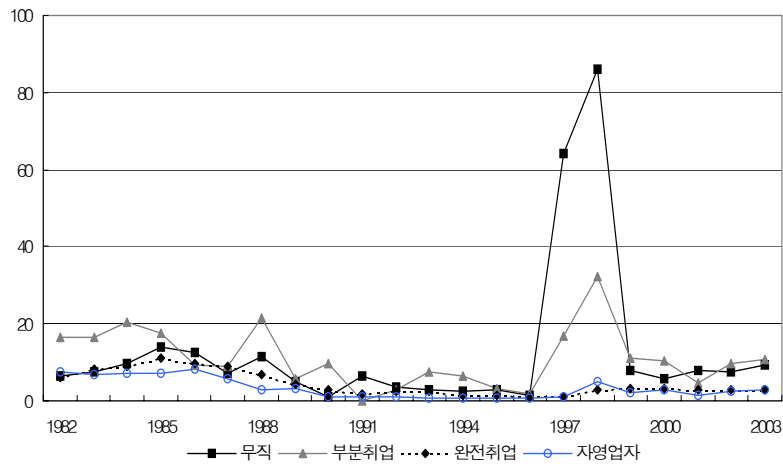
대체로 가구원 수가 적을수록 빈곤율이 높다. 그 밖에 가구주의 학력이 낮을수록, 연령별로는 가구주의 연령이 높을수록, 가구주가 남성인 경우보다는 여성인 경우에서 빈곤율이 더 높은 것으로 추정된다.

나. 절대빈곤율

도시가계조사자료를 분석한 결과에 의하면, 절대빈곤율은 1980년대 초 평균적으로 약 10% 수준에 육박할 정도로 높았다. 그 이후 하락추세로 반전되어 1990년대 전반에 이르기까지 지속적으로 낮아지는 경향을 보였다. 1990년대 중반 이후에 외환위기와 경제위기를 거치면서 절대빈곤율이 급상승하였다. 경제위기 직후에는 절대빈곤율이 낮아지는 듯하였으나 2001년부터 다시 완만하게 상승하는 추세를 보이고 있다. 가구유형별 절대빈곤의 구성비는 완전취업가구가 가장 높으며, 부분취업, 자영업자, 무직가구의 순으로 구성비가 낮다.

[그림 2] 가구유형 내 절대빈곤율(도시가계조사자료)

(단위: %)



다. 가구주 연령별 절대빈곤 추이

절대빈곤가구를 연령대별로 분류해보면 노년층의 구성비가 압도적으로 높다. 뒤를 이어 30대 및 40대의 중년층 비율도 상당히 높다. 60대 이상의 노년층은 빈곤가구의 구성비 자체가 높을 뿐만 아니라 노년층 내에서의 절대빈곤율(2003년 현재 10.46%, 도시가계 기준)도 현저하게 높다. 2003년 현재 전체 절대빈곤율은 4.12%로 추정되는데 노년층의 절대빈곤가구는 이 가운데 약 30% 수준을 차지하고 있다. 연령적으로 절대빈곤 가구가 노년층에 집중되어 있음을 시사한다.

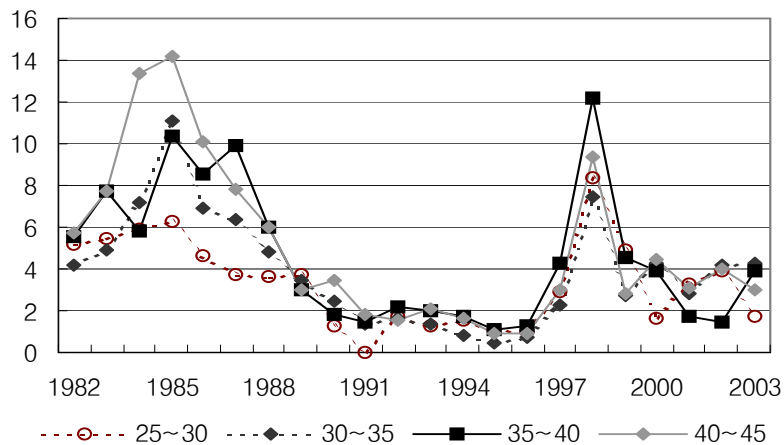
평균소득이 높은 30대 및 40대 가구에서 빈곤가구의 구성비율이 높은 이유는 이들 연령층의 가구구성비가 높기 때문이며, 그들 연령대 내에서의 빈곤율 자체는 크게 높지 않다. 30, 40대 가구는 노년층과 함께 절대빈곤가구의 구성비가 매우 높지만

해당 연령층 내에서의 빈곤율을 비교해보면 노년층과 30, 40대 가구와는 확연히 구분되는 차이점이 있다.

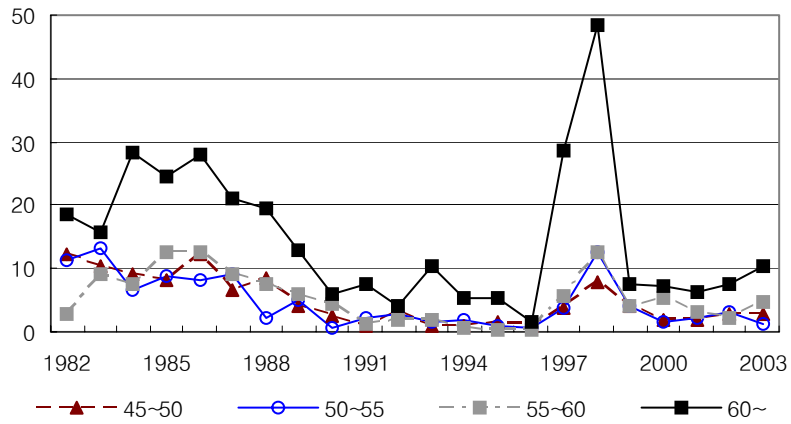
연령적으로 절대빈곤율이 가장 낮은 수준을 연령층은 50대 초반이다. 50대 초반 가구의 평균소득이 가장 높다는 점과도 상관관계가 높다. 은퇴기에 접어드는 50대 후반 이후에는 절대빈곤율이 급격하게 높아지는 것도 특징적이다. 특히 경제위기 이후 50대 후반 이후에서 실직, 퇴직, 은퇴 등으로 인한 소득감소가 두드러지게 나타났던 점이 50대 후반 및 60대 이상 연령층에서의 빈곤율을 크게 상승시킨 요인으로 작용하였던 것으로 추측된다.

[그림 3] 가구주 연령별 동일연령대 내 절대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료)

(단위: %)



[그림 4] 가구주 연령별 동일연령대 내 절대빈곤율 추이(도시가계조사자료)
(단위: %)

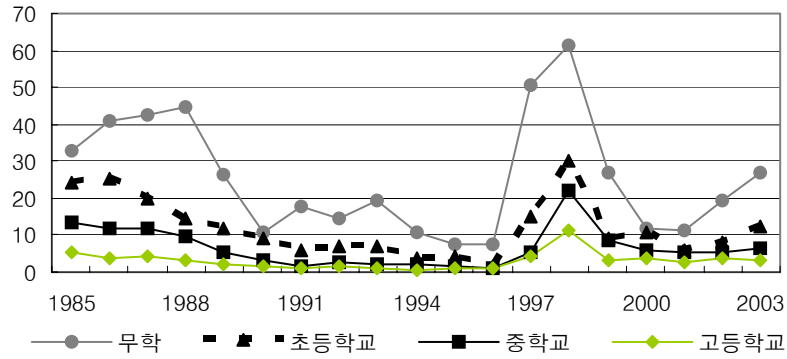


라. 가구주 학력별 절대빈곤

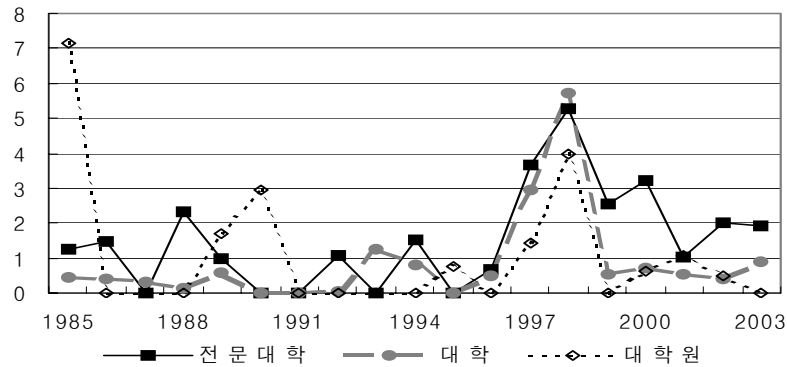
절대빈곤율은 학력별로 뚜렷하게 대비되는 모습을 보여준다. 몇몇 예외적인 경우를 제외하고는, 학력이 높아질수록 뚜렷하게 절대빈곤율이 낮아진다. 전문대학 이상의 고학력층에서는 일부 순위가 뒤바뀌는 경우가 있다. 그렇지만 이는 고학력의 경우 절대빈곤율 자체가 낮고 표본의 수도 상대적으로 작기 때문이다. 그러므로 절대빈곤율의 순위 역전 현상이 큰 의미를 지니지는 않는 것으로 생각된다.

학력과 절대빈곤율 사이에서 관찰되는 뚜렷한 負(-)의 상관관계는, 학력과 소득 간에 매우 뚜렷하게 나타나는 正(+)의 상관관계와 관련이 깊은 것으로 추측된다. 가구주의 학력이 대학원인 경우에도 일부 연도에서 빈곤율이 양(+)의 값을 가진다.

[그림 5] 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료)
(단위: %)



[그림 6] 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 추이II(도시가계조사자료)
(단위: %)



마. 가구주 성별 절대빈곤

절대빈곤율은 가구주가 남자인 경우보다 여자인 경우에서 압도적으로 높다. 여성가구주 가구의 절대빈곤율은 전체 평균의 2배를 크게 상회한다. 최근 이혼과 배우자의 사망 등으로 인해 가구주가 여성인 가구의 비중이 급속하게 증가하고 있다. 이로

인해 상대소득격차가 확대되는 결과를 보이는 것으로 추정된다.

이러한 점은 향후에 여성가구주의 비중이 증가할수록 빈곤문제를 비롯한 상대소득격차의 확대에 의한 소득분배 문제가 더욱 심각해질 수 있음을 시사해준다. 여성가구주 가구라고 하더라도 노령층의 비중이 전체 평균과 크게 다르지 않기 때문에 여성가구주 가구의 절대빈곤율이 높은 원인으로 노년인구 비중을 들기는 어려울 것으로 보인다. 연령적으로 30대의 연령층에서 이혼 등의 사유로 인해 빈곤가구화하는 경우가 많은 것으로 추측된다.

4. 일반화로렌즈곡선으로 살펴본 삶의 질 변화추이

로렌즈곡선은 상대소득분배 구조만을 반영할 뿐 실질적인 후생수준을 대변해주지 못하는 단점이 있다. 이런 단점을 보완하고자 로렌즈곡선에 실질소득평균을 곱해주면 일반화로렌즈곡선을 얻을 수 있다. 일반화로렌즈곡선은 누적상대소득비와 실질소득수준의 변화를 한꺼번에 고려함으로써 실질소득수준으로 평가한 각 소득계층별 후생수준을 비교할 수 있다.

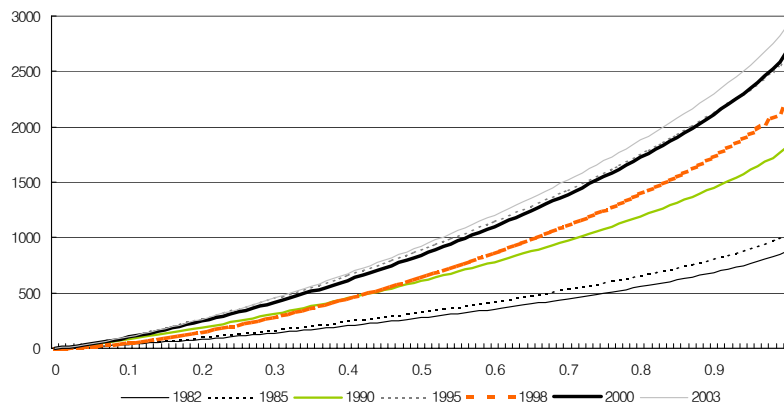
1982년부터 1995년에 이르기까지는 일반화로렌즈곡선이 지속적으로 상방으로 이동하였다. 그러나 1998년에는 일반화로렌즈곡선이 크게 하방으로 떨어졌다. 경제위기로 인해 전체 가구의 약 절반에 다소 못 미치는 매우 많은 가구의 실질소득 수준이 1990년에도 못 미칠 정도로 크게 감소하였기 때문이다. 경제위기가 얼마나 크게 저소득층의 실질후생을 후퇴시켰는지 짐작할 수 있게 해준다.

다행히 경제위기 이후에는 다시 상방으로 이동하기 시작하여 실질후생이 개선되고 있다. 경제위기가 경과하면서 2000년에는

대부분의 소득계층에서 실질소득수준이 대체로 1995년 수준을 거의 회복하였다. 2003년에는 1990년대 중반 수준을 완전히 벗어나 회복된 것으로 보인다. 1982년 이래 1995년까지의 일반화로렌즈곡선의 상승추세를 고려해 볼 때 경제위기로 인한 일반화로렌즈곡선의 상방 이동이 얼마나 크게 지체되었는지를 짐작하게 해준다.

[그림 7] 일반화로렌즈곡선(도시가구, 가처분소득 기준)

(단위: 만원)



5. 가상패널

가. 가상패널

충분히 긴 기간을 대상으로 구축된 패널자료가 없기 때문에 가상패널을 구축하고 생애소득 흐름을 생성하여 장기빈곤 문제를 분석하였다. 가상패널은 기존 연구의 두 가지 결과, 즉 가구소득이 자연대수정규분포를 따른다는 특성과 그러한 특성이 시계열적으로 안정적이라는 특성에 기반하여 구축된다.

가상패널에서 각 기간별 소득이행규칙은 각 가구(또는 개인)의 소득흐름은 시계열적으로 유사성을 지닌다는 점에 착안하여 고안하였다. 금년도 소득순위가 p-백분위수라면 내년도의 소득순위는 p-백분위 주변에서 실현될 확률이 높고, p-백분위에서 멀어질수록 실현될 확률이 낮을 것이라는 특성을 반영하여 소득이행규칙을 설정하였다. 이와 같이 설정한 이유는 각 소득자별로 부존자원(endowment), 즉 학력, 능력, 노력 정도, 직종, 업종 등의 차이가 존재하고, 그런 차이가 확률적·시계열적으로 연속성을 지니기 때문이다. 소득이행규칙을 수식화한 가상패널 생성모형을 소득창출식이라고 명명한다.

$$\text{소득창출식: } Z_a^t = \Gamma + Z_a^{*t}$$

$$\text{단, } Z_a^t = \ln(X_a^t), Z_a^{*t} = \ln(X_a^{*t}), \Gamma = \ln(1+\gamma)$$

하첨자 a: a세 연령층

상첨자 t: 시점 t

X_a^t : t시점에서 연령이 a세인 소득자에게 실현된 실제소득

X_a^{*t} : t시점에서 연령이 a세인 소득자의 소득순위가 전기(t-1)의 시점에서 연령이 (a-1)세였던 연령층 내에서의 소득순위와 같은 소득순위를 보이는 가상의 경우의 가상소득

Γ : 소득이행변수

상기의 소득창출식에서 Z_a^t 와 Z_a^{*t} 는 분포의 형태가 완전히 동일하다. 소득창출식하에서 소득이행변수 Γ 는 각 소득자의 소득순위를 바꿔주는(permutation) 역할을 수행한다.

연속한 두 기간 사이에 나타나는 소득이행규칙의 통계적 특

성을 살펴보면 가상소득변수 Z_a^* 와 소득변동성 Γ 사이에는 負(-)의 상관관계가 존재한다. 이에 따라 시간이 경과함에 따라 소득이 평균 수준으로 수렴하는 경향을 나타낸다. 이를 흔히 평균지향효과(income reversing effect)라고 한다.

위의 소득창출식에 근거하여 Γ 와 Z^* 는 이변결합정규분포(bivariate normal distribution)를 따른다. (Γ , Z^*)를 동시에 생성하면 가상패널을 구축할 수 있다.

6. 소득분위의 시계열적 이동분석

한국노동패널자료를 이용하여 소득이행변수의 표준편차를 추정해본 결과 추정치는 0.46512로 나타났다. 소득창출식에 기초하여 모의실험을 통해 소득이동성을 실험해보았다. 모의실험은 구성원의 연령, 가구원 수, 학력 등 소득특성이 모두 동일한 경우와 이질적인 두 가지 경우를 대상으로 한다.

가. 동질집단 내에서의 소득변동

최초시점에서 약 5년 정도 경과한 시점에 이르러, 최초시점에서 가지고 있던 소득순위는 상당히 많이 희석되는 것으로 나타났다. 약 10년 정도 경과하면 최초의 소득순위가 별로 남아있지 않고 모든 소득계층에 걸쳐 최초의 소득순위가 대체로 고르게 분포하게 된다. 약 20년 정도가 경과하면 최초의 소득순위와 완전히 무관하게 무작위적으로 소득순위가 섞이는 것으로 추정되었다.

이는 모든 소득자가 동일한 특성을 지님으로써 각 소득자의 소득결정요인이 서로 동일하기 때문이다. 최초 연도의 소득순위

는 일정한 확률분포를 가지는 오차항에 의해 (우연하게) 결정되었을 뿐 소득격차의 구조적 특성을 나타내는 소득결정요인의 본질에는 차이가 없다. 따라서 매기마다 실현되는 소득자 간 소득 차이는 오차항에 기인한다. 각 소득자들의 소득분포가 기본적으로 서로 동일하기 때문에 일정한 기간이 경과한 이후에는 소득순위가 완전히 무작위성을 나타내게 된다.

소득창출식에서 보았듯이 시간 경과에 따라 나타나는 소득위계수의 변화 크기는 소득이행변수의 분산값에 의존한다. 즉, 소득순위가 무작위성을 지니게 되는 시점까지의 기간은 소득변동성의 크기에 의존한다. 소득이행변수의 표준편차가 클수록 그 기간이 짧아지고, 작을수록 그 기간이 길어진다.

나. 소득특성이 상이한 집단에서의 소득변동

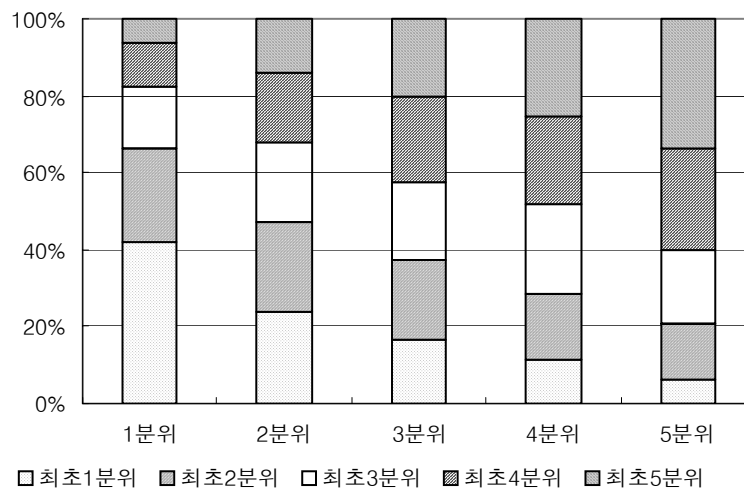
현실에서는 일정한 범위 내에서 최초 시점에서 결정된 소득순위가 장시간이 경과하여도 상당히 높은 비율로 유지되는 경우가 많은데 이는 소득순위의 변동이 계층별로 비대칭적이기 때문이다. 즉, 상당히 긴 시간이 경과하더라도 고소득층 중 상당히 높은 비율이 계속 고소득층에 잔류하고 저소득층 중 상당히 높은 비중이 계속 저소득층에 잔류하는 경우를 많이 볼 수 있다. 이러한 차이는 소득자(또는 가구) 간에 연령 구성, 학력, 가구원 수, 능력, 노력 정도, 직종, 업종 등과 같이 소득에 영향을 미칠 수 있는 특성이 서로 다르기 때문이다. 그러므로 각 소득자 또는 가구의 소득특성이 이질적인 경우에는 소득분포의 무작위성에 대한 결론이 수정되어야 한다.

예를 들어 가구원 수 차이에 의한 소득변동성 효과를 반영해 보자. 그러면 [그림 8]~[그림 11]에서 보는 바와 같이, 시간이

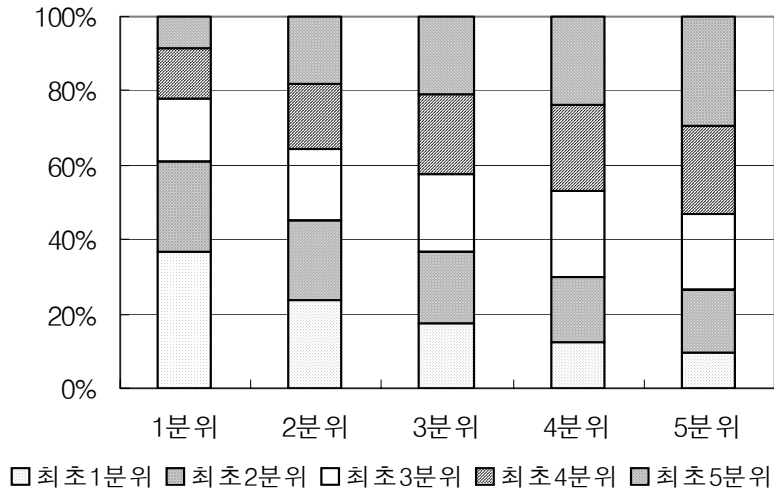
경과함에 따라 최초의 소득순위가 많이 희석되기는 하지만, 소득순위 변동의 무작위성 증가 현상은 일정한 한계를 가지면서 일정한 시점 이후에는 더 이상 커지지 못하는 것을 볼 수 있다. 가항의 경우처럼 가구원 수 효과를 전혀 반영하지 않았을 경우에는, 20년 정도 경과하면 최초의 소득순위가 미래소득순위를 결정하는 데 아무런 영향을 미치지 않는다. 그렇지만 여러 가지 소득 특성 가운데 가구원 수 효과 하나만을 반영하더라도 약 10년 정도까지만 소득순위의 무작위성이 증가할 뿐 그 이후에는 더 이상 무작위성이 증가하지 않는다. 이는 가구원 수의 차이가 본질적으로 가구별로 항구적인 소득격차를 가져다주는 요인으로 작용함을 시사한다.

그 밖에도 연령, 학력, 능력, 업종, 직종 등의 소득특성을 추가적으로 반영하면 그러한 구분이 더욱 뚜렷해진다.

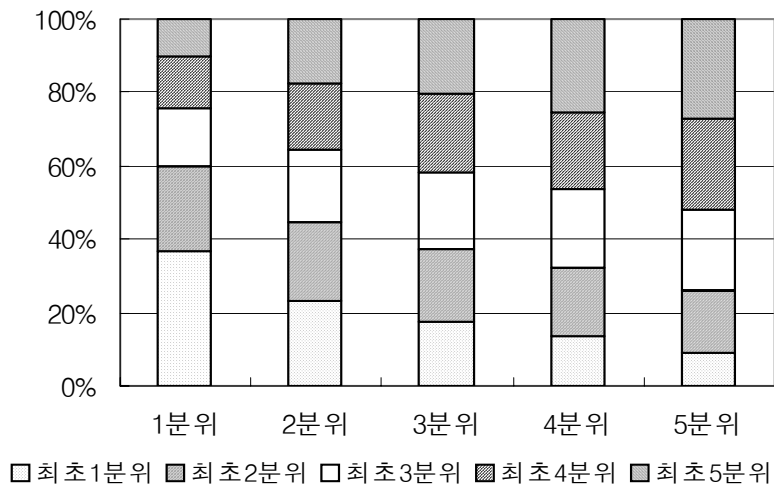
[그림 8] 소득 5분위(quintiles)별 5년 경과시 소득계층 이동성
(가구원 수 효과 반영)



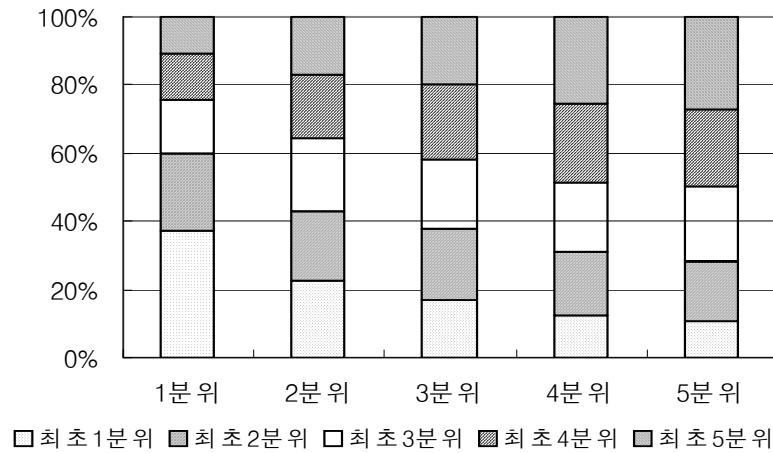
[그림 9] 소득 5분위(quintiles)별 10년 경과시 소득계층 이동성
(가구원 수 효과 반영)



[그림 10] 소득 5분위(quintiles)별 20년 경과시 소득계층 이동성
(가구원 수 효과 반영)



[그림 11] 소득 5분위(quintiles)별 50년 경과시 소득계층 이동성
(가구원 수 효과 반영)



7. 빈곤탈출률과 빈곤진입률

소득창출식에 포함된 두 확률변수 (Γ, Z^*)의 이변결합정규분포로부터 각 소득위계수별로 빈곤에서 벗어나는 확률(빈곤탈출률) 또는 빈곤가구로 전락하는 확률(빈곤진입률) 등을 추정할 수 있다.

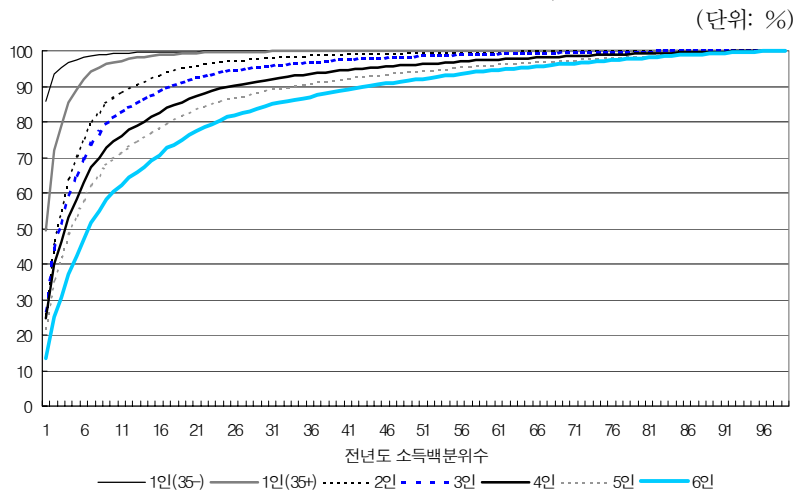
당해연도 소득분포하에서 전년도 소득위계수에 해당하는 자연대수소득의 값이 $Z=z_0$, 절대빈곤선이 외생적으로 P_0 의 수준으로 주어졌다고 하자. 이 때 절대빈곤탈출률을 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \Pr[Z > \ln(P_0) \mid Z^* = z_0] &= \Pr[\Gamma + z_0 > \ln(P_0) \mid Z^*] \\ &= \int_{\ln(P_0) - z_0}^{\infty} f(\Gamma \mid Z^* = z_0) d\Gamma \end{aligned}$$

단, $f(\cdot)$ 는 표준정규분포의 확률밀도함수

절대빈곤에서 벗어나거나 또는 절대빈곤이 아닌 상태를 계속 유지하는 확률은 전기의 소득위계수 수준에 따라 다른 값을 가진다. 각 소득위계수(또는 소득분위수)별로 빈곤탈출률을 산출하여 궤적(locus)을 연결하면 빈곤탈출률곡선을 얻을 수 있다. 전년도 소득수준이 높을수록 당해연도의 소득이 크게 시현될 확률이 높아지고, 전년도 소득이 작을수록 당해연도 소득도 작은 값을 가질 확률이 높아진다. 그러므로 빈곤탈출률도 전년도 소득순위가 높을수록 커지고, 전년도 소득순위가 낮을수록 작아진다. 다만 증가율은 체감한다. 그러므로 빈곤율곡선은 우상향하면서 위로 볼록한 형태를 가진다.

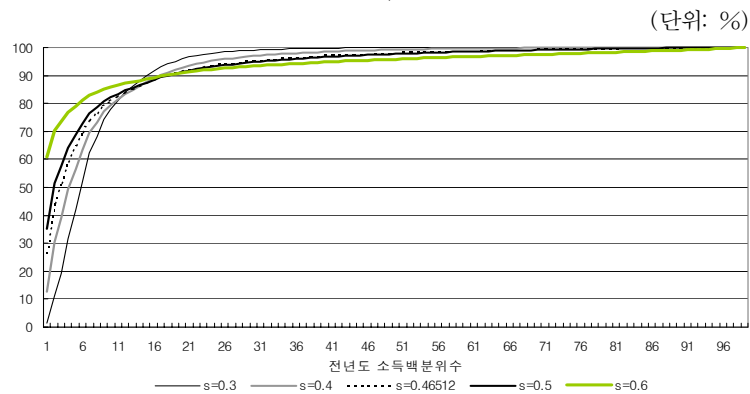
[그림 12] 가구원 수별 절대빈곤탈출률(비빈곤지속률)(2000년 가구소비실태조사자료 기준)



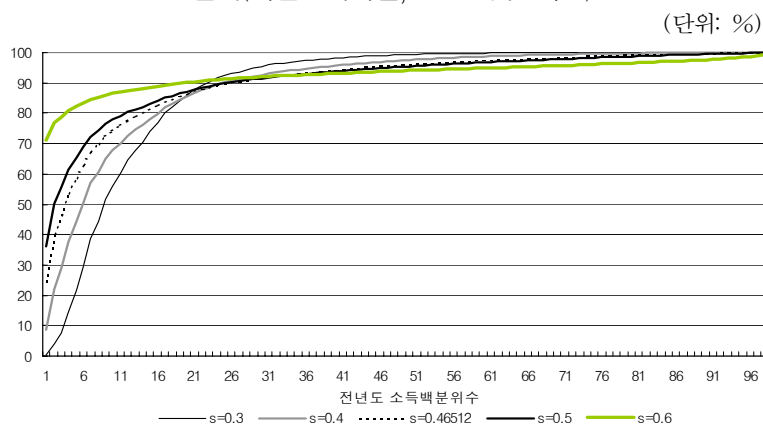
소득이행변수의 변동성, 즉 소득이행계수의 표준편차가 클수록 통시적인 소득위계수의 변화 폭이 커진다. 따라서 다른 조건이 동일하다면 소득이행변수의 표준편차가 커질수록 전년도에

빈곤가구였던 가구가 당해연도에 빈곤가구에서 벗어날 확률도 높아진다. 반대로 전기에는 비빈곤가구였지만 금년도에도 여전히 비빈곤가구로 머물게 되는 비빈곤지속률은 소득변동성이 커질수록 작아진다. 소득순위의 변동성을 나타내는 Γ 의 분산이 커질수록 빈곤탈출률 곡선은 위의 소득위계수 영역을 중심으로 하여 시계방향으로 이동하는 양상을 나타낸다.

[그림 13] 소득이행변수의 분산값에 대응한 절대빈곤탈출률의 변화(비빈곤지속률, 3인 가구 기준)



[그림 14] 소득이행변수의 분산값에 대응한 절대빈곤탈출률의 변화(비빈곤지속률, 4인 가구 기준)



8. 빈곤율 전망: 가구소비실태조사자료 기준

가. 빈곤율 전망

영국, 미국 등을 비롯하여 상당수의 선진국에서는 1970년대 말 또는 1980년대부터 상대소득격차가 확대되면서 비교적 최근까지 약 20여년간 지니계수가 상승하였으며 최근에는 안정적인 모습을 보이고 있다. 선진국에서는 자본주의 체제가 성숙한 이후 수십년간 소득분배 구조가 안정적이었지만 지난 20~30년 동안 상승추세를 보였다. 고도 산업사회가 진전되고 산업구조가 급격히 변하면서 저숙련 노동자들을 중심으로 고용이 줄어들었고, 정보화 사회가 전개되면서 이에 적응하지 못한 계층들의 소득증가가 둔화된 것이 주된 요인이다. 그 밖에 세계화·개방화의 진전도 소득분배격차의 확대에 기여한 부분이 상당히 큰 것으로 추정된다.

경제발전 단계상 우리나라가 선진국이 경험한 추세를 다소간 따라가고 있다는 점, 노령화, 이혼 급증, 정보력 격차의 확대, 개방 가속화에 따른 경쟁의 격화 등이 모두 향후의 소득분배 격차를 확대시키는 요인으로 작용할 개연성이 높다는 점 등을 고려할 때 향후 우리나라의 소득분배격차가 현재보다 축소될 것을 기대하기는 어렵다. 따라서 향후에는 지니계수가 최소한 현재 수준보다 낮지는 않을 것으로 보인다. 오히려 제반 경제·사회적 여건의 변화추세를 감안하면 선진국의 경험에서 본 바와 같이 당분간 지니계수가 현재보다 확대될 여지가 높은 것으로 판단된다.

김중면·성명재(2004)의 연구에 의하면 자연대수소득이 $N(\mu, s^2)$ 의 정규분포를 따르면 지니계수와 표준편차 사이에는 다음의 대응관계가 성립한다.

$$\text{Gini}(s) = 2\phi\left(\frac{s}{\sqrt{2}}\right) - 1$$

단 $\phi(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적확률분포함수

ϕ 는 강단조증가함수(strictly monotonic increasing function)이므로 지니계수와 s 사이에는 1:1 대응관계가 성립한다. 따라서 지니계수의 상승은 곧 표준편차의 상승을 의미한다. 다른 조건이 동일할 때 소득분포의 분산이 증가하면 소득분포의 꼬리부분의 비중이 상승한다. 따라서 빈곤율도 상승한다.

장래의 빈곤율을 추정해본 결과, 분석자료에 따라 절대수준에는 다소 차이가 있지만 빈곤율은 지속적으로 상승하는 추세를 보일 것으로 예측되었다. 가구소비실태조사자료를 기준으로 하면, 절대빈곤율(상대빈곤율)은 2004년 3.60%(9.82%), 2010년 6.11%(11.43%), 2030년 17.32%(15.93%) 등으로 상승하고, 그 이후에는 등락을 거듭하면서 2050년에는 18.55%(19.04%)에 이를 것으로 전망되었다. 다소의 시차가 있기는 하지만 절대빈곤율과 상대빈곤율 모두 2030년 이후 2050년 동안 대체로 커다란 변화 없이 17~20%의 범위 내에서 등락을 보일 것으로 전망되었다.

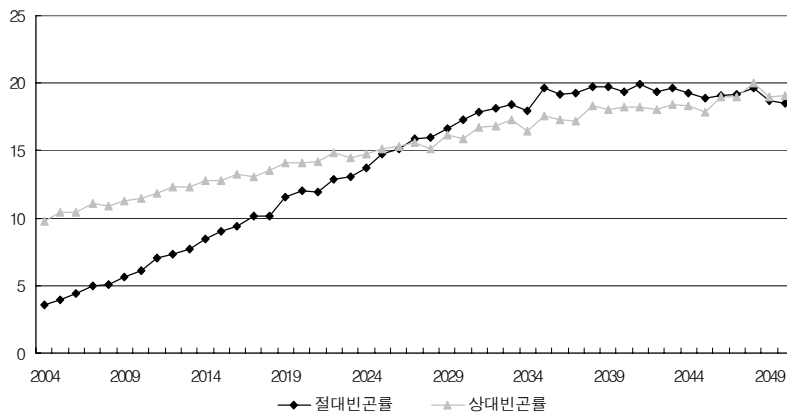
빈곤율을 전망함에 있어서는 지니계수가 2050년까지 지속적으로 상승한다고 가정하였다. 그러나 선진국의 경험에 비추어볼 때 현실적으로 지니계수의 상승추세는 2020년대 중반까지 지속될 것으로 보이며 그 이후의 기간에 대해서는 선불리 장담하기 어렵다. 그러므로 빈곤율의 경우에도 2020년대 중반까지는 상승추세를 보일 것이며 그 이후의 기간에는 반드시 상승추세를 보일 것이라고 단언하기는 어렵다.

위와 같이 빈곤율이 상승할 것으로 전망한 것은 빈곤에 대응한 정부의 정책이 현재수준에서 벗어나지 않고 향후에도 계속

될 것이라는 비현실적인 가정에 기초하고 있다. 그러나 국민연금 수혜비율이 지속적으로 확대되고 있고 빈곤율의 상승추세를 반전시키기 위한 정부의 추가적인 노력도 함께 확대될 것으로 예상되는 만큼 그러한 경우에는 위에서 본 바와 같이 빈곤율이 2030년 이후에도 계속 상승하지만은 않을 수 있음에 유의하기 바란다.

[그림 15] 절대빈곤율과 상대빈곤율 예측결과와의 비교
가구소비실태조사 기준 전망

(단위: %)



나. 연령별 빈곤율 전망: 횡단면 전망

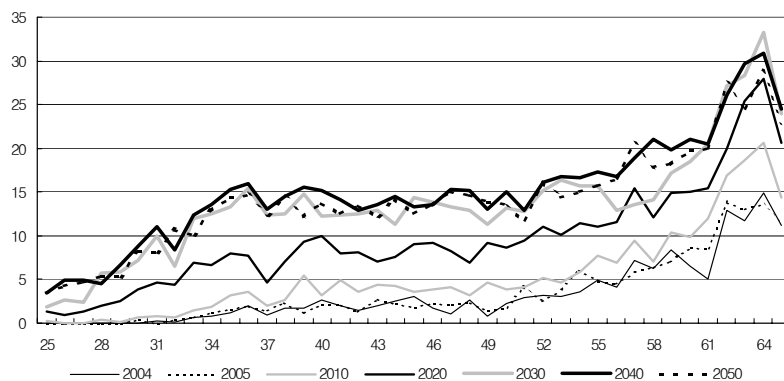
가구소비실태조사자료에 나타난 인적특성을 기준으로 향후 시점에서의 횡단면자료를 생성해본 결과, 가구주의 연령이 높아 질수록 절대빈곤율과 상대빈곤율 모두 상승하는 경향을 보이는 것으로 전망되었다. 이는 고연령층일수록 지니계수가 커지는 것과 관련이 깊다. 따라서 빈곤율 곡선도 연령에 따라 우상향하는 모습을 보인다. 특히 50대 이후의 연령층에 접어들면서부터는 빈곤율 곡선의 기울기가 빠르게 상승하는 경향을 보인다.

단기적으로는 빈곤가구라고 하더라도 중·장기적으로는 빈곤가구가 아닌 경우가 있다. 따라서 숫적으로는 단기빈곤가구가 장기빈곤, 그 중에서도 특히 생애빈곤가구보다 더 많은 것이 일반적이다.

가구원 수가 적을수록 생애절대빈곤율이 높고, 현재 시점에서 잔존생애기간이 짧을수록 생애빈곤율이 높아지는 경향을 보인다. 잔존생애기간이 짧다는 점은 현재 시점에서 연령이 높다는 것을 의미한다. 고연령층은 중·저연령층에 비해 은퇴·실직·질병 등의 요인에 따라 평균적인 소득수준도 낮고 동일 연령 내에서의 상대소득격차도 크기 때문에 빈곤율도 높다. 잔존생애기간이 짧을수록 생애빈곤율이 높아지는 현상은 이런 요인들 때문이라고 할 수 있다. 또한 잔존생애기간이 짧기 때문에 분석대상시점에서 빈곤가구로 분류되는 경우에는 그 다음 기에 빈곤가구에서 탈출하게 되는 경우도 잔존생애기간이 긴 경우보다 덜 빈번해지기 때문에 생애할인소득의 합이 생애할인빈곤선의 합을 초과할 확률이 그만큼 작다는 점에서도 일부 그런 요인을 찾을 수 있다.

[그림 16] 연령별 절대빈곤율 전망 추이(가구소비실태조사 기준 전망)

(단위: %)



다. 생애할인소득 빈곤율 전망: 가상패널 전망

가구소비실태조사자료의 인적 특성을 기준으로 가상패널을 구성하여 생애절대빈곤율을 분석해본 결과 1.58%로 추정되었다. 2004~2050년 동안의 횡단면절대빈곤율 중 최저치는 2004년의 3.60%이다. 생애절대빈곤율이 단기빈곤률의 절반에 미달한다.

가구원 수가 적은 가구에서 생애절대빈곤율이 더 높는데 그 이유는 소수자가구의 경우 노인가구의 비율이 높고, 노인가구의 경우 잔존생존기간이 짧을 뿐만 아니라 빈곤가구의 비율이 높기 때문이다.

<표 1> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 가구원 수별 생애절대빈곤율 전망 (가구소비실태조사 기준)

(단위: %)

	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
구성비	15.70	19.44	22.72	30.29	8.78	3.06	100
절대빈곤율 구성	0.56	0.60	0.26	0.12	0.18	0.02	1.58
가구유형내 절대빈곤율	3.59	3.10	1.14	0.38	0.21	0.67	1.58

주: 가상패널자료를 이용하여 2004년을 시점으로 하여 각 연령별로 65세까지의 기대소득을 국민총처분가능소득의 증가율로 할인·합산하여 할인빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 장래의 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득 증가율과 동일한 증가율로 증가하는 것으로 가정하였으며, 할인빈곤선은 각 연령별로 65세까지의 잔여기간을 상한으로 하여 해당되는 연도의 빈곤선 전망치를 상기의 할인율로 할인·합산하여 산출하였음.

가상패널을 이용하여 65세까지의 잔존생애 기간을 기준으로 생애절대빈곤율을 추정해본 결과, 48세를 제외하고는 대체로 50대 초까지 생애절대빈곤율이 0%이고 53세 이상부터 연령이 상승할수록 생애절대빈곤율이 대체로 높아지는 경향을 보였다. 다만 63~64세의 생애절대빈곤율이 65세 이상의 연령층보다 높다. 저자가 실험을 반복해본 결과, 후자가 전자보다 큰 경우도 많이 나타났다. 따라서 이는 오차의 범위 안에서 국지적(locally)으로 소폭의 변화를 보였기 때문인 것으로 판단된다.

대부분의 경우 은퇴시기가 60세 이전에 완료된다는 점을 고려할 때 연령적으로 양자 간에 본질적인 차이가 별로 없는 것으로 보아도 무리하지 않다. 잔존생애소득 기간이 7년보다 짧으면 기간별로 생애절대빈곤율이 차이를 보이지만 8년 이후부터는 변화가 없다. 잔존생애 기간이 길수록 생애절대빈곤율이 낮아진다. 초기에 빈곤가구였더라도 잔존생애기간이 길수록 빈곤에서 벗어나는 경우가 많다. 또한 초기에는 빈곤가구가 아니었지만 추후에 빈곤가구로 추락하는 경우에도 곧 빈곤가구에서 탈출하게 되는 경우도 많다. 먼 장래일수록 미래소득이나 미래빈곤선에 대한 현재할인가치가 작아지므로 기간범위가 증가할수록 생애절대빈곤율에 미치는 한계효과(marginal effect)가 줄어들면서 8년 이후에는 사실상 생애빈곤율에는 거의 영향을 미치지 못하는 것으로 추정된다.

<표 2> 생애할인소득 대상 기간 범위별 생애절대빈곤율 변화추이
예측(가구소비실태조사 기준)

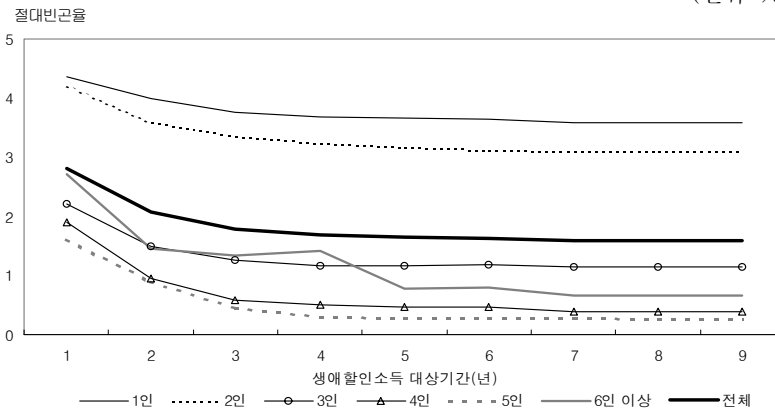
(단위: %)

기간범위	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
1	4.35	4.21	2.22	1.90	1.61	2.71	2.80
2	3.99	3.59	1.49	0.49	0.90	1.46	2.07
3	3.77	3.35	1.27	0.59	0.45	1.34	1.79
4	3.68	3.24	1.16	0.51	0.30	1.41	1.69
5	3.65	3.16	1.16	0.47	0.27	0.77	1.64
6	3.64	3.11	1.17	0.46	0.27	0.80	1.63
7	3.59	3.10	1.14	0.40	0.28	0.67	1.59
8~	3.59	3.10	1.14	0.38	0.25	0.67	1.58

주: 가상패널자료를 이용하여 2004년을 시점으로 하여 각 연령별로 기간범위에 해당하는 연도(예: 기간범위가 5년 이하면 2004~2008년이 대상기간임)까지의 기대소득을 국민총처분가능소득의 증가율로 할인·합산하여 할인빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 장래의 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였으며, 할인빈곤선은 각 연령별로 65세까지의 잔여기간을 상한으로 하여 해당되는 연도의 빈곤선 전망치를 상기의 할인율로 할인·합산하여 산출하였음.

[그림 17] 생애할인소득 대상범위 기간의 장단에 따른 생애절대빈곤율 전망의 변화추이(가구소비실태조사 기준 전망)

(단위: %)



9. 정책시사점

금융시장의 정보를 보다 쉽게 획득할 수 있도록 개인금융을 활성화하는 것이 필요하다. 이 경우 단기빈곤가구 중에서 장기빈곤가구가 아닌 경우에는 현재와 미래 시점 간에 소비 교환을 통해 빈곤문제를 해소할 수 있다. 다만 장기빈곤가구는 이 방법을 통해 문제가 해소되지 않는다. 그러므로 장기빈곤가구에 대해서는 공공부문에서 생계보호를 위한 금전적·비금전적 지원과 함께 중·장기적으로 빈곤에서 벗어날 수 있도록 재교육·훈련 프로그램을 마련·제공하는 것이 바람직하다.

가상패널 분석 결과, 생애빈곤 여부는 대부분 8년 이내 기간 안에 미래소득에 의해 판별된다. 그러므로 단기빈곤가구를 대상으로 약 8년 정도의 소득정보를 추적·관리하면 구조적으로 취약한 생애빈곤가구와 일시적으로 소득이 부족한 단기빈곤가구의 구분이 가능해진다. 전자에 대해서는 지속적인 생활보조금 지급과 함께 자활할 수 있는 별도의 교육프로그램 제공, 빈곤의 고착화 방지를 위한 빈곤자녀에 대한 교육기회 확대 및 장학금 지원 등의 정책을 집행한다. 후자에 대해서는 일시적으로 보조금 지급 또는 개인금융의 활성화 등 차별화된 빈곤정책을 수행할 수 있다. 이와 같이 차별화된 빈곤정책을 시행하면 복지재정 부담 소요를 절감하고, 빈곤탈출을 위한 보다 근본적인 대응책을 마련할 수 있다는 점에서 효과가 클 것으로 기대된다. 그러므로 빈곤가구에 대해서는 약 8년(이것이 어렵다면 최소한 5년 이상) 동안 소득흐름을 추적·관리하는 것이 바람직하다. 다시 말해 현행의 국민기초생활보장제도와 같이 상환의무가 없는 일방적인 시혜성 생계보조금 지급제도를 지양하고 모든 빈곤가구

를 대상으로 상환의무를 지우는 대부제도로 전환하는 방안을 생각할 수 있다. 이 때 빈곤가구에 대한 소득정보를 파악하여 최소한 8년 이상 추적·관리하여 생애빈곤가구로 판정되는 가구에 대해서는 상환의무를 면제하고 나머지 가구에 대해서는 대부금을 상환받음으로써 복지재정소요를 감축할 수 있다.

소득변동성을 나타내는 소득이행변수『의 분산을 높이면 그만큼 생애빈곤율을 하락시킬 수 있다. 그러므로 소득변동성을 높일 수 있도록 노동시장의 유연성을 확보하고 새로운 일자리를 창출하는 것이 중요하다. 이 가운데 시장의 진입·퇴출이 원활하게 유지될 수 있도록 하는 것도 매우 중요한 정책 중 하나이다.

실업보험제도 또는 저소득층에 대한 소득보조제도 등과 연계하여 負(-)의 소득세(negative income tax)제도를 도입함으로써 빈곤문제에 대응할 필요가 있다. 다만 과도하게 보조금을 지급하면 빈곤층의 노동공급의욕을 감퇴시키거나 필요 이상으로 재정부담을 증가시키므로 이를 완화하기 위해서는 급여율을 적정 수준에서 유지하면서 노동공급을 제고할 수 있도록 경제적 유인제도를 보완할 필요가 있다.

정부의 빈곤정책에 대한 평가는 제도보완 및 향후 정책수립을 위한 기초정보의 축적기회를 제공해준다는 점에서 매우 중요하다. 그런데 경제현상은 제도의 변화뿐만 아니라 각종 경제적 요인이 변화함에 따라 각기 효과가 다르게 나타난다. 뿐만 아니라 비경제적인 요인에 의해서도 크게 영향을 받는다. 최근에는 이혼율 상승, 급격한 노령화, 첨단기술산업의 비약적 발전, 산업간 비대칭적 구조개편 등이 급격히 야기되면서 이런 요인의 변화에 의해 빈곤율 및 소득분배상태가 크게 영향을 받는다.

따라서 정책효과만을 분리하여 추출·추정하는 것이 매우 어렵다. 만약 이와 같은 외부요인에 의한 효과를 제대로 분리해내지 않는다면 정책이 성과를 거두었음에도 불구하고 다른 요인에 의해 총체적 지표가 나쁘게 나타났을 경우, 바람직한 정책을 포기하게 되는 경우가 발생할 수 있다. 반대의 경우에는 적절하지 못한 정책을 지속하는 우도 범할 가능성이 있다. 그러므로 빈곤 정책에 대한 올바른 평가는 정책수립·집행만큼이나 중요성이 높다.

위에서 제시한 정책과제들은 중·장기적 관점에서 복지정책의 효율화 및 재정안정화, 그리고 복지정책 수혜자들의 도덕적 해이 완화 등을 목적으로 정책의 기본방향을 전환할 필요가 있음을 주된 내용으로 하고 있다. 각각의 정책제언은 그 자체로서 매우 큰 정책과제의 성격을 지니는 것으로서 정부의 정책으로 구체화되기 위해서는 개별사안에 대한 심층연구가 필요하다.

목 차

요 약	7
1. 연구의 목적	7
2. 소득분배 구조의 변화추이	8
가. 지니계수	8
나. 소득계층별 소득분배 구조	9
다. 가구주 연령별 소득분배 구조	9
3. 절대빈곤	10
가. 개요	10
나. 절대빈곤율	11
다. 가구주 연령별 절대빈곤 추이	12
라. 가구주 학력별 절대빈곤	14
마. 가구주 성별 절대빈곤	15
4. 일반화로렌즈곡선으로 살펴본 삶의 질 변화추이	16
5. 가상패널	17
가. 가상패널	17
6. 소득분위의 시계열적 이동분석	19
가. 동질집단 내에서의 소득변동	19
나. 소득특성이 상이한 집단에서의 소득변동	20
7. 빈곤탈출률과 빈곤진입률	23
8. 빈곤율 전망: 가구소비실태조사자료 기준	26
가. 빈곤율 전망	26
나. 연령별 빈곤율 전망: 횡단면 전망	28
다. 생애할인소득 빈곤율 전망: 가상패널 전망	30

9. 정책시사점	33
I. 서론	57
1. 배경	57
가. 연구의 목적	57
나. 빈곤과 관련한 최근의 경제 여건 변화	60
2. 기존 연구의 성과	62
3. 주요 연구내용	66
가. 연구의 기본방향	66
나. 구체적 연구내용	69
4. 기대효과	71
5. 보고서의 구성	72
II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구 ..	74
1. 자료의 원천과 특성	74
가. 분석자료의 종류와 특성	74
나. 서베이자료 분석결과 해석시의 유의사항	80
2. 분석용어의 정의	81
가. 소득의 정의	81
나. 빈곤의 정의	83
3. 소득분포 특성에 대한 기존 연구	84
가. 소득분포 특성에 대한 기존 연구	84
나. 소득분포 특성 분석에 대한 기존 연구 결과:	
도시가계조사자료 분석결과	88
다. 소득분포 특성 분석에 대한 기존 연구 결과:	
가구소비실태 조사자료 분석결과	94
라. 도시가계조사자료 및 가구소비실태조사자료 분석결과	
종합	102
마. 상기 연구의 의의	103
바. 소득분포 및 빈곤 문제에 대한 시사점	104

4. 미래 소득분포 추정의 필요성	106
5. 분석방법	107
가. 빈곤 실태의 분석방법	107
나. 미래 소득분포 및 가상패널의 추정·예측	109
III. 소득분배 구조의 변화추이	113
1. 지니계수의 변화추이	113
2. 소득계층별 소득분배 구조의 변화추이	117
3. 가구주 연령별 소득분배 구조의 변화추이	122
IV. 빈곤율 분석 I: 현황분석	129
1. 최저생계비와 빈곤	129
가. 최저생계비	129
나. 빈곤	132
2. 절대빈곤	135
가. 도시가계조사자료 분석결과	135
나. 가구소비실태조사자료 분석결과	160
3. 상대빈곤	168
가. 도시가계조사자료 분석결과	169
나. 가구소비실태조사자료 분석결과	188
V. 빈곤율 분석 II: 비교분석	195
1. 절대빈곤과 상대빈곤의 차이	195
가. 상대빈곤 기준 설정 변경시의 빈곤율 비교	195
나. 절대빈곤가구와 상대빈곤가구의 구성 비교	200
2. 로렌즈곡선으로 살펴본 소득계층별 상대소득 분포의 비교 · 205	
가. 로렌즈곡선과 지니계수	205
나. 추정결과	205
3. 일반화로렌즈곡선으로 살펴본 삶의 질 변화추이	212

가. 일반화로렌즈선(Generalized Lorenz Curve)의 개념	212
나. 일반화로렌즈곡선의 추정결과	213
VI. 가상패널 생성을 통한 생애소득의 흐름 분석	217
1. 가상패널자료(pseudo-panel data set)의 필요성	217
2. 가상패널 생성을 위한 기본전제	219
3. 가상패널 도출을 위한 소득창출식	222
가. 개요	222
나. 수식모형	225
4. 소득분포의 통계적 특성과 가상패널의 생성방법	229
5. 가상패널 생성을 위한 모수의 추정결과	234
가. 소득이행변수(Γ)의 분포 추정을 통한 (Γ, Z^*)의 결합분포 추정	234
나. 소득이행변수의 분산 추정	234
6. 이변결합정규분포(二變結合正規分布; bivariate normal distribution)와 가상패널	246
7. 가구주 연령분포의 전망	248
가. 가상패널 구성을 위한 인구학적 특성에 대한 가정	248
나. 연령별 인구추계	250
다. 연령별 가구의 분포 추계	255
라. 연령별 가구분포의 추계결과	257
8. 가구주 연령별 자연대수소득 평균의 전망	269
가. 연령별 자연대수소득 평균의 변화추이	269
나. 회귀분석을 통한 자연대수소득 평균의 전망	275
9. 가구주 연령별 자연대수소득 표준편차의 전망	281
가. 지니계수 예측을 통한 전체 소득분포의 자연대수 표준편차 전망	281
나. 자연대수소득 분산으로부터 연령별 자연대수소득 분산의 전망	288
다. 자연대수소득 분산의 추계결과	293

10. 가상패널 추정 예와 한계	298
가. 추정 예	298
나. 가상패널 분석의 한계	298
VII. 빈곤율 분석 III: 실험 및 회귀분석을 통한 빈곤특성의 분석 ..	307
1. 모의실험을 통한 빈곤율 변화의 이해	307
가. 개요	307
나. 분석에 필요한 모수 설정	310
2. 소득분위의 시계열적 이동분석	315
가. 소득위계수 변화의 추정	315
나. 소득이행변수의 분산에 대한 민감도 분석	321
다. 소득위계수 변화의 추정(가구원 수 효과 반영시)	323
3. 빈곤탈출률과 빈곤진입률의 추정	326
가. 조건부 확률변수의 분포특성을 이용한 빈곤탈출률과 빈곤진입률의 추정방법	326
나. 빈곤탈출률과 빈곤진입률의 추정결과	330
다. 민감도 분석	334
4. 소득불평등도와 빈곤율의 상관관계 분석	336
5. 차상위 계층의 변화추이	337
6. 조세·재정정책이 빈곤율에 미치는 영향 분석	339
VIII. 생애할인소득에 기초한 빈곤	344
1. 생애할인소득 빈곤율 전망방법	344
가. 개요	344
나. 장기빈곤의 전망 방법	344
2. 빈곤율의 전망: 도시가계 기준	348
가. 횡단면 분석에 의한 빈곤율 추이 전망	348
나. 가구원 수별 빈곤율 전망: 횡단면 전망	353
다. 연령별 빈곤율 전망: 횡단면 전망	354
라. 생애할인소득 빈곤율 전망: 가상패널 전망	358

3. 빈곤율의 전망: 가구소비실태 기준	364
가. 횡단면 분석에 의한 빈곤율 추이 전망	364
나. 가구원 수별 빈곤율 전망: 횡단면 전망	370
다. 연령별 빈곤율 전망: 횡단면 전망	371
라. 생애할인소득 빈곤율 전망: 가상패널 전망	375
4. 장·단기 빈곤 특성의 차이: 장·단기빈곤율의 비교 및 빈곤 탈출률	379
5. 정책시사점	381
가. 핵심 논거	381
나. 정책시사점: 장·단기 빈곤분석을 통한 빈곤정책의 기본방향	384
 IX. 결 론	 394
1. 요약 및 분석의 한계	394
가. 요약	394
나. 분석의 한계	398
2. 정책시사점	401
 참고문헌	 406
 부록 표	 413

표 목 차

<표 1> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 가구원 수별 생애절대빈곤율 전망(가구소비실태조사 기준)	30
<표 2> 생애할인소득 대상 기간 범위별 생애절대빈곤율 변화추이 예측 (가구소비실태조사 기준)	32
<표 II- 1> 각 자료별 장단점 비교	79
<표 II- 2> 소득의 정의(국제비교)	82
<표 III- 1> 도시가구 지니계수의 변화추이	116
<표 III- 2> 소득계층별 총소득 분포(도시가계조사자료)	118
<표 III- 3> 소득계층별 총소득 증가율 추이(도시가계조사자료)	120
<표 III- 4> 소득계층별 총소득 점유비 분포(도시가계조사자료)	121
<표 III- 5> 가구주 연령별 총소득 분포 추이(도시가계조사자료)	123
<표 III- 6> 가구주 연령별 평균총소득 대비 총소득의 상대비 (도시가계조사자료)	124
<표 III- 7> 가구주 연령대별 지니계수(도시가계조사자료)	127
<표 IV- 1> 가구원 수별 연간 최저생계비 추이	131
<표 IV- 2> 소득10분위 계층별 평균가처분소득 분포 (도시가계조사자료)	132
<표 IV- 3> 가구유형별 가구구성비(도시가계조사자료)	136
<표 IV- 4> 가구유형별 절대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)	138
<표 IV- 5> 각 가구유형 내 절대빈곤율(도시가계조사자료)	140
<표 IV- 6> 절대빈곤율, 평균빈곤갭, 빈곤층 내 지니, Sen지수 (도시가계조사자료)	142
<표 IV- 7> 가구주 연령별 가구구성비(도시가계조사자료)	144
<표 IV- 8> 가구주 연령별 절대빈곤율 구성비 (도시가계조사자료)	145

<표 IV- 9> 가구주 연령대 내 절대빈곤율 추이 (도시가계조사자료)	147
<표 IV-10> 가구원 수별 가구구성비(도시가계조사자료)	149
<표 IV-11> 가구원 수별 절대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)	151
<표 IV-12> 가구원 수별 가구 내 절대빈곤율 비율 (도시가계조사자료)	152
<표 IV-13> 가구주 학력별 가구구성(도시가계조사자료)	154
<표 IV-14> 가구주 학력별 절대빈곤율 구성비 (도시가계조사자료)	155
<표 IV-15> 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 (도시가계조사자료)	156
<표 IV-16> 가구주 성별 가구구성비, 절대빈곤율 구성비 및 가구내 절대빈곤율 비율(도시가계조사자료)	159
<표 IV-17> 여성가구주 가구의 연령대별 가구점유비 및 절대 빈곤율 구성비(2003년 도시가계조사자료)	160
<표 IV-18> 가구유형별 가구구성비(가구소비실태조사자료)	161
<표 IV-19> 가구유형별 절대빈곤율 구성비 (가구소비실태조사자료)	162
<표 IV-20> 가구유형별 동일가구유형 내 절대빈곤율 비율 (가구소비실태조사자료)	162
<표 IV-21> 소득계층별 가치분소득 분포 (가구소비실태조사자료)	162
<표 IV-22> 절대빈곤율, 평균소득갭, 빈곤층 내 지니, Sen지수 (가구소비실태조사자료)	163
<표 IV-23> 가구주 연령별 가구구성비(가구소비실태조사자료)	164
<표 IV-24> 가구주 연령별 절대빈곤율 구성비 (가구소비실태조사자료)	164
<표 IV-25> 가구주 연령별 동일연령대가구 내 절대빈곤율 분포 (가구소비실태조사자료)	164
<표 IV-26> 가구원 수별 가구구성비(가구소비실태조사자료)	165

<표 IV-27> 가구원 수별 절대빈곤율 구성비 (가구소비실태조사자료)	166
<표 IV-28> 가구원 수별 동일가구유형 내 절대빈곤율 분포 (가구소비실태조사자료)	166
<표 IV-29> 가구주 학력별 가구구성비(가구소비실태조사자료)	167
<표 IV-30> 가구주 학력별 절대빈곤율 구성비 (가구소비실태조사자료)	167
<표 IV-31> 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 (가구소비실태조사자료)	167
<표 IV-32> 가구주 성별 가구구성비, 절대빈곤율 구성비 및 동일 유형 내 절대빈곤율 분포(가구소비실태조사자료) ..	168
<표 IV-33> 가구유형별 상대빈곤율 구성비 및 중위수 소득 (도시가계조사자료, 가처분소득 기준)	170
<표 IV-34> 각 가구유형내 상대빈곤율 및 중위수 소득 (도시가계조사자료, 가처분소득 기준)	171
<표 IV-35> 상대빈곤율, 평균소득갭, 빈곤층 내 지니, sen지수 (도시가계조사자료)	174
<표 IV-36> 소득10분위 계층별 평균동등가처분소득 분포 (도시가계조사자료)	175
<표 IV-37> 가구주 연령별 상대빈곤율 구성비 (도시가계조사자료)	176
<표 IV-38> 가구주 연령별 동일가구유형 내 상대빈곤율 추이 (도시가계조사자료)	178
<표 IV-39> 가구원 수별 상대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)	181
<표 IV-40> 가구원 수별 동일가구유형 내 상대빈곤율 비율 (도시가계조사자료)	182
<표 IV-41> 가구주 학력별 상대빈곤율 구성비 (도시가계조사자료)	184
<표 IV-42> 가구주 학력별 동일가구유형 내 상대빈곤율 (도시가계조사자료)	185

<표 IV-43> 가구주 성별 가구구성비, 상대빈곤율 구성비 및 가구 내 상대빈곤율 비율(도시가계조사자료)	187
<표 IV-44> 가구유형별 상대빈곤율 구성비 및 중위수 가처분소득 (가구소비실태조사자료)	189
<표 IV-45> 가구유형별 동일가구유형 내 상대빈곤율 비율 (가구소비실태조사자료)	189
<표 IV-46> 상대빈곤율, 평균소득갭, 빈곤층 내 지니, Sen 지수 (가구소비실태조사자료)	190
<표 IV-47> 소득계층별 동등가처분소득 분포 (가구소비실태조사자료)	190
<표 IV-48> 가구주 연령별 상대빈곤율 구성비 (가구소비실태조사자료)	191
<표 IV-49> 가구주 연령별 동일연령대가구 내 상대빈곤율 분포 (가구소비실태조사자료)	192
<표 IV-50> 가구원 수별 상대빈곤율 구성비 (가구소비실태조사자료)	192
<표 IV-51> 가구원 수별 동일가구유형 내 상대빈곤율 분포 (가구소비실태조사자료)	193
<표 IV-52> 가구주 학력별 상대빈곤율 구성비 (가구소비실태조사자료)	193
<표 IV-53> 가구주 학력별 동일가구유형 내 상대빈곤율 (가구소비실태조사자료)	193
<표 IV-54> 성별 가구구성비, 상대빈곤율 구성비 및 동일유형 내 상대빈곤율 분포(가구소비실태조사자료)	194
<표 V- 1> 절대빈곤과 상대빈곤의 비교(도시가계조사자료, 상대빈곤 기준비율=0.5)	197
<표 V- 2> 절대빈곤과 상대빈곤의 비교(도시가계조사자료, 상대빈곤 기준비율=0.4)	198
<표 V- 3> 절대빈곤과 상대빈곤의 비교(도시가계조사자료)	203
<표 V- 4> 절대빈곤과 상대빈곤의 비교 (가구소비실태조사자료)	204

<표 VI- 1> 소득이행변수(Γ)의 평균과 분산 추정치	237
<표 VI- 2> 소득이행변수(Γ)의 정규분포 가설검정의 χ^2 -검정통계치	245
<표 VI- 3> 가구 수의 변화추이(인구센서스 기준)	249
<표 VI- 4> 가구주 연령별 가구비중 추이(도시가계조사자료) ..	250
<표 VI- 5> 연령별 추계인구 추이	252
<표 VI- 6> 총인구 및 가구 수, 평균가구원 수의 전망 (2000~2050년)	258
<표 VI- 7> 가구주율의 추정결과	261
<표 VI- 8> 가구주 연령별 가구 수 분포	264
<표 VI- 9> 가구주 연령별 분포	267
<표 VI-10> 도시가계(1982~2003)의 연령별 자연대수할인가처분 소득의 평균	270
<표 VI-11> 가구주 연령별 자연대수가처분소득의 평균과 분산 (1996년 가구소비실태조사자료)	271
<표 VI-12> 가구주 연령별 자연대수가처분소득의 평균과 분산 (2000년 가구소비실태조사자료)	272
<표 VI-13> 연령별 자연대수소득 평균에 대한 회귀분석: 연령효과의 추정	278
<표 VI-14> 연평균 국민총처분가능소득 증가율 가정	278
<표 VI-15> 연령별 자연대수가처분소득의 평균 예측결과	279
<표 VI-16> 가처분소득 기준 지니계수 예측 시나리오와 자연대수 소득 표준편차 추정결과	286
<표 VI-17> 연령별 자연대수소득 분산에 대한 회귀분석: 연령효과의 추정	292
<표 VI-18> 연령별 자연대수가처분소득의 분산 및 표준편차 예측결과	293
<표 VI-19> 자연대수가처분소득의 전체 평균과 표준편차의 전망결과	297
<표 VI-20> 가구원 수별 자연대수가처분소득의 평균 (도시가계조사자료 기준)	300

<표 VI-21> 가구원 수별 자연대수가처분소득 평균의 차(가구원 수별 평균-전체 평균, 도시가계조사자료 기준)	301
<표 VI-22> 가구원 수별 자연대수가처분소득 평균 차의 백분율 (도시가계조사자료 기준)	302
<표 VI-23> 자연대수명목가처분소득의 평균과 분산(2000년 가구소비실태조사자료 기준)	303
<표 VII- 1> 자연대수명목가처분소득의 평균과 분산(2000년 가구소비실태조사자료 기준)	313
<표 VII- 2> 연도별 자연대수명목가처분소득의 평균과 분산 (도시가계조사자료 기준)	314
<표 VII- 3> 빈곤율에 대한 지니계수 회귀분석 결과	337
<표 VII- 4> 절대빈곤율과 차상위소득계층의 비율 변천	339
<표 VII- 5> 조세·재정정책 유무에 따른 빈곤율의 변화추이 ...	342
<표 VIII- 1> 가구원 수별 절대빈곤율 예측결과(횡단면·도시가계 기준)	351
<표 VIII- 2> 가구원 수별 상대빈곤율 예측결과(횡단면·도시가계 기준)	352
<표 VIII- 3> 연령별·연도별 절대빈곤율 전망(횡단면·도시가계 기준)	356
<표 VIII- 4> 연령별·연도별 상대빈곤율 전망(횡단면·도시가계 기준)	357
<표 VIII- 5> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 가구원 수별 생애절대빈곤율 전망(도시가계 기준)	361
<표 VIII- 6> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 연령별 생애절대 빈곤율 예측결과(도시가계·2004년 기준)	363
<표 VIII- 7> 생애할인소득 대상 기간 범위별 생애절대빈곤율 변화 추이 예측(도시가계 기준)	363
<표 VIII- 8> 가구원 수별 절대빈곤율 전망(가구소비실태조사 기준)	366
<표 VIII- 9> 가구원 수별 상대빈곤율 전망(가구소비실태조사 기준)	368

<표 VIII-10> 연령별·연도별 절대빈곤율 전망(횡단면·가구소비 실태조사 기준)	373
<표 VIII-11> 연령별·연도별 상대빈곤율 전망(횡단면·가구소비 실태조사 기준)	374
<표 VIII-12> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 가구원 수별 생애절대빈곤율 전망(가구소비실태조사 기준)	375
<표 VIII-13> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 연령별 생애절대 빈곤율 예측결과(가구소비실태조사·2004년 기준)	376
<표 VIII-14> 생애할인소득 대상 기간 범위별 생애절대빈곤율 변화 추이 예측(가구소비실태조사 기준)	378
<부표 1> 1인당 경상GDP의 비율로 정의된 디플레이터의 도출	413
<부표 2> 1인당 GDP 증가율 디플레이터 기준 자연대수할인 가처분 소득의 평균과 분산(도시가계 기준)	414
<부표 3> 소비자물가지수(2000년=100)	415

그림 목 차

[그림 1]	가구주 연령별 총소득 분포의 변화추이 (도시가계조사자료)	10
[그림 2]	가구유형 내 절대빈곤율(도시가계조사자료)	12
[그림 3]	가구주 연령별 동일연령대 내 절대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료)	13
[그림 4]	가구주 연령별 동일연령대 내 절대빈곤율 추이 II (도시가계조사자료)	14
[그림 5]	가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료)	15
[그림 6]	가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 추이 II (도시가계조사자료)	15
[그림 7]	일반화로렌즈곡선(도시가구, 가처분소득 기준)	17
[그림 8]	소득 5분위(quintiles)별 5년 경과시 소득계층 이동성 (가구원 수 효과 반영)	21
[그림 9]	소득 5분위(quintiles)별 10년 경과시 소득계층 이동성 (가구원 수 효과 반영)	22
[그림 10]	소득 5분위(quintiles)별 20년 경과시 소득계층 이동성 (가구원 수 효과 반영)	22
[그림 11]	소득 5분위(quintiles)별 50년 경과시 소득계층 이동성 (가구원 수 효과 반영)	23
[그림 12]	가구원 수별 절대빈곤탈출률(비빈곤지속률)(2000년 가구소비실태조사자료 기준)	24
[그림 13]	소득이행변수의 분산값에 대응한 절대빈곤탈출률의 변화 (비빈곤지속률, 3인 가구 기준)	25

[그림 14] 소득이행변수의 분산값에 대응한 절대빈곤탈출률의 변화 (비빈곤지속률, 4인 가구 기준)	25
[그림 15] 절대빈곤율과 상대빈곤율 예측결과의 비교 (가구소비실태조사 기준 전망)	28
[그림 16] 연령별 절대빈곤율 전망 추이(가구소비실태조사 기준 전망)	29
[그림 17] 생애할인소득 대상범위 기간의 장단에 따른 생애절대 빈곤율 전망의 변화추이(가구소비실태조사 기준 전망)	32
[그림 II- 1] 도시가구의 자연대수소득분포 추정결과(1982년)	90
[그림 II- 2] 도시가구의 자연대수소득분포 추정결과(1992년)	90
[그림 II- 3] 도시가구의 자연대수소득분포 추정결과(2003년)	91
[그림 II- 4] 도시가구의 가구주 연령별 자연대수소득 분포 (2003년, 30세)	92
[그림 II- 5] 도시가구의 가구주 연령별 자연대수소득 분포 (2003년, 45세)	93
[그림 II- 6] 도시가구의 가구주 연령별 자연대수소득 분포 (2003년, 60세)	93
[그림 II- 7] 자연대수소득의 추정분포(2인 이상 가구, 1996년 가계조사자료)	95
[그림 II- 8] 자연대수소득의 추정분포(2인 이상 가구, 2000년 가계조사자료)	95
[그림 II- 9] 자연대수소득의 추정분포(35세 이하 1인 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	97
[그림 II-10] 자연대수소득의 추정분포(36세 이상 1인 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	97
[그림 II-11] 자연대수소득의 추정분포(35세 이하 1인 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	98
[그림 II-12] 자연대수소득의 추정분포(36세 이상 1인 가구, 2000년 가구소비실태조사자료)	98
[그림 II-13] 연령별 자연대수소득 추정분포(30세, 1996년 가계조사자료)	99

[그림 II-14] 연령별 자연대수소득 추정분포(30세, 2000년 가계조사자료)	100
[그림 II-15] 연령별 자연대수소득 추정분포(45세, 1996년 가계조사자료)	100
[그림 II-16] 연령별 자연대수소득 추정분포(45세, 2000년 가계조사자료)	101
[그림 II-17] 연령별 자연대수소득 추정분포(60세, 1996년 가계조사자료)	101
[그림 II-18] 연령별 자연대수소득 추정분포(60세, 2000년 가계조사자료)	102
[그림 III- 1] 지니계수의 변화추이	115
[그림 III- 2] 소득계층별 총소득 분포(도시가계조사자료)	119
[그림 III- 3] 가구주 연령별 총소득 분포의 변화추이 (도시가계조사자료)	122
[그림 III- 4] 가구주 연령별 총소득 백분위수(도시가계조사자료, 2003년 기준)	126
[그림 III- 5] 가구주 연령별 총소득 지니계수 I (도시가계조사자료)	126
[그림 III- 6] 가구주 연령별 총소득 지니계수 II (도시가계조사자료)	128
[그림 IV- 1] 가구유형 내 절대빈곤율(도시가계조사자료)	139
[그림 IV- 2] 가구주 연령별 동일연령대 내 절대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료)	148
[그림 IV- 3] 가구주 연령별 동일연령대 내 절대빈곤율 추이II (도시가계조사자료)	148
[그림 IV- 4] 가구원 수별 동일가구유형 내 절대빈곤율 변화추이 (도시가계조사자료)	153
[그림 IV- 5] 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료)	157
[그림 IV- 6] 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 추이II (도시가계조사자료)	157

[그림 IV- 7] 가구유형별 상대빈곤율 추이(도시가계조사자료) …	172
[그림 IV- 8] 가구주 연령별 상대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료) ……………	179
[그림 IV- 9] 가구주 연령별 상대빈곤율 추이II (도시가계조사자료) ……………	179
[그림 IV-10] 가구원 수별 절대빈곤율 추이(도시가계조사자료) ·	183
[그림 IV-11] 가구주 학력별 동일가구유형 내 상대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료, 동등소득 기준) ……………	186
[그림 IV-12] 가구주 학력별 동일가구유형 내 상대빈곤율 추이II (도시가계조사자료, 동등소득 기준) ……………	186
[그림 V- 1] 로렌즈곡선(도시가구, 가처분소득 기준) ……………	206
[그림 V- 2] 로렌즈곡선의 비교 I (도시가구, 가처분소득 기준)	207
[그림 V- 3] 로렌즈곡선의 비교II(도시가구, 가처분소득 기준)	208
[그림 V- 4] 로렌즈곡선의 비교III(도시가구, 가처분소득 기준)	209
[그림 V- 5] 로렌즈곡선의 비교IV(도시가구, 가처분소득 기준)	209
[그림 V- 6] 로렌즈곡선의 비교V(도시가구, 가처분소득 기준)	211
[그림 V- 7] 로렌즈곡선(가구소비실태, 가처분소득 기준) ………	211
[그림 V- 8] 일반화로렌즈곡선(도시가구, 가처분소득 기준) ………	214
[그림 V- 9] 일반화로렌즈곡선의 비교 I (도시가구, 가처분소득 기준) ……………	215
[그림 V-10] 일반화로렌즈곡선의 비교II(도시가구, 가처분소득 기준) ……………	215
[그림 V-11] 일반화로렌즈곡선의 비교III(도시가구, 가처분소득 기준) ……………	216
[그림 V-12] 일반화로렌즈곡선의 비교IV(도시가구, 가처분소득 기준) ……………	216
[그림 V-13] 일반화로렌즈곡선(가구소비실태, 가처분소득 기준) ……………	216
[그림 VI- 1] 소득이행변수 분포의 확률밀도함수 추정결과 ………	237
[그림 VI- 2] 자연대수소득 분포(노동패널, 1998년) ……………	238

[그림 VI- 3] 자연대수소득 분포(노동패널, 1999년)	239
[그림 VI- 4] 자연대수소득 분포(노동패널, 2000년)	239
[그림 VI- 5] 자연대수소득 분포(노동패널, 2001년)	239
[그림 VI- 6] 자연대수소득 분포(노동패널, 2002년)	240
[그림 VI- 7] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P20)	242
[그림 VI- 8] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P15)	243
[그림 VI- 9] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P12)	243
[그림 VI-10] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P11)	243
[그림 VI-11] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P10)	244
[그림 VI-12] 총인구와 총인구증가율(통계청 추계인구 기준)	249
[그림 VI-13] 연령별 추계총인구 전망(0~79세)	252
[그림 VI-14] 총인구, 추계가구, 평균가구원 수 전망	257
[그림 VI-15] 가구주율 변화추이(1980~2000)	259
[그림 VI-16] 가구주율 전망	260
[그림 VI-17] 가구주 연령별 추계가구 수	263
[그림 VI-18] 가구주 연령별 추계가구 점유비(25~64세)	267
[그림 VI-19] 도시가계의 연령별 자연대수할인소득의 평균·최대·최소값 및 표준편차	273
[그림 VI-20] 연령별 자연대수가처분소득 분포의 변화	273
[그림 VI-21] 연령별 자연대수가처분소득의 분포(1982년)	274
[그림 VI-22] 연령별 자연대수가처분소득의 분포(1992년)	274
[그림 VI-23] 연령별 자연대수가처분소득의 분포(2003년)	274
[그림 VI-24] 연령별 자연대수가처분소득의 전망	279
[그림 VI-25] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2010년)	279
[그림 VI-26] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2020년)	280
[그림 VI-27] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2030년)	280
[그림 VI-28] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2040년)	280
[그림 VI-29] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2050년)	281
[그림 VI-30] 지니계수 변화추이의 국제비교 I	282
[그림 VI-31] 지니계수 변화추이의 국제비교 II	283

[그림 VI-32] 지니계수 시나리오 및 자연대수소득 표준편차의 전망	288
[그림 VI-33] 연령별 자연대수소득의 분산추이	291
[그림 VI-34] 연령별 자연대수가처분소득 분산의 전망	296
[그림 VI-35] 연령별 자연대수가처분소득 표준편차의 전망	296
[그림 VII- 1] 소득 5분위(quintiles)별 1년 경과시 소득계층 이동성	319
[그림 VII- 2] 소득 5분위(quintiles)별 5년 경과시 소득계층 이동성	320
[그림 VII- 3] 소득 5분위(quintiles)별 10년 경과시 소득계층 이동성	320
[그림 VII- 4] 소득 5분위(quintiles)별 20년 경과시 소득계층 이동성	321
[그림 VII- 5] 소득 5분위(quintiles)별 20년경과시 소득계층 이동성 (s=0.3)	322
[그림 VII- 6] 소득 5분위(quintiles)별 10년경과시 소득계층 이동성 (s=0.6)	322
[그림 VII- 7] 소득 5분위(quintiles)별 5년 경과시 소득계층 이동성(가구원 수 효과 반영)	324
[그림 VII- 8] 소득 5분위(quintiles)별 10년 경과시 소득계층 이동성(가구원 수 효과 반영)	325
[그림 VII- 9] 소득 5분위(quintiles)별 20년 경과시 소득계층 이동성(가구원 수 효과 반영)	325
[그림 VII-10] 소득 5분위(quintiles)별 50년 경과시 소득계층 이동성(가구원 수 효과 반영)	325
[그림 VII-11] 가구원 수별 절대빈곤탈출률(비빈곤지속률)(2000년 가구소비실태조사자료 기준)	331
[그림 VII-12] 가구원 수별 절대빈곤진입률(빈곤지속률)(2000년 가구소비실태조사자료 기준)	334
[그림 VII-13] 소득이행변수의 분산값에 대응한 절대빈곤탈출률의 변화(비빈곤지속률, 3인 가구 기준)	335

[그림 VII-14] 소득이행변수의 분산값에 대응한 절대빈곤탈출률의 변화(비빈곤지속률, 4인 가구 기준)	335
[그림 VII-15] 절대빈곤율 및 차상위소득계층 비율의 비교	338
[그림 VII-16] 민간소득 및 가처분소득 기준 절대빈곤율 비교	343
[그림 VII-17] 민간소득 및 가처분소득 기준 상대빈곤율 비교	343
[그림 VIII- 1] 절대빈곤율과 상대빈곤율 예측결과의 비교 (도시가계 기준 전망)	350
[그림 VIII- 2] 가구원 수별 절대빈곤율 전망(도시가계 기준)	353
[그림 VIII- 3] 가구원 수별 상대빈곤율 전망(도시가계 기준)	354
[그림 VIII- 4] 연령별 절대빈곤율 전망 추이 (도시가계 기준 전망)	355
[그림 VIII- 5] 연령별 상대빈곤율 전망 추이 (도시가계 기준 전망)	355
[그림 VIII- 6] 생애할인소득 대상범위 기간의 장단에 따른 생애절대 빈곤율 전망의 변화추이(도시가계 기준 전망)	362
[그림 VIII- 7] 절대빈곤율과 상대빈곤율 예측결과의 비교 (가구소비실태조사 기준 전망)	370
[그림 VIII- 8] 가구원 수별 절대빈곤율 전망 (가구소비실태조사자료 기준)	371
[그림 VIII- 9] 가구원 수별 상대빈곤율 전망 (가구소비실태조사자료 기준)	371
[그림 VIII-10] 연령별 절대빈곤율 전망 추이 (가구소비실태조사 기준 전망)	372
[그림 VIII-11] 연령별 상대빈곤율 전망 추이 (가구소비실태조사 기준 전망)	372
[그림 VIII-12] 생애할인소득 대상범위 기간의 장단에 따른 생애 절대 빈곤율 전망의 변화추이(가구소비실태조사 기준 전망)	378

I. 서론

1. 배경

가. 연구의 목적

본 연구는 가상패널을 구축하여 빈곤의 현황과 특징을 분석함으로써 학문적·정책적으로 유용한 이론모형과 실증분석 결과를 제시하면서 정부의 빈곤정책 개발·수립에 기여할 수 있는 정책시사점을 제안함을 기본 목적으로 한다.

기존 연구와 차별화되면서 학문적·정책적으로 가장 크게 기여하고자 본 연구에서는 소득분포의 통계적 분포 특성을 바탕으로 가상패널을 구축하여 미시패널분석을 시행한다. 이를 토대로 생애소득에 기초한 장기빈곤 문제를 본격적으로 분석한다. 기존의 빈곤 연구가 횡단면자료에 입각한 단기분석에 그쳤던 반면, 본 연구는 가상패널¹⁾ 분석을 통해 장기빈곤 연구를 시도한다. 그럼으로써 분석의 범위를 장기·생애소득으로 확장하여 단기빈곤은 물론이고 장기빈곤 문제를 명시적으로 탐구하여 정책시사점을 제시한다. 가상패널의 구축과 이를 바탕으로 한 모의실험을 통한 장기빈곤 연구는 이 분야에서 최초의 시도라는 점에서 학문적 기여도가 높을 뿐만 아니라 연구응용 분야가 무궁무진할 정도로 넓다는 점에서도 의의가 크다.

1) 횡단면자료를 토대로 생성되는 패널자료는 실제로 축적된 패널자료와는 차이가 있으므로 편의상 이를 가상패널자료(pseudo-panel data)라고 부르기로 한다.

장기빈곤 또는 생애빈곤 문제가 중요성을 가지는 이유는 시간의 경과에 따른 각 소득자의 소득이동성에 기초한 소득변동(income mobility)으로 인해 단기빈곤과 생애빈곤이 서로 차이를 보일 수 있다는 점과 그 원인을 밝힐 수 있다는 점 때문이다. 비록 단기소득분포가 소득자 간에 상당히 큰 격차를 보이더라도 소득이동성이 클수록 장기·생애소득 격차는 축소되는 것이 일반적이다. 한편 소득이동성에도 불구하고 장기적으로도 소득격차가 일정 수준 아래로는 더 이상 떨어지지 않는 것도 현실이다. 그러한 요인에 대한 연구는 장기빈곤 연구를 필요로 하며 이를 위해서는 패널분석이 필수적이다.

그런데 가상패널의 구축 및 분석이 필요한 이유는, 우리나라에서 소득·소비 관련 서베이자료가 있기는 하지만, 생애소득에 기초한 장기빈곤 문제를 연구할 수 있을 만한 자료가 사실상 전무하기 때문이다²⁾. 자료의 제약으로 인해 기존 연구는 횡단면자료에 입각하여 단기빈곤 문제에 주안점을 두면서 단기빈곤에 대응하여 어느 정도 답을 제공해주었다. 그러나 장기빈곤에 있어서는 접근이 쉽지 않았다.

빈곤문제는 현재의 생계유지가 어렵다는 차원에서 사회·경제적으로 당장의 보호·지원이 필요한 문제이다. 최근에는 단기빈곤 문제뿐만 아니라 빈곤현상이 지속성을 띠어 빈곤의 고착화 및 세습을 통한 장기빈곤·생애빈곤의 가능성에 대한 우려가 점차 현실화되고 있다. 이에 따라 사회·경제적 불안이 가중되고 정부의 복지정책에 대한 불신이 확대될 것이므로 이를 불식시키기 위해서는 복지정책에 대한 전면적인 재검토가 불가피하다. 그렇지만 학계와 연구계에서는 자료 부족을 이유로 장기빈곤 문제에 대해 규범적인

2) 한국노동연구원에서 구축하고 있는 한국노동패널자료가 있기는 하지만 장기빈곤을 분석하기에는 아직 구축기간이 일천하여 아직 신뢰할 만한 장기분석결과를 얻기 어렵다.

측면에서의 논의만 이루어졌을 뿐 실증연구는 사실상 전무하였다. 이에 본 연구에서는 빈곤에 대한 시각을 확대하여 본격적으로 장기·생애빈곤 문제를 파악하고자 한다.

우리나라는 경제위기를 거치면서 소득계층간 소득분배격차가 확대되고 있다는 데 거의 모든 연구가 동의하고 있다. 소득분배격차의 확대는 일차적으로 고소득층과 저소득층 사이에 나타나는 소득수준 차이가 커졌음을 의미한다. 그런데 경제위기 이후 관찰되고 있는 소득격차의 확대는 급격한 빈곤층의 확대를 동반하고 있다는 점에서 커다란 사회·경제적 현안으로 대두되고 있다. 빈곤문제는 경기변동에 따른 경기순환 과정 속에서 나타나거나 구직과정 속에서 일시적·잠정적·부분적으로 나타났다가 사라지는 경우도 있다. 그렇지만 최근에는 장기적·전면적으로 지속성을 지니면서 빈곤문제가 점차 구조적인 문제로 인식되고 있다.

1997~1998년의 경제위기 이후 실업률이 크게 상승하면서 경제적으로 몰락한 빈곤층이 양산되었다. 경제위기를 극복하는 과정에서 극빈층이 줄어드는 듯 하였다. 그러나 2000년대에 접어들면서 장기간 경기가 침체 국면에서 벗어나지 못하면서 소득수준이 최저생계비에 미달하는 빈곤가구의 수가 급격히 증가하고 있다. 최근에는 국민기초생활보장제도가 본격화되면서 빈곤층 보호에 기여하고 있다. 그러나 이 제도가 당장의 생계보전에 주된 목적이 있는 만큼 중·장기적인 빈곤 탈출 유인을 제공하지 못하고 있다는 점에서 빈곤 극복을 위한 근본적인 치유 효과를 가지지는 못하고 있다. 빈곤층의 확대는 복지지출 증대를 통해 정부의 재정부담도 가중시키는 주요한 요인 중 하나인 만큼 빈곤퇴치 및 재정안정화 측면에서 모두 단기빈곤은 물론이고 장기빈곤·생애빈곤에 대한 현황 분석 및 대응방안 모색이 절실하다.

나. 빈곤과 관련한 최근의 경제 여건 변화

최근 경제구조가 급변하면서 불확실성(uncertainty)이 증가하고, 소득위험(income risk) 또는 소득의 변동성³⁾이 상승하면서 체감소득분배격차가 더욱 확대되고 있는 것으로 추정된다. 유경준·김대일(2002)의 연구에 의하면 경제위기를 거치면서 소득 분산 가운데 항상소득의 분산이 차지하는 비중이 줄어드는 대신 일시소득의 분산 비중이 상승하였고, 일시소득의 변동성이 증가하면서 소득위험이 증대되었다고 한다. 성명재·김종면(2004)의 연구에서는 분기지니계수와 연간지니계수 간의 통계적 특성과 소득분포의 계절성에 기초해 보았을 때, 경제위기 이전에 비해 경제위기 이후 분기지니계수의 상승폭이 연간지니계수의 상승폭을 크게 초과하였음을 보여주었다⁴⁾. 경제위기 이후에 분기지니계수가 더 큰 값을 가지게 된 것은 계절적 요인에 의한 소득변화의 양상 또는 소득변동의 불규칙성이 이전 기간보다 커졌음을 시사한다. 소득흐름의 계절성이라 함은 상당 부분 일시소득에 의한 소득변동이 주요 요소라고 볼 수 있다. 이는 유경준·김대일(2002)의 연구결과와 유사한 측면이 많다. 항상소득가설의 관점에서 보았을 때 위의 연구결과는 도시가구의 연간소득을 구성함에 있어 일시소득의 비중이 증가하고 항상소득의 비중이 하락하였음을 시사해주기 때문이다. 그러므로 상기의 두 가지 대표적인 연구의 분석결과를 놓고 볼 때 최근에는 소득계층별 소득분배격차가 확대되었을 뿐만 아니라 소득구성상 일

3) 본 연구에서는 항상소득가설(permanent income hypothesis)에 기초하여 소득위험을 다음과 같이 정의하고자 한다. 소득이 일시소득과 항상소득으로 구성되어 있다고 할 때 소득위험을 일시소득의 비중 또는 일시소득과 正(+)의 상관관계를 가지는 함수로 표현하고자 한다. 따라서 소득위험이 높아졌다(낮아졌다)함은 곧 경상소득(current income) 수준이 동일하더라도 일시소득의 비중이 상승(하락)한 경우를 상정한다.

4) 소득흐름(income flow)의 계절성(seasonality)으로 인해 일반적으로 분기지니계수가 연간지니계수보다 크다.

시소득의 비중도 함께 증대되었음을 추론할 수 있다⁵⁾.

위와 같이 소득위험이 상승한 것을 소득분배의 관점에서 재해석해보자면, 평균적으로 1가구당 평균소득이 일정하더라도 안정적·지속적·정기적으로 획득하는 소득의 비중이 줄어들고 일시적·우연적·비지속적(간헐적)·비정기적으로 획득하는 소득비중이 증가하였음을 시사한다. 이는 그만큼 소득획득 과정상 소득흐름의 안정성이 낮아졌음을 의미한다.

지니계수가 상승하여 상대소득분배격차가 확대되었다고 하면, 흔히 그 현상 하나만을 가지고 소득분배구조 자체가 악화되었다고 하면서 커다란 사회·경제적 문제로 취급하는 경우가 많다. 이는 비단 비전문가들이 심리적 공황(panic) 상태에서 상대소득격차가 확대된 것을 감정적으로 피력하는 수준을 넘어 소위 전문가 그룹에서조차도 지니계수를 비롯한 소득불평등도지수의 수치가 다소 상승하였다는 것만으로 소득분배 상대가 우려할 만한 상태로 변화하였다고 주장하는 경우도 비일비재하다.

그러나 단순히 소득분배격차가 확대되었다는 사실 하나만으로 우려할 만한 상황이 전개되었다고 판단하기는 이르다. 예를 들어 상대소득분배의 격차가 확대되더라도 이것이 중·저소득층의 소득 분포에는 아무런 변화 없이 단순히 고소득층의 소득증가에 의한 것이라면, 반드시 우려할 만한 것은 아닐 수 있다. 문제의 핵심은 저소득층의 소득이 유의한 정도로 감소하거나 중·장기적으로 그들의 소득수준이 정체됨에 따라 상대소득격차가 확대되면서 빈곤층의 경제적 삶의 질이 훼손될 것인지의 여부가 중요하다. 만약 후자의 경우라면 소득분배격차의 확대 문제를 통해 완전경쟁시장에

5) 만약 일시소득의 비중이 구조적으로 상승하였으며 항상소득가설이 주장하는 바와 같이 소비지출이 항상소득을 기초로 이루어진다면, 최근의 일시소득 비중 증가에 따른 항상소득 비중의 하락은 필연적으로 소비지출을 위축시킬 개연성을 지닌다. 이는 예비적 동기에 의한 저축의 비중 증가로 해석할 수도 있을 것이다.

서의 시장균형이 사회후생적 측면에서의 정책목표를 달성해주지 못하기 때문에, 시장기구의 자발적인 빈곤치유 기능을 기대할 수 없으므로, 형평성 측면에서 빈곤문제를 완화하기 위해서는 불가피하게 공공부문의 개입이 필요하다고 할 수 있다.

이런 경우에는 소득재분배와 관련하여 모든 소득계층에 초점을 맞출 것이 아니라 최저소득계층, 즉 빈곤층에 정책의 초점을 맞출 필요가 있다. 만약 소득분배격차의 확대가 단순히 고소득층의 소득 증가에 의한 것이라면 그 효과가 하층부까지 빨리 전달될 수 있도록 전달경로(transmission mechanism)를 원활히 하는 정책이 필요하다. 지니계수의 상승원인에 대한 분석이나 또는 정책목표의 하나로 지니계수에 대한 목표타겟을 설정하는 것에 대한 사전적인 점검이나 정책적인 판단 없이 지니계수 등의 소득불평등지수값을 맹목적으로 낮추는 것을 목표로 하여 무조건적으로 소득분배격차 축소만을 도모하고자 하는 재분배정책은 결코 바람직하지 않다.

2. 기존 연구의 성과

위의 두 가지 경우에 대한 논의를 토대로 하면, 소득분배격차의 확대 문제를 단순히 모든 소득계층에 영향을 미치는 전체적인 현상(global phenomenon)으로 파악하기보다는, 국부적인 현상(local phenomenon), 그 중에서도 특히 빈곤 문제에 귀결시키는 것이 비용적인 측면에서 뿐만 아니라 효과적인 측면에서도 바람직하다. 소득격차 확대의 원인에 대한 고려없이 단순히 분배격차를 하나의 지수로만 간주하여 소득재분배 문제에 접근하는 것도 적절치 않다. 바로 이런 측면에서 빈곤문제에 초점을 맞추어 소득분배 문제를 해결해보고자 하는 방향으로 시각을 수정하여 정책대응방안을 모색할 필요가 있다.

1990년대 말의 경제위기 이후 소득계층별 소득분배격차가 확대

된 데에는 고소득층의 괄목할 만한 소득증가와 저소득층의 소득감소 또는 소득증가 부진이 함께 어우러진 결과라고 할 수 있다. 이 가운데 우리가 일차적으로 관심을 가져야 하는 부분은 주로 후자와 관련이 깊다. 전자에 의해 소득불평등지수가 확대된 부분도 있지만 이는 결코 부정적이라고만 보기 어렵다. 그러므로 우리의 주된 관심을 저소득 빈곤층에 맞출 필요가 있다⁶⁾. 소득분배 문제의 핵심을 단순히 소득계층별 소득격차 문제에 국한하지 않고 시각을 전환하여 저소득 빈곤층 문제에 초점을 맞출 필요가 있다. 중·장기적으로는 소득의 흐름을 원활히 하여 소득 기저를 상향이동시키는 방향으로 시장 여건을 개선하면서 이를 정책적으로 뒷받침해줄 수 있는 여건을 조성하는 것이 필요하다.

그런데 기존 연구는 대부분 빈곤문제보다는 소득분배격차, 즉 소득불평등도 자체에 초점을 맞춘 경우가 많았다. 간혹 빈곤문제에 대해 접근하는 경우에도 경제학적인 발생원인과 사실분석, 대응책 강구 등에 대한 논의보다는 사회학적 복지후생 측면에서의 빈곤의 심각성과 빈곤퇴치의 필요성 등에 대한 논의에 치우친 경우가 많았다.

다행히 최근에는 과학적인 분석방법을 동원하여 본격적으로 빈곤문제를 분석하기 시작하였다. 그 대표적인 연구가 유경준·김대일(2003)의 연구이다. 그들의 연구에서는 현실에서 관찰되는 (경상)소득이 항상소득(permanent income)뿐만 아니라 일시소득(transitory

6) 물론 부동산 가격의 급등 등으로 인해 자본소득 등이 비정상적·비대칭적으로 급등하여 소득격차가 급속히 확대되는 경우에는 그에 따른 부정적인 효과가, 자산시장(asset market)의 활성화 등과 같은 긍정적인 효과를 뛰어넘는 경우에는 그에 대한 대책도 필요함은 물론이다. 그러나 본 연구에서 고소득층의 소득증가를 예로 드는 경우는 위와 같은 경우가 아니라, 일반적인 관점에서 볼 때 노력증대, 혁신(innovation), 벤처, 생산성 증대 등에 기초한 고소득층의 소득증가 등을 일컬음에 유의하기 바란다. 자산소득에 대해서는 대부분의 경우 서베이자료 등이 태부족하기 때문에 이에 대한 연구는 제대로 이루어지지 않고 있다.

income)도 함께 포함하고 있기 때문에 진정한 의미에서의 빈곤층을 구분해내기 위해서는 일시소득에 의한 부분을 제외하여야 하고, 따라서 항상소득에 기초한 빈곤분석이 바람직함을 강조하였다. 이 경우 소득보다는 소비지출이 항상소득을 보다 더 잘 반영한다고 하여 소비지출을 기준으로 빈곤문제를 분석하였다.

연구방법상 빈곤을 정의하고 빈곤층(또는 빈곤율)을 분류해내는 기준으로 항상소득 개념을 채택하여 빈곤문제를 고찰하였다는 점에서 그들의 연구성과를 높이 평가할 만하다. 그런데 선진국에서는 물론이고 세계은행이나 OECD 등의 국제기구에서조차 빈곤문제를 연구함에 있어서는 소비지출 대신 소득을 기준으로 빈곤문제에 접근하고 있는 것이 현실이다. 이는 학문적인 정합성에도 불구하고 정책적으로는 소비지출을 기준으로 사용하는 것이 현실에 부합되지 않음을 간접적으로 시사하기 때문이다.

논리적으로는 빈곤을 정의하고 분석하는 데 있어 소득보다 소비지출이 보다 더 합당하다. 그렇지만 빈곤층을 구분하기 위한 기준에 대한 정보를 정책당국이 정확히 파악할 수 있는지의 여부에 있어서는 소비지출이 소득에 비해 열위에 있음을 인정하지 않을 수 없다. 왜냐하면 소비지출은 소득에 비해 정책당국이 파악하는 데 어려움이 훨씬 더 크기 때문이다. 예를 들면, 근로소득의 경우 과세당국에 의해 거의 대부분이 파악되고 있다. 사업소득도 신용거래의 확산 및 소득신고자들의 자발적 신고수준이 향상됨에 따라 상당한 정도 파악이 가능하다. 그렇지만 소비지출의 경우에는 정부당국이 개별정보를 정확히 파악하는 것이 사실상 불가능하다. 혹여 그것이 가능하더라도 비용이 너무 커서 현실성이 없다고 할 수 있다. 만약 소비지출을 기준으로 빈곤층을 구분하고 이를 토대로 빈곤층 지원을 위한 정책이 수립되고 지원대상이 선정된다면 소비지출 과소보고 문제가 심각해짐으로써, 정작 보호가 필요한 빈곤층을 구분해내는 데 실패할 가능성이 높다.

그 밖에도 맞벌이가구의 경우에는 그렇지 않은 가구보다 다른 조건이 동일하더라도 소비지출수준이 낮다. 가구소비실태조사자료를 분석한 결과를 보면 2000년 현재 맞벌이가구의 평균소비성향은 60.79%인데 홑벌이가구는 65.54%, 1996년에는 각각 58.66%와 65.35%로 홑벌이가구의 소비성향이 더 높다. 이는 아마도 맞벌이 부부들의 소비행위가 예산계약보다는 소비를 위한 시간계약에 더 많이 영향을 받기 때문인 것으로 추측된다. 따라서 맞벌이가구의 예는, 소비지출로 빈곤문제를 분석할 때 편의(偏倚)를 발생시키는 요인이 된다는 점에서 소비지출 기준의 분석방법이 적절하지 않을 수 있는 또 하나의 요인이 될 수 있음을 시사한다. 최근에는 맞벌이가구의 비중이 빠르게 확대되고 있기 때문에 소비지출에 초점을 맞춘 빈곤문제에 대한 연구가 현실적으로 더 큰 장애물에 부딪히게 될 가능성이 높다.

사후적 관점에서 소비지출을 기준으로 빈곤문제를 연구하는 데에는 아무런 문제가 없다. 오히려 논리적으로는 더욱 정치한 결과를 얻을 수 있다. 그렇지만 정책적으로 소비지출에 입각한 빈곤정책의 성공 가능성은 매우 낮다. 논리적인 측면에서 소비지출에 비해 다소 부적합한 면이 있더라도 소득을 기준으로 빈곤문제에 접근하는 것이 현실적으로 불가피하다.

빈곤문제에 대한 연구는 궁극적으로 빈곤문제에 대응하기 위한 정책대안의 수립·집행과 이를 통한 소득분배 구조의 개선에 초점을 맞추고 있다고 하여도 과언이 아니다. 그러므로 연구결과 및 이를 응용한 정책제언들은 모두 사실분석에 기초한 현실 파악과 함께 현실 적합성이 높은 분석방법을 동원하여 정책수단과 조화를 잘 이룰 수 있도록 하여야 한다.

그 밖에 본 연구와 논의의 초점이나 분석방법 등이 다소간 차이를 보이기는 하지만 문형표·김대일(1998), 박찬용·강석훈·김태완(2002), 유경준 외(2004), 이정우·이성림(2001), 이태진 외(2004)

등 다양한 형태의 연구를 통해 빈곤문제와 소득격차 문제를 다루고 있다.

3. 주요 연구내용

가. 연구의 기본방향

외환위기 이후 우리나라의 소득분배격차가 확대되고 있다는 것이 일반적인 시각이다. 사회·경제구조가 근본적으로 변화함에 따라 빈곤문제가 중요한 사회·경제적 현안으로 대두되고 있다. 이에 따라 빈곤문제에 대한 심층연구의 필요성이 증대되고 있어 본 연구를 기획하게 되었다.

본 연구는 소득분배구조에 대한 실증분석을 통해 소득분배구조와 빈곤의 변화추이를 살펴보고 가상패널 구축을 통해 생애소득에 기초한 생애빈곤 실태를 추정해봄을 일차적인 목적으로 하고 이를 토대로 시사점을 모색하고자 한다.

가상패널을 구축하면 크게 두 가지 측면에서 의의를 가진다. 첫째, 생애소득 분포에 대한 추론이 가능해지기 때문에 빈곤문제에 대한 보다 근본적인 치유책을 제시할 수 있는 근거를 분석할 수 있다. 둘째, 가상패널 구축을 통해 그동안 불가능하였던 국민연금 등 각종 사회보험과 국민기초생활보장제도 등에 대한 재정부담 추계가 가능해진다. 위의 두 가지 의의 중 후자의 경우에는 각 제도에 대한 재정소요 추계 자체가 별도의 독립적인 연구를 필요로 할 만큼 방대한 작업을 요구한다. 그 동안에는 패널분석이 곤란하였기 때문에 미시적으로 자세한 내용을 분석할 수 없었으나 가상패널을 구축함으로써 그러한 난제가 해소되었다고 할 수 있다. 다만 본 연구에서 그러한 부분까지 모두 아울러 분석하기에는 범위가 너무 광범위해지기 때문에 본 연구에서는 후자의 분석까지 포함하지는 못하였다. 본 연구에서 구축된 가상패널을 바탕으로 후속연구에서

충분히 연구되기를 희망한다.

전자와 관련해서는 가상패널 추출 및 통계적 특성 분석으로부터 직접 도출되는 분석결과를 바탕으로 복지정책의 기본방향 재정립에 도움을 줄 수 있는 점과 정책 보완의 필요성에 대해 집중적으로 논의한다⁷⁾.

사회·경제적 특성의 구조적 변화는 소득과 부의 비대칭적 배분을 초래하였다. 분배구조의 비대칭성은 경제위기 이후 확대되는 추세를 보이고 있다. 그 결과 빈곤문제는 사회·경제적으로 매우 중요한 현안으로 대두되고 있다. 그러나 빈곤에 대해서는 원인과 사실관계에 대해 아직까지 심층연구가 부족하고 현황분석에 기초한 정책대안 모색이 매우 어려운 상황이다. 그러므로 빈곤문제와 관련하여 최초로 가상패널을 구축하고 이를 토대로 장기빈곤·생애빈곤 문제 연구를 본격화한다.

아울러 본 연구에서는 가장 기본이 되는 빈곤의 실태파악과 생애소득에 기초한 빈곤을 분석, 빈곤편입률(또는 빈곤탈출률), 소득 불평등도와 빈곤의 상관관계 등의 기초분석에 특화하면서 향후에 후속연구에서 필요한 새로운 분석방법 등을 제시하고 빈곤에 대응한 기본정책방향을 제시하는 데 주력한다. 그 과정에서 복지지출 정책이 일회성 시혜정책이 아니라 장기적으로 빈곤탈출 또는 빈곤 퇴치를 위한 유인효과(incentive)를 제공할 수 있는 방안과 복지재정 효율화를 도모하기 위해 필요한 정책함의를 도출해본다.

빈곤문제가 그 자체로서 매우 광범위하기 때문에 유효한 빈곤정책을 제안하기 위해서는 빈곤의 속성과 패턴, 지속성, 심각성, 경기 변동과의 관계, 생애소득과 빈곤 문제 등 매우 다양한 분야에서의 심층적인 고찰이 요구된다. 그런데 현실적으로 하나의 연구에서 이를 모두 다 수용하기는 어렵다. 빈곤 퇴치를 위한 구체적인 빈곤정

7) 제Ⅷ장 5절 참조

책에 대한 구체적인 정책대안 연구를 위해서는 아직도 더 많은 기초연구가 필요하다. 본 연구는 유경준·김대일(2003)의 연구와 더불어 본격적으로 빈곤문제의 특성과 통계학적 분포, 빈곤의 원인, 빈곤탈출률 등과 같이 기초정보를 탐구하는 연구로서 의의와 무게를 갖추도록 한다. 보다 구체적으로는 소득분포의 통계학적 특성을 감안하여 빈곤율의 변화추이를 분석하고 향후의 빈곤율 변화추이를 살펴본다. 이를 토대로 빈곤문제의 특성과 각종 소득재분배정책의 유효성을 실증적으로 검토해보고 정책시사점과 정책방향을 제시한다.

기존의 빈곤 관련 연구는 대부분 일회성의 횡단면자료를 분석하는 데 그침으로써 패널자료를 이용한 생애소득 기준의 빈곤 연구에는 이르지 못하였다. 이는 생애소득을 분석할 수 있을 만큼 장기간을 대상으로 축적된 패널자료가 없었기 때문이다. 본 연구에서는 부족하나마 패널자료를 생성하여 이를 토대로 생애소득에 기초한 빈곤문제도 함께 분석해보고자 한다.

생애소득을 기초로 빈곤문제를 연구하는 것은 본 연구의 커다란 의의 중 하나지만 그것 못지않게 가상패널자료 자체를 구축하는 것 또한 학문연구 및 정책분석연구 등의 측면에서 매우 활용도가 높을 것으로 기대된다. 따라서 본 연구에서 기여할 수 있는 또 다른 성과 중 하나로 사료된다. 장기간에 걸쳐 축적된 패널자료가 없는 우리나라의 현 상황에서 가상패널을 이용하면 국민연금 재정수지 전망이나 생애소득분포 및 세부담 분석 등과 같이 생애소득을 기초로 한 각종 분야의 연구 폭이 확충됨으로써 활용도가 매우 높을 것으로 생각된다⁸⁾.

8) 가상패널자료라고 하더라도 일반적으로 유량개념의 소득과 소비에 의한 저축변동 등에 기초한 자산에 대한 정보는 유추가 가능하여 분석할 수 있다. 그러나 자산가치의 변동 등에 의한 자본이득(capital gains)의 경우에는 일반적인 패널자료의 경우와 마찬가지로 추론이 불가능하다.

분석방법론적인 측면에서 본 연구는, 이상형에 가깝지만 현실 적 합성이 떨어지는 선행연구의 분석방법론을 탈피하고, 이상형에서는 다소 멀지만 보다 현실에 부합하여 정책수립·집행에 도움을 줄 수 있도록 분석방법을 개선하여 분석하고자 한다. 연구내용상으로 본 연구는 일반적인 소득분배 구조에 대한 동향 파악에 그치지 않고 빈곤문제에 초점을 맞추므로써 소득분배구조 개선을 위한 핵심 과제에 한 걸음 더 가깝게 접근하고자 한다.

나. 구체적 연구내용

본 연구는 다음의 단계를 거쳐 분석한다. 본 연구의 분석범위를 명확히 하기 위해 빈곤, 소득불평등, 소득, 소득재분배정책과 그 효과 등에 대한 개념을 재정립하여 분석의 범위를 확정한다. 그리고 소득분배구조의 변화추이와 빈곤추이를 실증적으로 추정하고 양자 간의 상관관계를 비교한다. 정부의 각종 재분배정책의 효과를 추정하여 재분배정책의 효과성을 검증하고, 최근의 소득불균등 확대추세와 빈곤 간의 상관관계 분석을 통해 재분배정책의 정책목표 명확화에 대한 가능성, 정책목표 및 정책수단 간의 유효성 등에 대해 논의한다.

위의 연구결과를 종합하여 기존의 빈곤퇴치를 위한 조세·재정정책의 유효성을 검증해 보면서 향후의 재분배정책에 대한 시사점을 모색한다. 문헌조사 등을 통해 각종 국제기구 및 학계에서의 빈곤이나 소득 등에 대한 개념을 체계적으로 정리하고, 분석의 범위와 한계를 명확히 확정함으로써 본 연구의 목적과 학문적·정책적 기여도를 분명히 한다. 상기의 빈곤 연구를 통해 빈곤의 통계적 특성을 추출하고, 사회·경제학적 의미를 짚어보고 정책시사점을 도출한다.

일반적으로 빈곤이라 함은 최저생계비에 미달하는 소득계층을

의미하는 절대빈곤과, 특정한 소득위계수의 소득수준을 기준으로 일정비율에 미달하는 계층을 빈곤으로 정의하는 상대빈곤의 두 가지로 구분된다. 본 연구에서는 일차적으로 절대빈곤과 상대빈곤의 공통점과 차이점을 살펴 보면서 우리나라 빈곤에 대한 실태를 정확히 파악하고자 한다.

상대빈곤과 절대빈곤에 대한 공통점과 차이점에 대한 개념 정립과 실증분석 결과의 대조를 통해 사후적 관점에서 양자 간의 관계를 규명해봄으로써 일반적으로 인식되고 있는 빈곤과 실증분석 결과 나타난 빈곤 간의 유사성과 차이점을 짚어본다. 소득분포의 통계학적 특성을 규명한 김종면·성명재(2003A·B, 2004)의 연구결과를 토대로 소득분포의 특성을 정의하고, 소득분포와 빈곤율 간의 상관관계를 선형적·이론적으로 예측하고 이를 실증연구 결과와 비교해봄으로써 양자 간의 상관관계를 규명해본다.

소득분포의 통계학적 특성이 소득불평등도(또는 소득분배구조)와 빈곤문제와 관련하여 우리에게 시사해주는 바를 토대로 빈곤의 불가피성 또는 감축 가능성에 대해 논의한다. 빈곤에 대한 개념 변화시 위의 관계에 미치는 영향도 함께 분석하고, 가구유형별, 연령별 소득분배구조 및 빈곤율 변화추이의 특성을 살펴본다.

이상의 분석을 통해 소득분배구조와 빈곤율 간의 관계, 소득재분배정책의 효과에 대한 실증분석 결과 등을 추정해보고, 빈곤에 대응한 정책방향의 재정립, 정책목표 등에 대한 합리성 등을 검토한다. 이를 통해 향후 재분배정책의 수립에 필요한 정책시사점을 제안한다.

자료분석시에는 주로 도시가계조사 원시자료와 가구소비실태조사 자료를 사용하며, 보조적으로 한국노동패널자료도 활용한다. 장래소득분포 예측을 위해서는 장래인구추계가 필수적이다. 이를 위해 인구주택총조사 2% 표본자료를 사용한다.

4. 기대효과

김종면·성명재(2003A·B, 2004)의 연구에서는 소득분포가 자연 대수 정규분포를 따르며 매우 안정적인 관계를 지니고 있음을 실증적으로 검증한 바 있다. 이 연구결과는 향후의 소득분포를 추정하는 데 유용할 뿐만 아니라 빈곤율 추정에도 매우 유용한 정보를 제공한다. 빈곤의 내생적 특성, 즉 소득분포 자체의 통계적 특성에 기초한 빈곤이 가지는 통계학적 특성과 사회·경제적 의미를 추출해봄으로써 빈곤정책에 시사하는 바를 추론한다.

만약 빈곤이 통계적 분포 특성에 의해 시계열적으로 매우 안정적인 관계를 가질 수밖에 없는 것이라면, 별도의 빈곤정책이 빈곤율 축소에 별다른 효과를 가져다주지 못할 것이라는 추론이 가능하다. 이러한 통계적 특성을 그대로 받아들인다면 중위소득자 소득의 일정비율 이하의 소득자를 빈곤층으로 분류하는 상대적 빈곤은 현실적으로 회피하기 어려운 문제이다. 이러한 경우에는 빈곤에 대한 정의를 재검토하여 새로운 시각에서 빈곤문제에 대한 접근이 필요하다는 결론에 도달할 수 있다.

반면에 만약 빈곤이 소득분포의 특성만으로 설명할 수 없는 다른 특성을 지닌다면, 이는 재분배정책의 변화를 통해 빈곤 축소에 기여할 수 있는 여지가 있음을 시사하므로 재분배정책의 수정·보완을 통해 빈곤 퇴치(또는 저감)에 성공적인 정책대안을 개발할 수 있을 것이다.

이상과 같이 본 연구는 소득분포 특성에 기초한 빈곤율 변화추이와 내생적 결정원리를 규명해봄으로써 빈곤정책으로서의 각종 재분배정책의 성과와 효과에 대해 시사점을 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

앞에서도 간략히 언급하였듯이 본 연구에서는 생애소득을 기준으로 빈곤추이를 분석하기 위해 가상패널자료를 생성한다. 장기간

축적된 패널자료가 부재한 현실을 감안할 때 가상패널자료는 비단 빈곤문제뿐만 아니라 각종 사회보험 재정수지나 귀착, 세부담 분석 등을 위한 미시자료로서 매우 유용성이 높을 것으로 기대된다.

그 밖에 본 연구에서는 가상패널 분석을 통해 밝혀진 장·단기 빈곤의 특성에 대한 연구결과를 바탕으로 복지정책의 효율화 및 재정안정화를 위한 정책방향, 빈곤가구에 대한 정보 축적의 필요성, 소득변동성 제고를 통한 빈곤 축소를 목적으로 하는 각종 정책 제언, 부(負)의 소득세제도 도입 필요성 등의 측면에서 정책시사점을 제시하고 논의함으로써 복지정책의 시각을 크게 확충할 수 있을 것으로 기대된다.

5. 보고서의 구성

본 연구의 구성은 다음과 같다.

제Ⅱ장에서는 분석에 사용하는 자료의 종류와 분석의 범위, 분석 방법론에 대해 간략히 설명하고, 소득불평등지수와 소득과 빈곤 등에 대한 용어를 정의한다. 아울러 본 연구의 분석방법에 기초가 되는 소득분포 특성과 관련된 기존연구의 결과를 간략히 소개하면서 소득분포의 전망방법에 대해서도 간략히 논의한다. 이 때 소득분배와 빈곤문제 및 이와 관련된 기존 연구를 대상으로 연구의 의의와 기여도, 문제점과 한계 등에 대해서도 간략히 정리해본다. 제Ⅲ장에서는 우리나라의 소득분배 구조의 변화추이를 소득계층별·연령별로 살펴본다. 제Ⅳ장에서는 도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료를 바탕으로 우리나라의 빈곤 현황에 대해 분석결과를 제시한다. 제Ⅴ장에서는 제Ⅳ장의 분석결과를 바탕으로 하여 절대빈곤과 상대빈곤과의 상관관계와 각각을 분석방법으로 채택할 경우에 예상되는 장·단점을 상호비교한다. 또한 로렌즈곡선 분석 등을 통해 후생수준의 변화추이를 검토해본다. 제Ⅶ장에서는 각종 회귀분

석과 모의실험모형 분석을 통해 빈곤과 소득분배의 관계, 빈곤탈출률, 차상위 계층의 후생 등을 종합적으로 분석한다. 각종 정책의 효과분석을 통해 정책의 유효성 등을 검정하면서 정책시사점을 모색해본다. 제VI장에서는 생애소득에 기초한 빈곤문제를 고찰하기 위한 첫 단계로서 가상패널자료를 생성하기 위한 방법과 가상패널 추정을 위한 모수 추정결과 등을 논의한다. 그리고 미래소득분포를 완성하기 위해 장래인구 및 가구 추계 등을 병행한다. 제VIII장에서는 가상패널로부터 도출된 가상패널자료를 이용하여 생애소득에 기초한 빈곤율 추정 및 생애빈곤의 심각성 등에 대해 논의한다. 그리고 연구결과를 종합하여 학문적·정책적으로 시사하는 바를 논의한다. 마지막으로 제IX장에서는 본 연구의 주요 내용을 요약하고 정책개선방향을 제시하고 향후 보완과제에 대해 논의하면서 끝을 맺는다.

II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구

본장의 제1~2절에서는 본 연구의 분석에 사용되는 자료의 종류와 분석의 범위를 규정한다. 본 연구의 주된 목적 중 가장 중요한 것은 빈곤의 실태분석이다. 1년간의 단기간을 대상으로 한 단기빈곤 문제뿐만 아니라 가구소득의 중·장기적인 흐름을 종합하여 생애소득에 기초한 생애빈곤 문제도 함께 분석한다. 이를 위해서는 패널분석이 필수적이다. 아직 국내에서는 패널분석을 수행할 만큼 장기간을 대상으로 축적된 패널자료가 미비하다. 본 연구에서는 가상패널자료(pseudo-panel data)를 구축하여 이 문제를 해결하고자 한다. 가상패널을 구축하기 위해서는 소득분포의 통계적 특성에 대한 기본적인 전제조건(prerequisites)이 충족되어야 한다. 본장에서는 제3절을 할애하여 소득분포 특성에 대한 기존 연구의 결과를 소개하고 그 결과를 바탕으로 가상패널을 구축하는 토대를 마련한다. 제4절과 제5절에서는 빈곤 실태 및 가상패널 구축을 위한 개략적인 분석방법 등을 소개한다.

1. 자료의 원천과 특성

가. 분석자료의 종류와 특성

본 연구에서 소득분배 구조 및 빈곤율 변화추이를 분석하기 위해 도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료를 기본자료로 활용하고 보조적으로 한국노동패널자료를 사용한다. 장래 인구추계와

II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구 75

관련해서는 인구주택총조사 2% 표본자료를 사용한다.

일반적으로 도시가계조사자료는 횡단면자료로 알려져 있다. 그러나 엄밀한 의미에서 도시가계조사자료는 5년 단위의 패널자료의 형태로 구축된다. 다만 자료를 제공함에 있어 각 가구를 대응시킬 수 있는 정보가 함께 제공되지 않기 때문에 패널자료로 이용하는 것이 용이하지 않다. 또한 매년 표본에서 탈락하는 가구의 비율이 대체로 20% 또는 그 이상으로 매우 높기 때문에 패널자료로 활용함에 있어서도 많은 제약이 따른다. 시간이 경과함에 따라 표본에서 탈락하는 관측치를 대체하여 새로운 가구가 표본에 추가된다. 따라서 도시가계조사자료는 성격상 패널자료의 형태로 구축되지만 기능적으로는 횡단면자료와 크게 다르지 않다.

현재 도시가계조사자료는 1982~2003년의 원시자료가 이용 가능하다. 물론 그 이전 기간에 대해서도 일부 원시자료가 축적되어 있기는 하지만 신뢰성이 낮아 분석에 사용하기 곤란하다. 도시가계조사자료는 횡단면자료의 형태를 띠고 있기 때문에 개별가구의 소득·소비자료를 추적하여 분석하는 것이 사실상 불가능하다. 그렇지만 횡단면자료라고 해도 지난 20여년간 비교적 긴 기간을 대상으로 자료가 구축되어 있기 때문에 추세분석이 가능하다는 점에서 의의를 지닌다.

도시가계조사자료는 기본적으로 도시지역에 거주하는 2인 이상의 비농어가를 대상으로 한다. 우리 경제는 도시화와 핵가족화가 매우 빠른 속도로 진행되어 왔다. 따라서 가구원 수가 2인 이상의 도시가구라고 하더라도 지난 20여년 동안 가구특성이 동일하게 유지되어 왔음을 의미하지는 않는다. 바로 이런 점 때문에 지난 20여년간 도시가계조사자료를 가지고 도시가구의 소득분배 구조나 빈곤문제를 논하는 것은, 분석대상이 서로 동일하지 않기 때문에 분석결과에 편의(bias)가 있을 수 있다는 지적이 제기되어 왔다. 물론 타당한 주장이다. 그럼에도 불구하고 도시가계조사자료를 제외

하고는 자료연한이 일천하거나 이미 단종된 자료들만이 존재하기 때문에 긴 기간을 대상으로 하는 실증분석은 곤란한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 지난 20여년 동안 대상가구의 범위에 변동이 있기는 하지만, 추세분석이 가능한 도시가계조사자료를 주된 분석자료로 활용하기로 한다.

가구소비실태조사자료는 1991년, 1996년, 2000년을 대상으로 3회 조사·수집된 자료이다. 이 자료는 도시지역과 읍·면 지역을 망라하고 있으며 1인 가구도 포함하고 있다. 일부에 지나지 않지만 이 자료도 농어가 등을 자료수집대상에서 제외하고 있다. 가구소비실태조사자료는 자료의 대표성 측면에서 거의 전 국민을 대상으로 하고 있다는 점에서 대표성이 매우 높다. 반면에 도시가계조사자료와 한국노동패널자료 등은 이보다 좁은 범위를 대상으로 자료를 구축하는 만큼 상대적으로 자료의 대표성이 제한적이다.

3개 연도를 대상으로 구축된 가구소비실태조사자료 가운데 실증 연구에서 많이 사용되는 자료는 1996년과 2000년 자료이다. 가구소비실태조사자료는 자료연도에 따라 조사대상 자료항목이 서로 다르고 조사월도 상이하여 자료 상호간의 호환성 측면에서 다소 문제의 소지가 있다. 특히 조사항목이 불일치함에 따라 두 개 연도의 자료 사이에 조사항목이 일치하지 않는 경우에는 직접적인 비교가 곤란하다.

한국노동패널자료는 1998년부터 자료가 축적되어 있으며 패널자료로 구축되어 있다. 따라서 자료의 활용 가능성 및 유용성이 높다. 한국노동패널자료는 임금근로자를 주대상으로 하며 자영업자가 구 등도 표본에 포함하고 있다. 패널자료의 특성상 시간이 경과함에 따라 무응답 또는 응답 거부, 이사, 은퇴, 기타 요인에 의해 매년 일부 가구가 표본에서 탈락한다. 표본탈락 가구가 발생하더라도 표본탈락이 무작위성(randomness)을 띤다면 표본탈락 가구의 자료를 제외시키더라도 표본의 일치성(consistency)에는 아무런 문제가

II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구 77

없다. 그러나 만약 표본탈락이 특정한 특성을 가진 집단에서 집중적으로 발생하거나 이와 반대로 특정 집단에서는 평균적인 탈락을 보다 현저히 낮은 비율로 표본탈락이 발생한다면 시간이 경과할수록 표본탈락으로 인해 표본자료의 무작위성이 훼손된다. 한국노동패널자료에서도 표본탈락이 발생하고 있다. 그러나 분가를 통해 가구 수가 증가하는 것을 제외하고는 표본탈락이 발생하더라도 현재 체계에서는 탈락표본을 대체할 수 있는 자료를 새로이 추출하여 보완하는 작업은 하지 않고 있다. 한국노동패널자료는 자료구축 기간이 일천하여 아직 이러한 문제가 심각하지 않은 편이다. 그렇지만 표본탈락에 의해 표본자료의 무작위성이 떨어지고 있음에 유의할 필요가 있다.

자료의 구축방법에 있어 도시가계조사자료는 기본적으로 피조사자가 직접 작성한 가계부 자료에 기초하고 있으며 매월 면접원들이 피조사대상 가구를 직접 방문하여 가계부를 수집하고 보완 질문 등을 통해 자료를 축적하고 있다. 가구소비실태조사자료는 월별자료와 연간자료의 두 가지로 구성되어 있다. 월별자료는 2개월 동안 도시가계조사자료를 축적한 것과 마찬가지로 가계부 작성 및 면접원들의 면접조사를 통해 구축된다. 연간자료는 면접조사를 통해 이루어지는데 상당 부분 피조사자들의 기억에 기초하여 자료가 구축된다. 한국노동패널자료도 가구소비실태조사자료의 연간자료처럼 면접조사를 토대로 구축되고 있다.

조사된 개별자료 항목의 정확성(또는 신뢰성)은 일반적으로 가계부 작성방식이 면접조사 방식보다 우월하다. 가계부 작성 방식은 일정한 기간 동안 소득이나 소비지출, 조세부담 등이 발생할 때마다 피조사자가 직접 가계부를 작성한 정보에 기초하여 자료가 구축되는 만큼 피조사자가 의도적으로 자료를 왜곡하거나 정보를 은폐하려고 하지 않는 한 정보의 정확성이 매우 높다. 반면에 면접조사의 경우에는 대부분 피조사자의 기억에 의존하여 자료가 구축되

는 만큼 대략적인 근사치를 기준으로 자료가 구축된다는 점에서 자료의 정확성이 떨어지는 경우가 많다. 특히 조사항목의 수가 많고 세세한 부분까지 망라하는 경우에는 개별 세세항목자료에 대한 정확성을 논하기 어려운 경우가 많다. 만약 피조사자들이 일관되게 모두 비슷한 비율로 자료를 과소 또는 과대보고하는 경우에는 자료단위(scaling)만이 문제가 될 뿐 분석결과의 일치성에는 근본적으로 문제가 없다. 그렇지만 한국노동패널자료가 과연 그런지의 여부는 선형적으로 알 수 없다. 정보의 정확성 측면에서는 도시가계조사자료보다 열위에 있는 것으로 판단된다.

도시가계조사자료의 경우에는 기본적으로 자영업자가구의 소득 관련 정보가 정확성이 떨어지는 것으로 판단하여 통계청에서 비임금근로자가구에 대해 소득 관련 정보를 제공하지 않고 있다⁹⁾. 아마도 무직가구와 자영업자가구의 경우에 소득 관련 정보가 과세당국에 전해질 것을 우려하여 과소보고할 것이라고 보기 때문이다. 반면에 가구소비실태조사자료와 한국노동패널자료의 경우에는 자영업자가구의 경우에도 소득 관련 자료를 제공해주고 있다. 따라서 자료의 유용성에도 불구하고 도시가계조사자료의 경우에는 비근로자가구에 대한 소득 정보가 부족하여 소득분배를 연구함에 있어 비근로자가구가 배제될 수밖에 없는 단점을 지니고 있다. 그러나 근로자가구와 비근로자가구 사이에 소득-소비지출 간의 상관관계가 서로 동일하다는 전제하에서 소득함수 또는 역소비함수를 추정하는 방법을 통해 비근로자가구의 소득 정보를 추정하여 사용하는 방법도 있다. 이 방법은 실증연구에서 이미 많이 도입되어 사용되고 있다. 그러므로 도시가계조사자료의 경우에도 소득 관련 정보가

9) 통계청에서는 2003년부터 도시가계조사자료의 포괄대상 지역을 읍·면 지역까지 확대하였다. 이에 따라 자료의 명칭도 가계조사자료로 개정하였다. 통계청에서는 조만간 자영업자가구에 대한 소득정보도 공개할 예정이다. 또한 그 동안 배제되어 있던 1인 가구에 대한 조사대상 범위 확대도 조만간 이루어질 전망이다.

II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구 79

가구유형에 따라 제한된다는 단점도 추정소득을 사용함으로써 많이 완화되었다고 할 수 있다¹⁰⁾.

<표 II-1> 각 자료별 장단점 비교

	장 점	단 점
도시가계 조사자료	<ul style="list-style-type: none"> · 시계열이 길어 추세분석이 용이 · 가계부 작성을 통해 구축되므로 자료의 정확성이 높음 	<ul style="list-style-type: none"> · 자료의 대표성이 낮은 편 · 패널분석이 곤란 · 비근로자가구 소득 파악 곤란
가구소비실태 조사자료	<ul style="list-style-type: none"> · 자료의 대표성이 높음 · 비근로자가구의 소득분석이 가능 	<ul style="list-style-type: none"> · 자료의 정확성이 낮음 · 패널분석이 곤란 · 시계열이 짧아 추세분석 곤란
한국노동패널자료	<ul style="list-style-type: none"> · 패널분석이 가능 · 비근로자가구의 소득분석이 가능 	<ul style="list-style-type: none"> · 자료의 대표성이 낮은 편 · 자료의 정확성이 낮음 · 추세분석에 한계 존재

이상에서 보듯이 각각의 자료는 장단점이 서로 교차하고 있어 어느 자료가 다른 자료보다 우월하다고 하기가 쉽지 않다. 따라서 어떤 자료를 주된 분석자료로 사용하느냐의 여부는 자료의 특성이 연구목적에 가장 부합되는지의 여부에 달려 있다고 할 수 있다. 이러한 측면에서 본 연구의 기본목적은 빈곤추이 분석 및 정책대응 방향 모색에 있는 만큼 이에 가장 적합한 자료는 추세분석이 용이한 도시가계조사자료라고 할 수 있다. 그러나 전술하였듯이 다른 자료의 경우에는 도시가계조사자료가 가지고 있지 않은 정보를 담고 있는 만큼, 본 연구에서는 여러 가지 자료를 상호보완적으로 사용한다.

10) 자영업자가구의 소득 추정에는 아직까지 문제가 많다는 지적이 있어 지속적인 보완연구가 필요하다.

나. 서베이자료 분석결과 해석시의 유의사항

빈곤율 분석에 직·간접적으로 사용되는 도시기계조사자료와 가구소비실태조사자료는 표본자료에서 빈곤층이 차지하는 비중이 실제보다 과소하게 추출되어 있다는 것이 일반적인 견해이다. 극빈층 가운데에는 노숙자, 주거부정, 또는 잦은 이사 등으로 인해 원칙적으로 표본추출대상에서 제외되는 경우가 많기 때문이다. 마찬가지로 최고소득층의 경우에도 정보공개에 대한 우려로 인해 응답을 거부하는 비율이 높다. 그러므로 상기 자료와 같은 서베이자료의 경우에는 소득분포의 양쪽 끝이 실제보다 작은 비중으로 추출되었을 가능성이 높다.

서베이자료가 분포의 양쪽 끝에서 실제보다 다소 과소하게 추출되었다고 하더라도 평균분석이나 일반적인 소득분포를 논할 때에는 편의(bias)가 크지 않다. 그러나 본 연구와 같이 분포의 양쪽 끝을 주된 분석목표로 하는 경우에는 빈곤율 등의 추정결과에서 편의가 크게 나타날 가능성이 있다. 이러한 현상은 비단 본 연구에만 국한된 문제점이 아니라 상기의 서베이자료를 이용하여 분석하는 연구 모두에서 공통적으로 해당되는 문제이다.

그러므로 빈곤율 추정치를 논함에 있어서는 상기자료에 기초하여 분석된 결과치의 절대수준이 실제보다 과소할 수 있음을 염두에 둘 필요가 있다. 그렇지만 여전히 상기 서베이자료들은 나름대로 자료의 대표성을 지니고 있는 만큼 빈곤율 분석결과의 상대적 변화효과, 즉 변화율, 변화의 방향, 변화추세 등에 있어서는 의미있는 분석이 가능할 것으로 사료된다. 따라서 본 연구를 비롯하여 서베이자료를 이용하여 분석하는 빈곤율 분석연구의 결과를 해석함에 있어서는 절대수준보다는 상대적인 변화효과에 더 큰 비중을 두기 바란다.

2. 분석용어의 정의

가. 소득의 정의

소득불평등도지수와 빈곤율 등은 구체적으로 이를 어떻게 정의하는지에 따라 동일한 자료를 분석하더라도 서로 다른 수치를 얻게 된다. 이를테면 ‘빈곤’을 어떻게 정의하느냐에 따라 빈곤율의 추정치가 달라질 수 있다.

소득불평등지수(income inequality indexes)란 일반적으로 소득분배상태의 특성을 하나의 지표로 집약(summarize)한 것을 지칭한다. 소득불평등지수의 종류는 매우 다양하지만 소득분배 상태가 변화할 때 각각은 서로 다른 양식으로 변하기 때문에 분석목적 등에 따라 각기 다른 지표를 사용하는 것이 바람직하다. 현재 많이 사용되고 있는 소득불평등지수로는 지니계수, 변이자승계수(SCV: Squared Coefficient of Variation), MLD(Mean Log Deviation), Atkinson 지수 등이 있다. 이 중에서 특히 지니계수가 가장 널리 사용되고 있다.

소득은 획득 형태나 소득의 발생원천, 조세 및 각종 공과금의 합산 또는 차감 여부 등에 따라 크게 1차소득(primary income), 시장소득(market income), 총소득(total income), 가처분소득(disposable income) 등으로 구분할 수 있다.

본 연구에서는 분석의 편의를 도모하기 위해 통계청에서 분류하고 있는 소득의 정의를 사용하되 OECD 등과 같은 국제기구에서 많이 사용하는 소득개념(<표 II-2> 참조)을 원용하여 아래와 같이 수정하여 사용하기로 한다. 본 연구에서는 시장소득, 총소득, 가처분소득을 주된 소득종류로 구분한다. 비경상소득의 경우에는 시장소득과 성격을 달리한다. 따라서 비경상소득은 시장소득에서 제외한다. 그런데 비경상소득은 가계의 소비지출에 사용될 수 있는

소득이므로 총소득과 가처분소득에는 포함시키도록 한다. 그 외에는 OECD 등의 소득정의를 따르도록 한다.

<표 11-2> 소득의 정의(국제비교)

통 계 청		LIS (또는 OECD)					
소득 (+)	비경상 소득	퇴직금, 연금일시금, 경조금, 비경상적 보조금, 보상금, 손해보험금 등 해당사항 없음.					
	경상 소득	1. 근로소득	compensation of employees	1차소득 (primary income)	시장소득 (market income)	총소득 (gross income)	가처분소득 (disposable income)
		2. 사업 및 부업소득	gross self-employment income				
		3. 재산소득	realised property income				
		4. 이전 소득	4.1 사적	occupational pensions + other cash income			
4.2 공적	social insurance cash transfers + social assistance						
지출 (-)	비경상 지출	공적연금	social security contributions				
		사회보험	(사회보장부담금: 공적연금, 건강보험, 고용보험 등)				
	조세	direct taxes (소득세, 재산세, 종합토지세, 자동차세 등)					
	기타비경상지출						
소비 지출							

주: 1. 정기적인 사적이전소득, 부양금, 양육비 등 기타 정기적인 현금소득임.
 원자료: 통계청, 『가구소비실태조사』, 2000.
 OECD(1995).
 LIS 내부자료.
 자료: 유경준 · 김대일(2003).

나. 빈곤의 정의

빈곤(poverty)이란 소득이나 여타의 기준이 되는 변수의 값이 일정 수준에 미달하는 경우를 일컫는다. 빈곤을 논함에 있어서는 유경준·김대일(2003)의 연구에서처럼 소비지출을 기준으로 하는 경우도 있지만 대부분의 경우에는 소득을 기준으로 한다. 본 연구에서는 앞서 제 I 장 제2절에서 언급한 바와 같은 이유로 해서 소득을 기준으로 빈곤문제에 접근한다.

빈곤은 크게 절대빈곤과 상대빈곤의 두 가지로 구분할 수 있다. 양자는 개념상 완전히 다르다. 상대빈곤이란 기준소득의 일정 비율에 미달하는 경우를 말한다. 일반적으로 기준소득으로는 중위수 소득(median income)이 많이 사용된다. 절대빈곤이란 소득수준이 사전적으로 일정한 기준에 따라 정해진 수준에 미달하는 경우로 정의된다. 일반적으로 절대빈곤은 소득수준이 최저생계비에 미달하는 경우를 가리키는 경우가 많다.

그런데 제IV장의 분석결과를 미리 예로 들어본다면, 우리나라에서 시계열적으로 상대빈곤과 절대빈곤의 차이가 본질적인 차이를 보이지 않음을 알 수 있다. 이는 간접적으로 최저생계비가 생존을 위해 절대적으로 필요한 최소한의 소비지출 수준을 나타내지 않고 최소한의 사회·문화적 욕구까지 충족시켜 줄 수 있는 수준으로 정의되고 있기 때문임을 시사해준다. 만약 그렇지 않다면 우리나라의 실질소득이 지속적으로 상승해 왔음을 고려할 때 절대빈곤율은 계속 축소되었어야 한다. 그렇지만 실제로는 절대빈곤율이 안정적인 모습을 유지했었다는 점에서 최저생계비가 절대적 개념에 입각한 것이 아니라 상대적 개념에 기초하여 책정되었음을 유추할 수 있다¹¹⁾. 다시말해, 최저생계비가 반드시 ‘절대생존을 위한 소득수

11) 이는 소득불평등의 문제가 절대적인 개념에 기초한 것이 아니라 상대적 가치를 지님을 시사한다. 일반적으로 소득불평등지수와 각 경제주체들이 피부로 체감하는 불평등도 사이에는 반드시 비례관계가 있는

준(subsistence level)'을 의미하지는 않는다. 최저생계비란 생물학적인 생존을 위해서 뿐만 아니라 문화적으로도 어느 정도 수준 이상의 문화생활도 함께 영위할 수 있는 수준의 소득을 말한다.

3. 소득분포 특성에 대한 기존 연구¹²⁾

가. 소득분포 특성에 대한 기존 연구

우리나라의 소득 관련 연구는 소득분배에 관한 것이 대부분이며 소득분포 자체에 초점을 맞춘 경우는 최근까지만 해도 전무하였다고

것이 아니다. 소득계층별 소득격차가 다른 국가에 비해 많이 작더라도 심정적으로 느끼는 박탈감이 큰 경제에서는 약간의 소득차이마저 크게 느낄 수 있는 반면, 전시효과(demonstration effect) 등 남에게 과시하고자 하는 욕구가 작은 경제에서는 실제의 소득격차가 상당히 크더라도 체감하는 소득격차는 작을 수 있다. 그러므로 후생 측면에서 소득불평등도를 논할 때에는 반드시 각국 국민들의 의식구조나 가치관, 관습, 전통 등을 함께 고려하지 않고는 소득불평등도에 대한 국제비교는 수치상의 비교만 가능할 뿐, 실제로 각국 국민이 체감하는 소득불평등의 정도와는 상당한 괴리를 보일 가능성이 높다.

- 12) 기존연구의 결과는 총소득을 기준으로 분석한 것이다. 그런데 우리나라의 경우에는 총소득과 가처분소득 간의 차이를 구성하는 소득세, 재산세 등의 직접세와 사회보장기여금 등의 수준이 총소득 수준에 비해 상대적으로 상당히 미미한 편이기 때문에 두 가지 소득 가운데 어떤 것을 사용하더라도 분석결과는 본질적인 차이를 나타내지 않는다. 특히 기존연구에서 총소득을 기준으로 소득분포가 자연대수정규분포를 따르는지의 여부를 검증한 부분에 대한 결과는, 저자가 가처분소득을 기준으로 재검증해본 경우에도 거의 수정없이 그대로 적용되는 결과를 얻었다. 그러므로 본절의 논의는 총소득을 기준으로 한 기존 연구의 결과를 소개하지만 가처분소득을 기준으로 하더라도 사실상 동일한 논의가 전개된다는 점을 밝히고자 한다.

본절에서 굳이 총소득 대신 가처분소득으로 대체하여 기존 연구의 방법론을 그대로 사용한 연구결과를 제시하지 않는 것은 기존 연구에 대한 소개와 함께 기준소득만 가처분소득으로 바꾼 경우에 대한 분석결과가 사실상 동일하므로 동일한 내용을 중복적으로 기술하지 않기 위해서였다. 이후에 가처분소득 분포 역시 총소득의 경우와 마찬가지로 자연대수정규분포를 따른다는 점을 굳이 명시하지 않더라도 그러한 관계가 있으므로 추가적인 검증이 필요하지 않음을 이 자리를 빌어 밝히고자 한다.

II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구 85

하여도 과언이 아니다. 소득분포의 분포특성 자체에 초점을 맞춘 연구로는 김종면·성명재(2003A·B, 2004)의 연구가 대표적이다.

김종면·성명재(2003A)는 1982~2002년의 도시가계조사자료를 이용하여 2인 이상 도시가구의 총소득 분포가 자연대수정규분포(log-normal distribution)를 따른다는 사실을 Jarque and Bera (1980)의 정규분포 검정방법을 이용하여 검정하였다. 또한 그들은 이런 소득특성이 시계열적으로도 매우 안정적이기 때문에 경제위기 기간이었던 1997~1998년을 제외하고는 지난 20여년간 우리나라의 2인 이상 도시가구의 소득분포가 대체로 자연대수정규분포의 형태를 따른다고 검증하였다. 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 특성은 비단 표본 전체뿐만 아니라 연령별 소득분포도 대체로 자연대수정규분포를 따른다는 점도 함께 발견하였다. 다만 이들의 연구대상은 1인 가구를 제외하고 도시지역에 거주하는 2인 이상의 가구만을 대상으로 하였다는 점에서 분석의 한계가 있다.

김종면·성명재(2004)의 연구에서는 일부의 농어를 제외하고는 사실상 전 국민을 대상으로 수집된 가구소비실태조사자료(1996년과 2000년)를 대상으로 소득분포 특성에 대한 분석대상의 폭을 확대 분석하였다. 그 결과 도시가계조사자료에서는 제외되었던 읍면지역에 거주하는 2인 이상 가구도 포함하여 분석한 경우에서도 소득분포가 대체로 자연대수정규분포를 따른다고 보아도 크게 무리하지 않다는 결론에 도달하였다. 다만 1인 가구의 경우에는 자연대수정규분포와 다소 특성의 차이가 있는 것으로 분석되었다. 1인 가구는 주로 신규 시장진입자로 대표되는 청년층과, 은퇴기 이후의 노년층으로 구성되어 있으며 청년층의 비율은 매우 낮다. 따라서 1인 가구는 2인 이상 가구에서 보는 일반적인 형태의 연령분포와 커다란 괴리가 있다. 청년층과 노년층은 연령적으로 서로 매우 다른 소득 특성을 지닌다. 바로 이 점에 착안하여 김종면·성명재(2004)는 1인 가구를 청년층과 노년층의 2개로 분할하여 각각에

대해 소득분포의 특성을 검증하였다. 그 결과, 각각이 대체로 자연대수정규분포를 따른다는 점을 추가적으로 밝혀내었다. 결국 그들의 연구에 의하면 2인 이상 가구 전체, 1인 가구 중 청년층과 노년층의 세 부류로 표본을 분할하면 각각이 모두 분석이 용이한 자연대수정규분포를 따른다는 점을 밝혀내었다.

상기의 두 연구를 종합해보면 소득의 평균과 분산(표준편차)만으로 모든 소득특성을 다 표현할 수 있는 매우 강력한 분석도구를 발견하였다고 할 수 있다. 이러한 발견은 비단 본 연구와 같이 빈곤문제를 접근하는 데뿐만 아니라 소득분배구조 전반에 대한 연구를 비롯하여 각종 정책의 효과를 분석·평가하는 데에도 매우 유용한 정보를 제공해줄 수 있다는 점에서 커다란 의의를 지닌다.

가구소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 분포특성은 비단 상기의 연구에서와 같이 특정한 경우에 국한하여 특이해의 하나로 서만 의미를 지니는 것이 아니다. 소득분포의 자연대수정규분포 특성은 이미 선진국에서도 실증적·경험적으로 확립되어 있다는 점에서 일반화시킬 수 있는 논리적 근거가 충분하다고 할 수 있다. Kalecki(1945)는 그의 연구에서 영국의 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 점을 밝힌 바 있으며, Becker(1955)는 그의 박사학위 논문에서 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 점을 밝힌 바 있다. 또한 Aitchison and Brown(1957)도 그들의 저서 제11장에서 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 점을 보인다는 점을 분석하였다. 이와 같이 선진국에서는 이미 오래 전에 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 점을 실증적으로 검증한 바 있다. 그러므로 우리나라의 가구소득이 자연대수정규분포를 따른다는 상기 연구의 분석결과는 일반적으로 수용할 수 있는 명제로 받아들여 본 연구에서 원용하여 사용하여도 논리적으로 별다른 무리가 없을 것으로 생각된다¹³⁾.

자연대수정규분포는 비대칭분포로서 그 자체만으로는 일반인들

의 관심을 끌기 어렵다. 그러나 해당 확률변수에 자연대수를 취하면 분포특성이 우리에게 매우 친근한 정규분포로 전환된다는 점에서 매우 흥미롭다. 정규분포와 자연대수정규분포의 관계는 매우 명확하게 대비된다. 정규분포는 평균과 분산의 2개 모수만으로 모든 분포특성을 표현할 수 있다. 자연대수정규분포의 경우도 이와 마찬가지로 평균과 분산의 2개 모수만으로 분포의 모든 특성이 요약된다.

소득분포의 자연대수정규분포 특성은 분포특성을 규정짓는 모수 공간(parameter space)의 차수(dimension)를 무한대(infinity)에서 평균과 분산이라는 2개의 모수를 통해 2차원으로 대폭 축소·단순화시켜준다는 점에서 이론연구뿐만 아니라 실증연구 측면에서도 기여도가 매우 높다고 할 수 있다.

먼저 자연대수정규분포와 관련하여 통계적 분포 특성을 살펴보자. 어떤 확률변수 X 가 평균과 분산이 각각 m 과 s^2 인 정규분포를 따른다고 하자. 이를 일반적으로 $X \sim N(m, s^2)$ 라고 표기한다. X 의 확률밀도함수는 다음과 같다.

$$\phi_N(X) = \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{X-m}{s}\right)^2\right\}}{s\sqrt{2\pi}}, \quad -\infty < x < \infty$$

어떤 확률변수 Y 가 평균과 분산이 각각 μ 와 σ^2 인 자연대수정규분포를 따른다고 하자. 일반적으로 이를 $Y \sim \lambda(\mu, \sigma^2)$ 라고 표기한다. Y 에 자연대수(natural logarithm)를 취하면 정규분포가 되는데

13) 일부의 경우 통계적학적인 관점에서 볼 때 자연대수정규분포에서 벗어나는 경우도 있지만, 경제학적인 관점에서 본다면 자연대수정규분포와 실제 소득분포와의 차이는 사실상 무시할 수 있을 정도로 충분히 작다는 것이 보다 정확한 표현이다.

이 때 평균과 분산이 각각 m 과 s^2 라고 하자. 이 경우 $\ln Y \sim N(m, s^2)$ 가 되며 원래의 확률변수 Y 는 아래의 확률밀도함수를 갖는다.

$$\phi_Y(Y) = \begin{cases} \frac{\exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln Y - m}{s}\right)^2\right\}}{Ys\sqrt{2\pi}} & , Y > 0 \\ 0 & , Y \leq 0 \end{cases}$$

이때 (m, s^2) 와 (μ, σ^2) 사이에는 다음과 같은 관계가 성립한다.

$$\mu = \exp\left\{\frac{2m+s^2}{2}\right\}, \quad \sigma^2 = \exp(2m+2s^2) - \exp(2m+s^2)$$

또는

$$m = \ln\left(\frac{\mu^2}{\sqrt{\sigma^2 + \mu^2}}\right), \quad s^2 = \ln\left(\left(\frac{\sigma}{\mu}\right)^2 + 1\right)$$

그러므로 정규분포와 자연대수정규분포 사이에는 1:1 대응관계가 있다¹⁴⁾.

위에서 보았듯이 소득분포의 통계적 특성에 대한 연구는 도시가계조사자료를 이용한 것과 가구소비실태조사자료를 이용한 것으로 대분된다. 두 종류의 연구는 상호보완적인 결과를 가지고 있으므로 아래에서는 분석자료별로 기존 연구결과를 나누어 간략히 고찰해 본다.

나. 소득분포 특성 분석에 대한 기존 연구 결과: 도시가계조사자료 분석결과

김종면·성명재(2003A·B)는 도시가계조사자료(1982~2002년)를

14) 만약 1:1 대응관계에 있지 않다면 (m, s^2) 와 (μ, σ^2) 사이의 호환관계가 성립하지 않는다. 그런데 양자간의 호환관계가 성립하므로 정규분포와 자연대수정규분포 사이에는 1:1 대응관계가 있다.

분석한 결과, 통계적 관점에서 볼 때, 2인 이상의 도시가구의 소득 분포는 대체로 자연대수정규분포(log-normal distribution)를 따르는 것으로 보아도 무방한 것으로 분석한 바 있다.

1) 연도별 소득분포의 특성

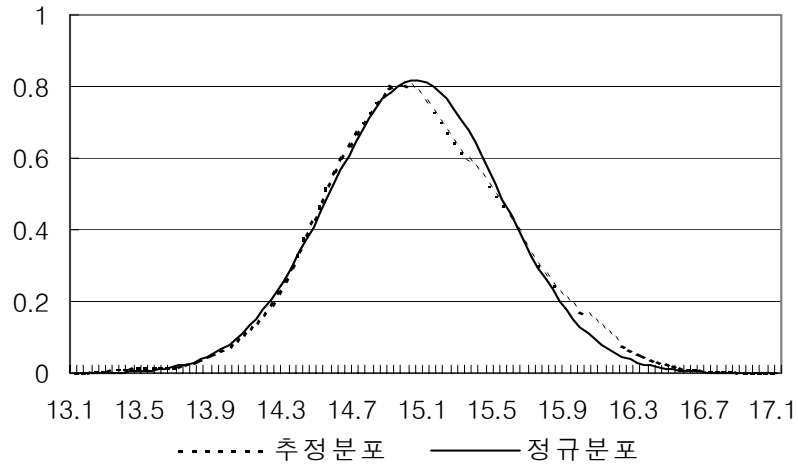
그들의 연구에서는 대부분의 경우 소득분포가 자연대수정규분포를 따르는 것으로 나타났지만, 몇몇 연도에서는 자연대수정규분포를 따른다는 귀무가설을 기각한 경우도 있었다. 그런데 경제위기 기간을 제외하고는, 후자의 경우에도 실제의 소득분포 추정결과를 그림으로 그려보면 (자연대수)정규분포와의 오차가 매우 작은 것으로 나타났다. 1997~1998년의 예외적인 경우를 제외하고는 사실상 가구원 수가 2인 이상인 도시가구의 소득분포가 자연대수정규분포를 따르거나 또는 그 분포를 따른다고 보아도 크게 무리하지 않다는 결론에 도달하고 있다.

또한 그들의 연구에서는 이런 특성이 경제위기 기간을 제외하고는 매우 안정적이라는 점과 소득분배격차를 나타내는 지표 중 하나인 지니계수가 사실상 자연대수 소득의 표준편차에 비례한다는 점을 밝혔다. 이는 관련 분야의 연구에 있어 상당히 큰 영향을 미칠 수 있는 것으로 보인다.

이들의 연구결과를 요약하여 살펴보면 다음과 같다. 먼저 각 연도별 2인 이상 도시가구의 자연대수소득은 분포의 구조가 흡사 정규분포와 거의 유사하다. 이는 [그림 II-1]~[그림 II-3]에서 보듯이 1982년, 1992년, 2003년도 자연대수소득의 추정분포가 실제의 정규분포와 상당히 유사한 모습을 알 수 있다. 위의 3개연도에서 보는 바와 같은 소득분포 곡선의 모습, 즉 (자연대수)정규분포의 특성은 경제위기 기간을 제외하고는 1982~2003년 기간 동안 지속적으로 관찰된다. 이는 곧 자연대수정규분포의 소득 특성이 시계열적으로 상당히 안정적임을 시사한다.

[그림 II-1] 도시가구의 자연대수소득분포 추정결과(1982년)

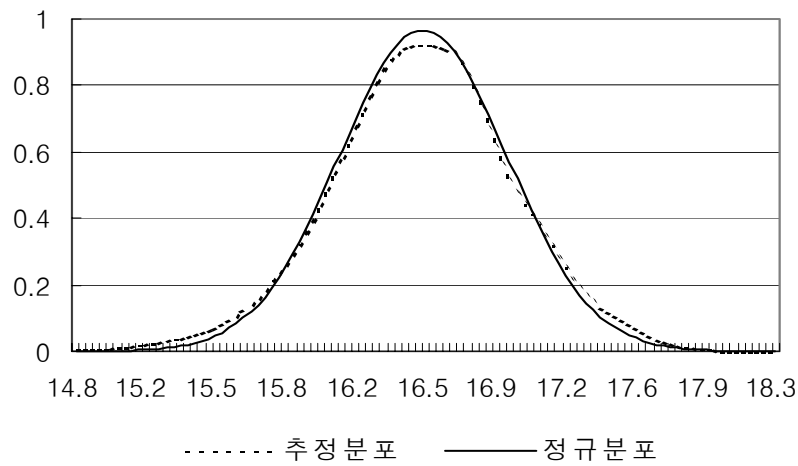
(단위: ln(원))



주: $\mu=15.04256$, $s=0.48786$

[그림 II-2] 도시가구의 자연대수소득분포 추정결과(1992년)

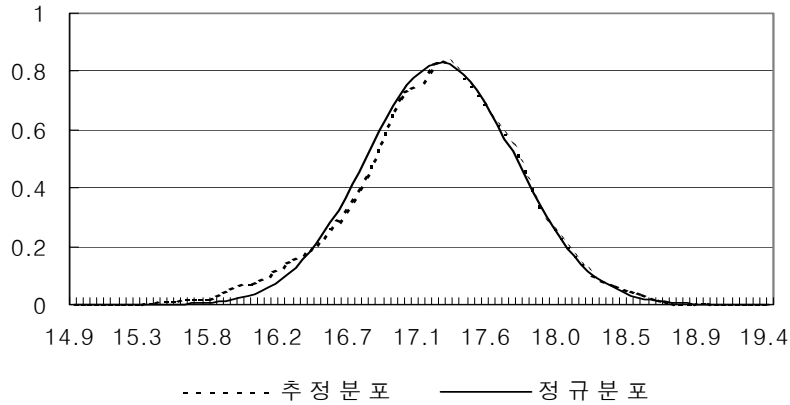
(단위: ln(원))



주: $\mu=16.52186$, $s=0.41301$

[그림 II-3] 도시가구의 자연대수소득분포 추정결과(2003년)

(단위: ln(원))



주: $\mu=17.26381$, $s=0.48073$

2) 연령별 소득분포의 특성

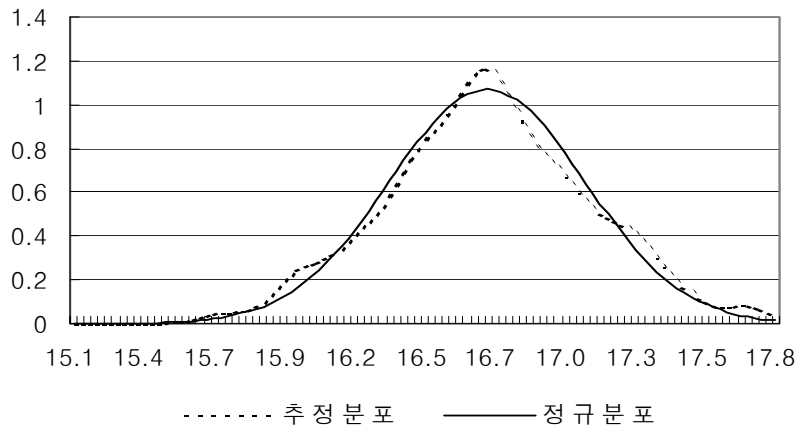
연도별 소득분포 특성에 대한 검정결과에 비해서는 통계적인 검정력이 다소 떨어지지만, 소득분포의 자연대수정규분포 특성은 연령별로도 상당히 유효한 결과를 보이고 있다. 1982~2003년 중 경제위기 기간(1997~1998년)을 제외한 총 21개 연도의 도시가구 자료를 각각 25~65세의 41개 연령그룹으로 세분하면 모두 841개 연령 소그룹 자료를 얻을 수 있다. 841개 그룹을 대상으로 각각에 대해 유의수준 5%에서 자연대수소득의 정규분포 여부를 통계적으로 검정해본 결과, 13개 소그룹에서만 정규분포를 따르지 않는 것으로 검정되었고, 나머지 828개 소그룹에서는 정규분포를 따른다는 귀무가설을 기각하지 못하여 사실상 정규분포를 따른다고 보아도 무방한 것으로 나타났다¹⁵⁾. [그림 II-4]~[그림 II-6]에서는 2003년 중

15) 1997년과 1998년의 경우에는 각각 41개씩의 연령 소그룹 중에서 각각 17개 및 14개 소그룹에서 (자연대수)정규분포를 따르지 않는 것으로 검정되었다. 이는 경제위기 기간 동안 소득분포의 특성이 크게 왜곡됨에 따라 일시적으로 나타난 현상인 것으로 보인다.

30세, 45세, 60세 연령층의 자연대수소득분포의 추정결과를 보여주고 있다. 기타 연도 및 기타 연령층의 경우에도 아래 그림에서 보는 바와 대체로 비슷한 분포특성을 보이고 있다.

통계적인 가설검정 결과에서는 거의 대부분의 연령층에서 소득분포가 자연대수정규분포를 따르는 것으로 나타났다. 그렇지만 아래의 그림에서 보듯이 일부의 그림에서는 소득변수의 확률밀도함수를 비모수적인 추정방법(nonparametric probability density estimation)에 대한 추정분포곡선이 정규분포의 분포곡선과 다소 차이를 보인다. 그런데 이는 각 연령 소그룹의 표본크기가 수십개에 불과할 정도로 작기 때문에 마치 추정분포곡선이 시각적으로 정규분포와 차이를 보이고 있는 것이다. 그렇지만 그러한 차이는 표본크기가 작은 경우에 충분히 나타날 수 있는 문제로서 통계적인 가설검정 결과 자체를 부정하지는 않는 것으로 생각된다.

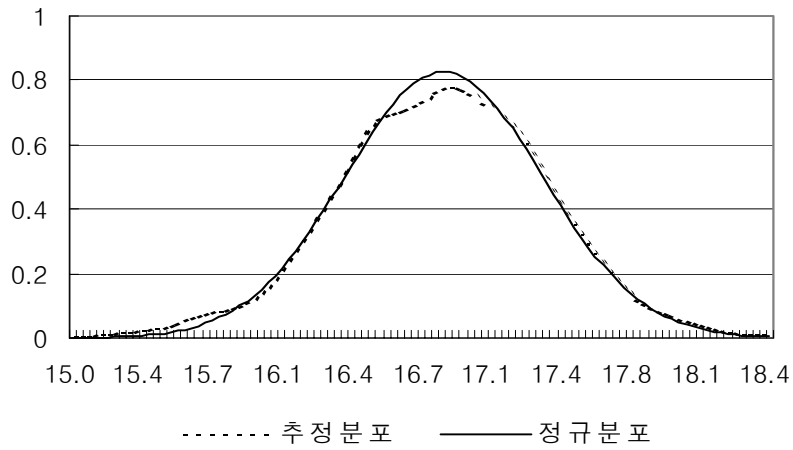
[그림 II-4] 도시가구의 가구주 연령별 자연대수소득 분포(2003년, 30세)
(단위: ln(원))



주: $\mu=16.71186$, $s=0.37320$

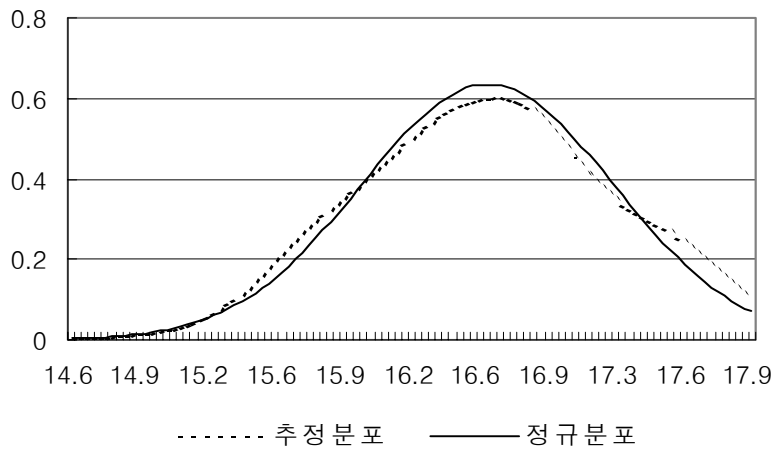
II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구 93

[그림 II-5] 도시가구의 가구주 연령별 자연대수소득 분포(2003년, 45세)
(단위: ln(원))



주: $\mu=16.84254$, $s=0.48225$

[그림 II-6] 도시가구의 가구주 연령별 자연대수소득 분포(2003년, 60세)
(단위: ln(원))



주: $\mu=16.62520$, $s=0.62891$

다. 소득분포 특성 분석에 대한 기존 연구 결과: 가구소비 실태조사자료 분석결과

1) 연도별·가구원 수별 소득분포의 특성

그런데 위의 연구에서는 가구원 수가 1인인 단독가구와 비도시 지역 거주 가구가 고려대상에서 제외되어 있다. 따라서 소득분포 특성에 대한 연구결과가 소득분포의 일반적인 특성을 반영한 것이 아니라 도시가계조사자료만의 특성에 그치지 않느냐는 비판이 제기되었다. 그런데 김종면·성명재(2004)는 1인 가구와 비도시지역 거주 가구를 포함하고 있는 가구소비실태조사자료를 이용한 경우에서도 위의 연구와 유사한 결과를 얻었다. 따라서 그들의 연구에서는 일반적으로 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다고 보아도 크게 무리하지 않다는 결론을 얻었다.

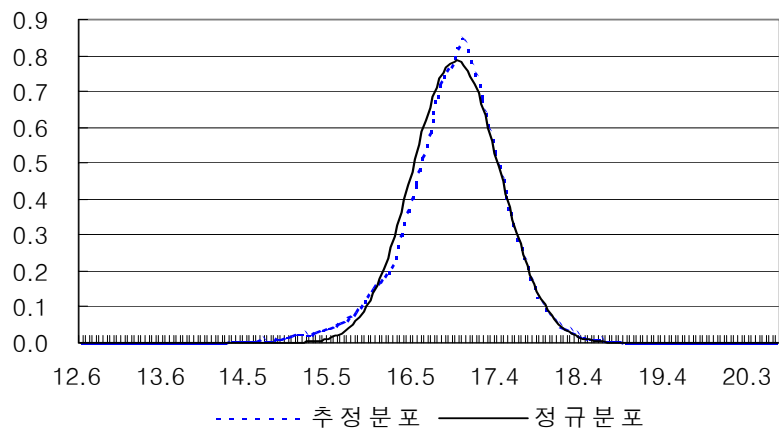
김종면·성명재(2004)는 가구소비실태조사자료를 전체적으로 평가하였을 때에는 소득분포가 자연대수정규분포와는 상이하다는 점을 밝혔다. 그러나 가구원 수별로 자료를 구분하여 별개로 가설검정을 실시해본 결과, 각각의 경우에는 소득분포가 자연대수정규분포를 따르거나 또는 그 분포를 따르지 않더라도 그 분포와의 차이가 매우 작아 자연대수정규분포로 보아도 크게 무리하지 않다는 결과를 보여주었다. 더욱이 그들은 가구원 수가 2인 이상인 가구로 한정되어 있는 도시가계조사자료와 대응되도록 가구원 수가 2인 이상인 가구로 한정하여 가설검정을 실시한 경우에도 도시가계조사자료를 분석한 결과와 유사한 결과를 보임으로써 선행연구의 결과도 뒷받침해주는 결과를 얻었다.

가구원 수가 2인 이상인 가구의 경우에는 각 인원수별 자연대수 소득의 분포 특성이 개별적으로는 물론이고 이들을 모두 합한 경우에도 정규분포 또는 그와 매우 유사한 분포특성을 나타내는 것으로 나타났다. 이는 아래의 [그림 II-7]과 [그림 II-8]에서 보듯

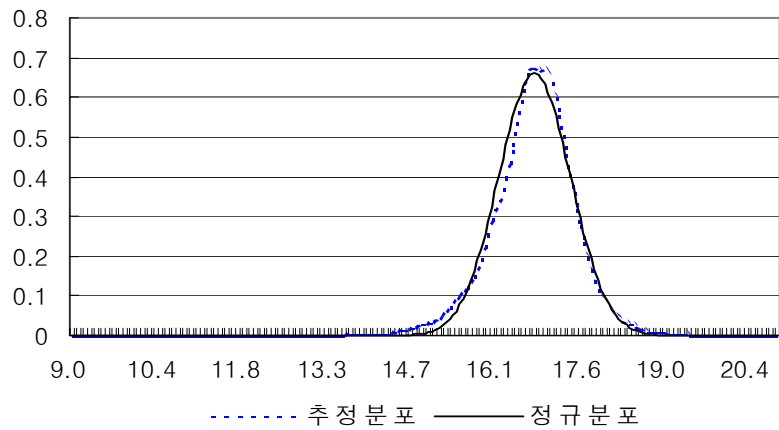
II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구 95

이 추정분포 곡선과 정규분포 곡선과의 차이가 상당히 작은 것으로부터 알 수 있다.

[그림 II-7] 자연대수소득의 추정분포(2인 이상 가구, 1996년 가계조사자료)
(단위: ln(원))



[그림 II-8] 자연대수소득의 추정분포(2인 이상 가구, 2000년 가계조사자료)
(단위: ln(원))



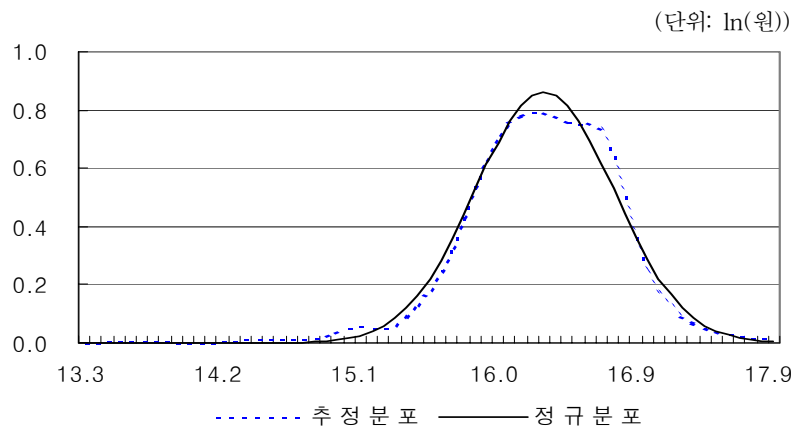
그들의 연구에서도 1인 가구의 경우에는 전체적으로는 자연대수 소득이 정규분포를 따르지 않는 것으로 분석되었다. 그런데 1인 가구는 가구구성 특성상 2인 이상의 가구와는 인구구조학적인 특성이 상당히 다르다. 2인 이상 가구의 경우에는 중년층의 구성비가 상당히 높다. 그렇지만 1인 가구의 경우에는 중년층의 구성비가 매우 낮은 반면에 젊은층과 노년층의 구성비가 상당히 높은 구조로 이루어져 있다. 젊은 연령층과 노년층은 소득분포상 확실히 구분되는 분포 특성을 지닌다. 그러므로 1인 가구의 경우에는 분포 특성이 매우 이질적인 2개 또는 그 이상의 집단으로 구성되어 있다고 볼 수 있다.

가구원 수로는 노년층 단독가구나 젊은층 단독가구가 서로 동일하지만 소득특성상으로는 양자가 확연히 구분된다. 이에 착안하여 김중면·성명재(2004)의 연구에서는 1인 가구를 연령별로 2개 집단으로 분할(partition)한 결과 각각이 자연대수정규분포와 매우 유사한 분포구조를 가지고 있음을 밝혔다. 그들의 연구에서는 35세 또는 45세 등을 기준으로 1인 가구를 2개의 집단으로 구분하였을 때, 각각의 자연대수소득 분포가 비록 통계학적으로는 정규분포와 다른 것으로 판정되었지만, 각 그룹을 자영업자, 근로자, 무직가구 등과 같이 가구유형별로 세분화하면 점차 자연대수소득 분포가 정규분포를 나타낸다는 점을 함께 보였다. 뿐만 아니라 그들의 연구에서는 가구유형을 무시하더라도 자연대수소득의 추정분포와 정규분포의 차이가 상당히 작기 때문에 실제로는 자연대수소득이 정규분포를 따르더라도 크게 무리하지 않다고 보았다. 그들의 연구결과를 좇아 가구소비실태조사자료 중 1인 가구에 대한 자연대수소득분포를 35세를 기준으로 구분하여 추정하여 아래와 같이 도식화해 보았다. 그 결과 [그림 II-9]~[그림 II-12]에서 보듯이 각각의 자연대수소득의 분포곡선이 정규분포곡선과 상당히 유사하게 나타났다. 엄밀한 의미에서 본다면, 통계적인 가설검정 결과, 1인 가구의 자

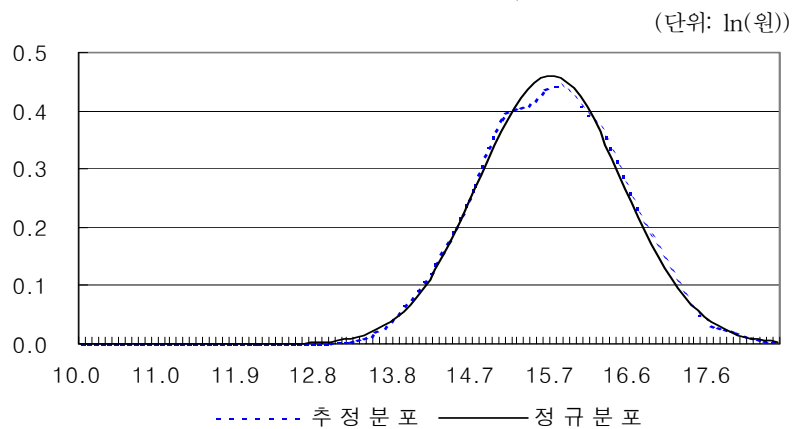
II. 분석자료, 분석범위 및 소득분포 특성에 대한 기존 연구 97

연대수소득분포가 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타났지만 실제의 분포도를 보면 정규분포와의 차이가 상당히 작기 때문에, 정규분포로 간주하고 분석하여도 크게 무리하지 않다는 결론에 도달할 수 있다.

[그림 II-9] 자연대수소득의 추정분포(35세 이하 1인 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)

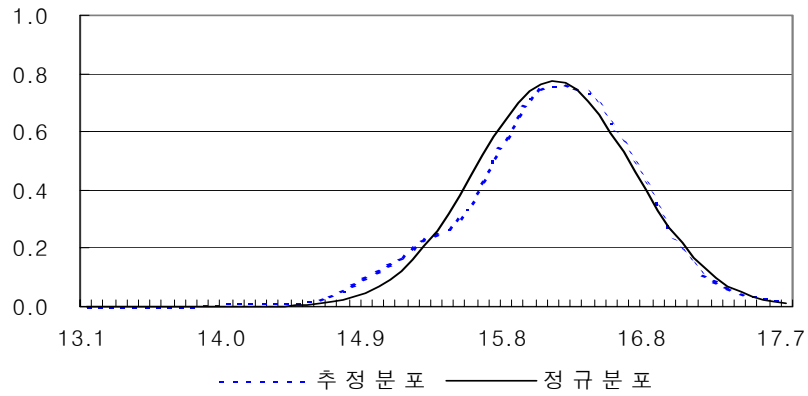


[그림 II-10] 자연대수소득의 추정분포(36세 이상 1인 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)



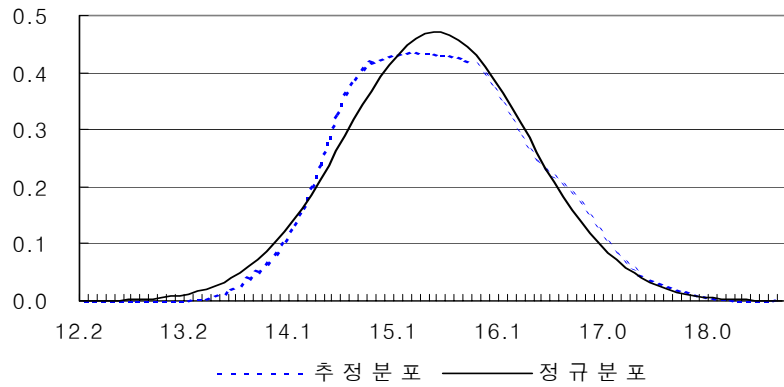
[그림 II-11] 자연대수소득의 추정분포(35세 이하 1인 가구, 1996년
가구소비실태조사자료)

(단위: ln(원))



[그림 II-12] 자연대수소득의 추정분포(36세 이상 1인 가구, 2000년
가구소비실태조사자료)

(단위: ln(원))



이러한 추정결과는 연령 구분기준을 35세가 아니라 45세 등으로 변경해도 마찬가지이다. 그 이유는 위에서 언급하였듯이 1인 가구의 경우에는 중년층의 구성비가 매우 낮기 때문에 35~55세 정도의 범위 내에서 어느 연령층을 기준으로 1인 가구를 2개의 소그룹으로 분할하더라도 가설검정 결과의 차이는 거의 없기 때문이다.

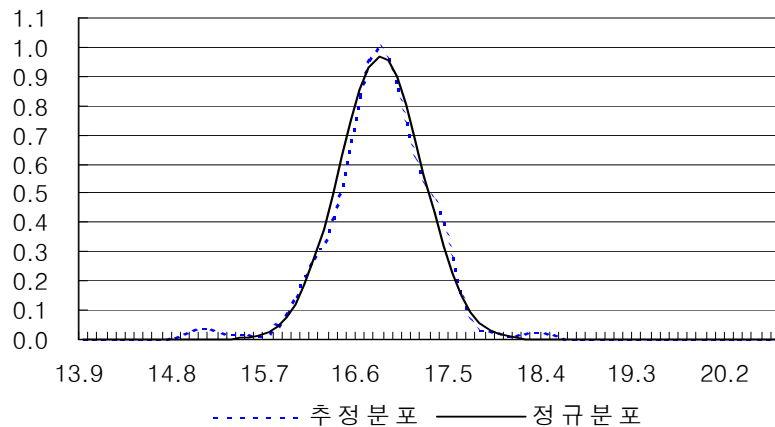
2) 연령별 소득분포의 특성

김종면·성명재(2004)의 연구에서 가구소비실태조사자료를 연령대별로 구분하여 분석한 결과를 보면, 가설검정시 정규분포를 따른다는 귀무가설을 기각하는 경우가 그렇지 않은 경우보다 많았다. 그런데 귀무가설이 기각되어 통계적으로는 자연대수소득이 정규분포를 따르지 않는 것으로 나타난 경우에도 대부분 실제의 추정분포와 정규분포 간의 차이가 크지 않다는 점을 밝히고 있다. 이는 곧 가구소비실태조사자료의 경우에도 연령별로 소득분포가 자연대수정규분포를 따르거나 또는 자연대수정규분포를 따르는 것으로 간주하여도 크게 무리하지 않다는 결론을 시사한다.

위에서와 마찬가지로 30세, 45세, 60세 연령층에 대한 소득분포 추정결과를 추출하여 아래와 같이 [그림 II-13]~[그림 II-18]로 도식화하였다. 일부의 경우 정규분포와 다소 차이를 나타내는 경우도 있는데 그 정도의 차이는 크지 않은 편이다.

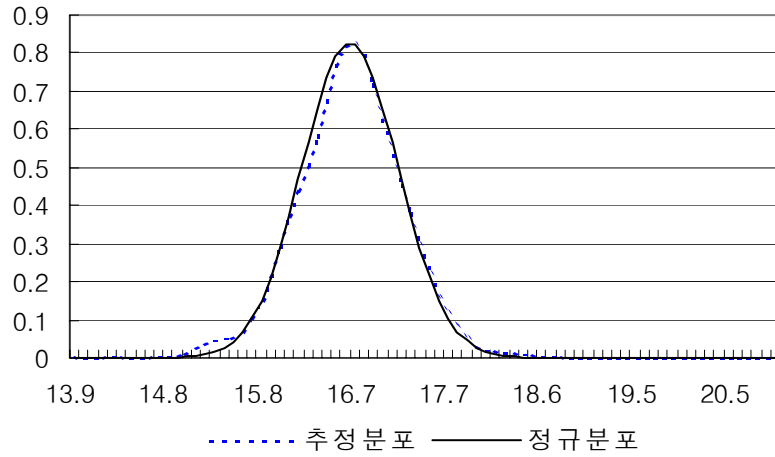
[그림 II-13] 연령별 자연대수소득 추정분포(30세, 1996년 가계조사자료)

(단위: ln(원))



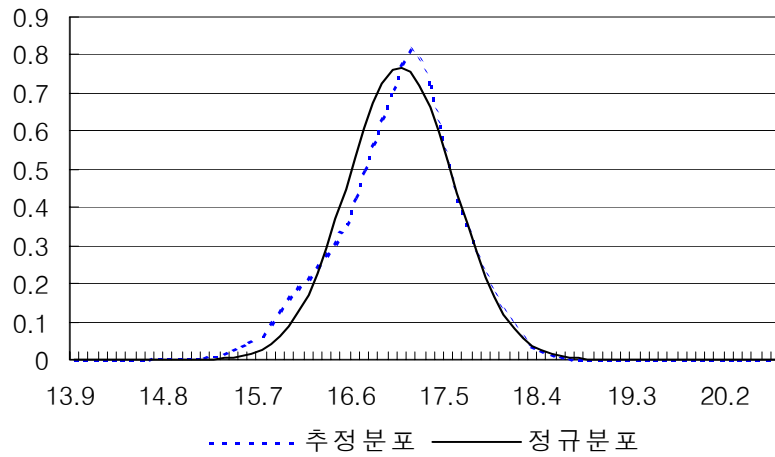
[그림 II-14] 연령별 자연대수소득 추정분포(30세, 2000년
가계조사자료)

(단위: ln(원))



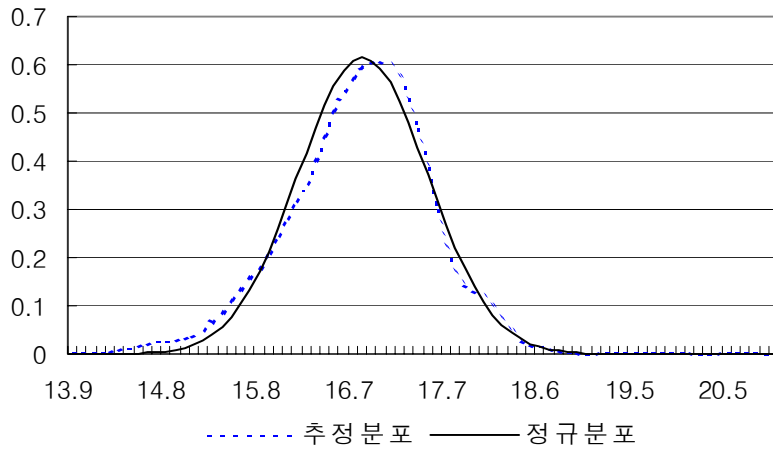
[그림 II-15] 연령별 자연대수소득 추정분포(45세, 1996년
가계조사자료)

(단위: ln(원))



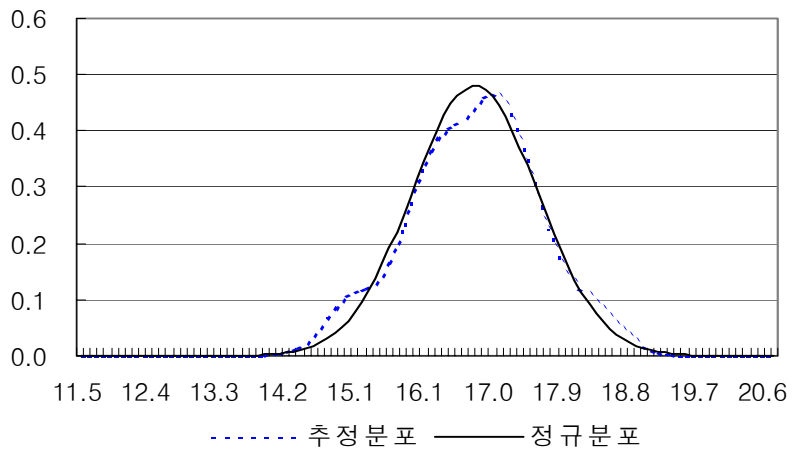
[그림 II-16] 연령별 자연대수소득 추정분포(45세, 2000년
가계조사자료)

(단위: ln(원))

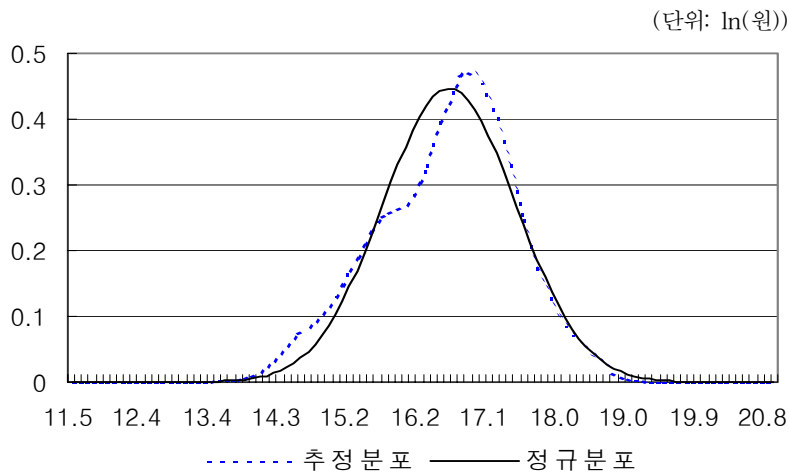


[그림 II-17] 연령별 자연대수소득 추정분포(60세, 1996년
가계조사자료)

(단위: ln(원))



[그림 II-18] 연령별 자연대수소득 추정분포(60세, 2000년
가계조사자료)



라. 도시가계조사자료 및 가구소비실태조사자료 분석결과 종합

도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료를 분석한 결과는 상호보완적이다. 양자 모두 소득분포가 자연대수정규분포를 따르거나 또는 이와 유사하여 그런 분포를 따른다고 간주하여도 사실상 무방하다는 것이 김종면·성명재(2003A·B, 2004)의 연구에서 나타난 분석결과의 핵심이다.

전자의 경우에는 시계열적으로 23개년 동안의 비교적 장기에 걸쳐 위의 소득 특성이 시계열적으로 상당히 안정적인 특성을 유지하고 있음을 나타내었다. 다만 이 경우 가구의 포괄범위가 2인 이상의 도시가구에 한정됨으로써 일반적인 소득 특성이 아닐 수 있다는 점에 대해서는 답을 제공해주지 못하였다.

다행히도 후자의 경우에는 일부의 농어를 제외하고는 사실상 전국 단위의 가구를 포괄함으로써 도시가계조사자료에 대한 분석결과에서 제외된 부분을 포괄하고 있다는 점에서 전자의 연구결과

를 보완하고 있다. 다만 이 경우에도 가구소비실태조사자료가 사실상 1996년과 2000년의 2개연도에 국한된다는 점에서 소득 특성의 시계열적인 안정성 여부가 의문시되지만, 다행히 전자에 의해 이 부분이 보완된다고 할 수 있다.

위의 연구에서 도출된 분석결과의 핵심은 ① 연도별 총가구 소득과 연도·가구주연령별 도시가구소득 분포가 자연대수 정규분포를 따른다는 사실을 통계적으로 검정하였다는 점이다. 또한 ② 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 특성도 1997~1998년의 경제위기와 같은 매우 예외적인 경우를 제외하고는 시계열적으로도 매우 안정적이라는 점을 밝힌 바 있다. 아울러 ③ 자연대수 가구소득의 평균과 분산이 연도별로 일정법칙에 따라 변화함을 보이고 동 변화를 계량화함으로써 장래 소득분포 전망을 도출할 수 있는 실증적·논리적 근거를 제공하였다.

이에 추가하여 상기의 연구에서는 가구원 수별·연령별로도 소득분포가 자연대수정규분포를 따르는 것으로 간주하여도 크게 무리하지 않다는 소득분포 특성을 보여줌으로써 본 연구를 비롯한 각종 소득분배 관련 연구에 시사하는 바가 매우 크다. 특히 이 가운데 연령별 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 분포조건(distribution condition)과, 이런 소득 특성이 시계열적으로 안정적이라는 안정성 조건(stability condition)은 생애소득에 기초한 빈곤 문제를 연구함에 있어 필수적으로 필요한 가상패널을 구축하는 과정에서 가장 기본적인 전제조건을 이룬다는 점에서 본 연구의 제 IV장에서 위의 연구결과가 직접 활용된다.

마. 상기 연구의 의의

상기 연구들은 소득분포의 기본구조를 밝힘으로써 소득분배격차에 대한 문제뿐만 아니라 소득분배 전체에 대한 분포 특성 자체를

밝혀줄 수 있다는 점에서 매우 큰 의의를 지닌다. 만약 그들의 연구결과가 타당하다고 한다면 원시자료에 대한 구체적인 분석 없이도 소득분포의 대표적인 특성인 평균과 분산의 두 가지 모수(parameters)만으로 소득 특성을 모두 정의할 수 있다는 점에서 매우 강력한 시사점을 지닌다.

예를 들면, 빈곤을 가르는 빈곤선(poverty line)이 주어진다면 별도로 분석을 하지 않더라도 소득 평균과 분산(또는 표준편차)만으로 빈곤율을 비롯하여 거의 모든 분포 특성을 밝혀낼 수 있다.

한 걸음 더 나아가 만약 위의 연구결과를 받아들인다면 (최소한 단기적으로는) 빈곤을 100% 제거하려는 노력은 성공적일 수 없다는 결론도 함께 도출할 수 있다. 왜냐하면 비록 시계열적으로 분포의 평균과 분산이 계속 변하지만 소득분포의 형태가 안정적으로 자연대수정규분포를 따르므로 빈곤선이 어떤 수준에서 주어지든 그에 관계없이 그 이하 수준의 소득을 가진 가구는 항상 존재하기 때문이다. 어떤 면에서는 일정수준에서 자연실업률이 존재하고 100%의 완전고용이란 존재하지 않는 것과도 상당히 유사하다고도 볼 수 있다.

소득분포의 안정성이라 함은 크게 다음의 두 가지를 논할 수 있다. 첫째, 소득분포의 형태가 자연대수정규분포라는 틀을 지속적·안정적으로 유지한다는 측면에서의 안정성이다. 둘째는 분포 특성을 나타내는 평균이나 분산 등의 적률(moments)의 크기가 크게 변하지 않고 안정적으로 유지되는 경우를 지칭하는 안정성을 들 수 있다. 이 두 가지 안정성 가운데 아래의 논의에서 소득분포의 안정성을 논할 때에는 전자를 지칭하도록 한다.

바. 소득분포 및 빈곤 문제에 대한 시사점

일단 위에서 논의하였던 바와 같이 만약 소득분포가 자연대수정

규분포를 따르고 그 분포가 안정적이라면 빈곤율을 축소하기 위한 정책은 자연대수소득의 분산을 축소하는 데 초점을 맞출 필요가 있다¹⁶⁾. 왜냐하면 소득분포가 안정적으로 자연대수정규분포를 따른다는 것을 기본전제로 한다면 분산이 클 경우보다는 작은 경우에 빈곤율이 낮기 때문이다. 자연대수소득을 일반적인 계산단위의 소득으로 전환하여 얘기한다면, ① 다른 조건이 동일할 경우 모든 소득자의 소득을 정액으로 일정률씩 상향조정되도록 하는 방법, ② 소득격차의 절대액을 축소하는 방법, 또는 ③ ①과 ②의 방법을 병행하는 방법 등을 강구할 수 있다.

빈곤을 줄이기 위해 자연대수소득의 분산을 축소하였다고 하자. 만약 빈곤 축소를 위한 재분배정책에도 불구하고 만약 재분배 후의 소득분포가 여전히 자연대수정규분포를 따른다면 빈곤율만 축소되는 것이 아니라 일정 수준 이상의 소득을 지닌 부유율 또한 함께 하락할 것이라는 점에 유의할 필요가 있다. 예를 들어 소득세 누진과세를 통해 고소득층으로부터 세금을 징수하고 그 재원을 저소득층에 배분해주는 경우를 상정해보자. 이 경우 일차적으로 재분배를 통해 고소득층의 소득비중이 하락하는 반면 저소득층의 소득비중이 상승하므로 빈곤율 및 부유율이 모두 하락할 것이다. 만약 고소득층에 대한 소득세 과세가 이들의 세후수익률을 낮추고 노동공급의 소득효과가 가격효과보다 크지 않다면 이차적으로 고소득층의 노동공급이 감소할 가능성이 있다. 그렇다면 이차적으로 고소득층의 소득점유비가 더 하락할 가능성도 있다. 물론 저소득층에서도 재분배에 따른 근로의욕 저하를 통해 노동공급 감소로 인해 일

16) 물론 다른 소득계층의 소득변화 없이 고소득층의 소득만 감소하는 경우에는 분산이 줄어들지만 빈곤율에는 변화가 없다. 그러나 이런 경우에는 소득분포가 자연대수정규분포에서 벗어나게 된다. 현실에서는 이러한 상황이 충분히 나타날 수 있지만, 순수히 통계적·가상적으로 자연대수정규분포 특성이 항상 그대로 유지된다는 (극단적인) 전제하에서는 본문의 명제가 타당하다.

부나마 구축효과(crowding-out effect)가 발생할 가능성이 있다. 이는 소득세 부과를 통한 재분배정책이 노동공급을 왜곡시킴으로써 자원배분의 왜곡을 통해 효율성을 하락시키는 효과가 있음을 시사한다. 그러므로 형평성 제고를 위한 재분배정책은 효율성 측면과 배치될 수 있다.

이는 곧 재분배의 정도가 지나치면 오히려 혁신을 통한 경제하려는 의지를 훼손하여 경제 규모 자체를 줄이고, 질적으로는 재분배 이전의 상황보다 더 열악한 상황을 초래할 수 있음을 시사한다. 그러므로 재분배정책은 경제의 효율성을 지나치게 훼손하지 않는 수준에서 적절히 조정할 필요가 있다¹⁷⁾.

4. 미래 소득분포 추정의 필요성

사회보장정책의 재정지출 소요를 추정하기 위해서는 미래의 소득분포에 대한 정보가 필요하다. 이는 시계열분석으로는 파악할 수 없는 부분, 즉 인구구조나 소득분포 등과 같은 미시적 분포 구조 변화에 의한 효과를 포착하기 위해서이다. 이를 위해 본 연구에서는 일차적으로 소득분포의 특성을 이용한 소득분포의 장기전망을 도출한다. 이는 향후 각 연도마다 가구주의 연령별 소득분포 및 이를 취합한 전 가구소득의 분포를 추정하는 작업으로서, 이미 김종면·성명재(2003A·B)와 김종면(2003)에 의해 기본적인 방법이 제시된 바 있다. 본 연구에서는 이들의 연구에서 미진한 부분으로 남아 있던 부분에 대한 답을 제시함으로써 소득분포 전망의 정확도 및 신뢰성을 제고하고자 한다.

17) 재분배의 적정 수준, 즉 황금률이 필요하다. 그러나 사회과학의 대부분이 그러하듯이 적정 황금률에 대한 정의와 기준 설정이 현실적으로 어렵기 때문에 황금률에 대한 결론을 도출하기가 쉽지 않다.

위의 두 연구에서는 우리나라 도시가구의 소득분포가 자연대수 정규분포임을 밝히고 미래의 가구소득분포 전망을 위하여 연령별 자연대수소득분포의 평균을 예측하는 방법을 제시하였으나, 그 결과가 도시가계자료에 전적으로 의존하기 때문에 부득이 1인 가구가 분석에서 제외되고 자영업자가구에 대해서 소비를 근거로 역추정한 소득을 사용한 단점이 있었다.

다행히도 김종면·성명재(2004)의 연구에서는 1인 가구를 포함하여 소득분포의 특성을 분석한 결과, 가구원 수별로 가구를 구분하면 소득분포가 자연대수정규분포를 따르며, 그렇지 않은 경우에도 자연대수정규분포와의 차이(오차)가 상당히 작아 자연대수정규분포로 보아도 크게 무리하지 않음을 밝혔다.

본 연구에서는 이들의 연구결과를 발전시켜, 도시가계조사자료만을 분석함에 따른 단점을 보완하고자 가구소비실태조사 자료를 함께 분석에 사용하여 위의 단점을 보완하였다. 아울러 가구원 수별로도 가구소득분포를 도출하고, 또한 인구주택총조사 2% 표본자료를 이용하여 도시가구의 장래추계를 실시하여 장래 소득분포 전망 도출에 활용하였다.

5. 분석방법

가. 빈곤 실태의 분석방법

본 연구의 주된 연구범위는 빈곤의 실태를 분석하고 정책시사점을 모색하는 것이다. 빈곤 실태는 특정 시점에서의 빈곤문제뿐만 아니라 생애소득 관점에서의 빈곤문제도 함께 고찰함으로써 중·장기적 관점에서의 빈곤퇴치·감축을 위한 정책시사점을 모색해 본다.

빈곤문제는 일반적으로 소득분포의 변화추이와 관련이 깊다. 따

라서 기존의 관련 연구결과를 살펴보면서 일차적으로 소득분포의 특성을 규명한다. 소득불평등도와 빈곤 등 쟁점사항에 대한 개념을 재정립하고, 아울러 우리나라의 빈곤율 변화추이를 추정한다. 소득 분배구조(또는 소득불평등도)와 빈곤율 추정결과를 상호비교하여 양자 간의 상관관계를 규명한다. 빈곤과 소득불평등도 등에 대한 개념을 재정립해보면서 재분배정책의 유효성을 검증한다. 소득분포의 통계학적 특성에 기초한 빈곤의 특성과 사회·경제학적 특성에 기초한 빈곤의 특성 간의 유사성 또는 차이점을 규명한다.

소득재분배정책의 유효성, 즉 빈곤퇴치 또는 감축 가능성과 정책 효과를 추정해본다. 이 문제는 소득분포의 통계적 특성과 깊이 관련되어 있는 것으로서 소득분포구조의 통계적 특성과 그로부터 유추되는 결론을 면밀히 검토함으로써 수행된다.

가구유형별·연령별 소득분포 및 빈곤 특성을 살펴봄으로써 가구유형별 또는 연령별 조세·재정정책의 기본방향을 점검한다. 가구유형별·연령별 분포 특성의 차이와 재분배정책의 유효성 간의 상관관계를 분석해봄으로써 재분배정책의 수혜대상의 범위와 재분배 수준 및 방법 등에 대한 시사점을 모색한다. 그 밖에 소득분배 구조에 대한 장·단기 기본정책방향에 대한 시사점과 소득불평등도와 빈곤에 대한 개념상의 공통점과 차이점을 살펴봄으로써 정책의 효율성 제고를 위한 정책시사점에 대해 생각해본다.

빈곤은 최저생계비를 포함하여 삶의 질적 수준의 향상 여부와도 관련이 깊은 만큼 실질적인 삶의 질적 수준 변화를 보기 위해서는 로렌즈곡선 및 일반화로렌즈곡선¹⁸⁾(generalized Lorenz curve) 등을 추정하여 비교분석해본다. 로렌즈곡선은 단순히 상대소득분포의 구조만을 보여주기 때문에 상대적인 소득분포의 불평등도 이외에는 실제적인 삶의 질적 수준의 기분이 되는 실질소득의 절대수준

18) Förster(2000)의 13쪽을 참조하기 바란다.

에 대해서는 아무런 정보를 제공해주지 못한다. 이러한 단점을 보완하고자 고안된 것이 일반화로렌즈곡선이다. 일반화로렌즈곡선은 개념상 X축은 누적소득자비율, Y축은 각 분위별 누적평균소득을 나타낸다. X축은 로렌즈곡선과 일반화 로렌즈곡선이 서로 동일하지만 Y축은 전자의 경우 누적비율로 표시되는 데 반해 후자는 수준(level)으로 표시된다. 일반화로렌즈곡선은 여러 가지 형태로 변형이 가능하지만 본 연구에서는 로렌즈곡선의 Y축에 전체소득의 평균 값을 곱해줌으로써 일반화로렌즈곡선을 정의하기로 한다.

그 밖에 본 연구에서는 생애소득에 기초한 빈곤 연구를 위해 가상패널자료를 생성한다. 개략적인 방법은 다음 항에서 보는 바와 같다.

나. 미래 소득분포 및 가상패널의 추정·예측

본 연구에서는 소득분포의 형태와 안정성 여부가 미래의 소득분포를 전망하고 가상패널자료를 구축함에 있어 매우 중요하다. 왜냐하면 기존의 소득분포가 일정한 분포를 가지면서 상당히 오랜 기간 동안 시계열적으로 안정적인 형태를 유지하였다면 미래에도 소득분포가 동일한 유형의 소득분포 특성을 그대로 유지될 것이라고 가정하더라도 논리적으로는 별로 무리하지 않은 것으로 판단되기 때문이다.

위의 제3절에서 보았듯이 기존 연구의 결과는 소득분포의 자연대수정규분포 특성 및 시계열적 안정성 조건 등을 충족시켜 주었다고 볼 수 있다. 도시가계조사자료뿐만 아니라 가구소비실태조사 자료를 분석한 경우에도 사실상 동일한 분석결과를 나타냄으로써 위의 두 가지 소득분포의 특성이 특이표본에 의해 우연히 도출된 특이해가 아니라 일반해로서의 특성을 지닌다는 점에 주목할 필요가 있다.

미래의 소득분포를 추정함에 있어서는 도시가계조사자료를 주된 자료로 하고 가구소비실태조사자료를 보조적으로 사용한다. 그런데 이들 자료는 모두 횡단면자료인 만큼 미래의 소득분포를 추정하는 경우에 시간의 이행에 따른 각 소득자의 소득순위 변화 등과 관련된 소득정보는 얻을 수 없다. 따라서 이 경우에는 부득이 한국노동패널자료를 사용하여 두 기간 사이에 나타나는 소득순위 변화와 관련된 모수(parameters)를 추정한다.

가구소비실태조사자료 등에 비해 자료의 포괄범위가 제한되어 있음에도 불구하고 도시가계조사자료를 가장 중요한 기초자료로 사용하는 이유는, 첫째, 여타의 자료로는 소득분포 특성의 추세적 변화추이를 포착하는 것이 불가능하지만 도시가계조사자료의 경우에는 그러한 것이 용이하기 때문이다. 둘째, 여타 자료의 경우에는 면접·설문조사 등에 의한 소득 관련 자료에 대한 정보가 입수되기 때문에 상당 부분 피조사자의 기억에 기반하여 대강의 수치로 일회성 조사가 이루어지는 반면, 도시가계조사자료의 경우에는 기본적으로 가계부 작성방법을 이용하여 수시로 조사·작성되는 만큼 후자의 조사자료 내용을 좀더 신뢰할 수 있기 때문이다. 가구소비실태조사자료의 경우에도 일부의 월간자료에서는 가계부 작성 등의 방법을 사용하고 있으나 연간소득 등과 관련된 정보는 설문조사에 의존한다는 점에서 도시가계조사자료보다는 신뢰성이 다소 떨어진다고 할 수 있다.

김종면·성명재(2003A·B, 2004) 및 김종면(2003)에서 밝힌 바와 같이, 가구주 연령별 가구소득이 자연대수정규분포를 따르는 이상, 각 연령별 자연대수소득의 평균과 분산, 그리고 가구주의 연령분포를 구하면 소득분포에 대한 전망이 가능해진다. 왜냐하면 이들 연구의 결과에 따라, 시계열별·연령별 소득분포가 자연대수정규분포를 따르므로 소득의 평균과 분산에 대한 정보(또는 예측치)와 각 연령대별 인구구성비에 대한 정보를 외생적으로 얻을 수 있다면

미래의 소득분포에 대한 정보를 사실상 모두 알 수 있기 때문이다. 소득의 평균과 분산만으로도 전체 소득자의 소득분포를 자연대수 정규분포의 틀 안에서 모두 표현할 수 있다. 또한 연령별 인구구성비를 알 수 있다면 이것 역시 각 연령대별 소득분포의 모습을 보여줄 수 있다.

위에서 소개한 기존 연구의 결과만으로도 연령별 자연대수소득 분포의 평균 전망은 가능하다. 이 과정에서 최준욱·전병목(2003)이 사용한 장기 경제성장률 전망치를 사용한다. 이외에도 연령별 자연대수소득분포의 표준편차와 가구주의 연령분포 추계가 필요하다.

가구주 연령분포의 추계는 김종면·성명재(2004)의 연구에서 채택하였던 연구방법을 원용하여 본 연구의 분석틀과 범위에 맞도록 재구성하여 새로이 추정하였다. 그들의 연구에서는 통계청의 장래 가구추계에서 사용한 가구주율 추계방법을 응용하여 인구주택총조사 2% 표본(1980, 85, 90, 95, 2000연도 자료)에서 향후 도시가구 추계를 직접 수행하여 가구주 연령 및 가구원 수 전망을 도출하여 사용하였다. 연령별 자연대수소득의 평균과 가구주 연령분포를 알고 있다는 전제하에서 전 연령 가구소득분포의 분산값이 주어지면 연령별 자연대수 소득분포의 표준편차는 이로부터 역산하여 구할 수 있다. 전 연령 가구소득분포의 분산은 지니계수가 향후 외국사례에서와 같은 속도로 장기적으로 증가한다는 가정하에서 추정하여 사용하였다.

생애소득에 기초한 빈곤문제를 분석하기 위해서는 위의 가정을 토대로 가상패널자료도 함께 생성하여야 한다. 이는 미래의 소득분포를 단순히 횡단면적으로만 예측하는 데 그치지 않고 미래 소득분포의 틀 속에서 특정 시점(또는 현재 시점)에서의 개별소득자들의 생애소득 흐름을 모두 생성(generation)해준다는 점에서 그 과정이 복잡해진다. 개별소득자의 생애소득 흐름에 기초한 가상패널

자료를 구축함에 있어서는 소득분포의 자연대수정규분포 특성과 안정성 조건이 기본전제가 된다.

가상패널자료의 생성을 위한 구체적인 분석방법과 추정결과 등은 제IV장에서 자세히 논의한다.

Ⅲ. 소득분배 구조의 변화추이

본장에서는 도시가계조사자료를 토대로 지난 20여년간의 소득분배 구조의 변화추이를 살펴본다. 본장의 주된 내용은 이미 기존연구에서 소개된 부분이 많지만 본 연구에서 주력하고 있는 가상패널 구축을 위한 각종 모수 추정시에 기본이 되는 기초자료, 즉 지니계수와 소득의 평균 및 분산 등과 같은 기초자료를 제공함을 목적으로 한다. 부수적으로는 빈곤분석시에 소득의 분포특성을 보다 잘 이해하기 위한 정보제공의 기능도 함께 수행한다.

1. 지니계수의 변화추이

도시가계조사자료를 분석한 결과 지난 20여년간 지니계수는 하락(1980년대)-저점 안정세(1990년대 초~중반)-급상승(1997~1998년)-등락 반복(1999년 이후)의 4단계 과정을 보이고 있다. 1980년대의 지니계수 하락은 고소득층에 비해 중·저소득층의 소득증가율이 더 높게 나타나면서 소득계층간 상대소득격차가 축소된 데 따른 것이다(<표 III-3> 참조). 이 시기에 지니계수가 하락한 요인으로는 꾸준한 교육의 상향평준화에 따른 소득평준화, 지속적인 경제성장의 결과로서 부문별 상대적 격차의 축소, 활발한 노동운동 등에 힘입은 중산층 근로자 계층의 소득증대 등이라는 데 많은 연구가 동의하고 있다.

1990년대 초에는 소득분배구조에 눈에 띄는 정도의 변화는 없었다. 그런데 1990년대 후반에 접어들면서 우리나라의 상대소득격차는 확대추세를 보이기 시작하였다. 특히 1997년의 외환위기와 1998년

의 경제위기로 인해 지니계수는 1996년 0.24685에서 1998년에는 0.31121로 초과상승(overshooting)하는 현상을 보였다. 경제위기 이후 1999년부터 2003년까지는 매년 등락을 반복하고 있는데 진폭은 대체로 줄어드는 추세를 보이고 있다. 특히 2001년 이후에는 0.27~0.28 수준에서 안정적이다¹⁹⁾.

1990년대 후반에 지니계수가 상승추세로 반전된 데에는, 저소득층의 경제적 몰락 또는 고소득층의 괄목할 만한 소득증가 현상 등이 기간에 따라 단독 또는 복합적으로 작용하였기 때문이다. 경제위기 기간에는 각종 구조조정과 산업구조 개편 등에 따라 실업률이 상승하고 장기실업자도 크게 증가하였다. 아울러 비정규직 비중이 높아지면서 점차 고용상태가 불안해지기 시작하였다. 소득증가율이 둔화되면서 저소득층, 특히 그 가운데 극빈층을 중심으로 경제적 몰락 현상이 가시화되었다. 이런 현상은 곧 소득계층별 상대소득격차를 크게 확대시킨 것으로 사료된다. 반면에 IT 및 금융부문 등을 중심으로 숫적으로는 소수에 불과하지만 최고소득층을 중심으로 소득이 비약적으로 증가하면서 소득계층간 상대소득격차를 더욱 확대시키는 요인이 되었다.

2000년 이후에는 지니계수가 등락을 거듭하면서 좁은 범위 내에서 횡보를 하고 있다. 지니계수가 등락을 반복하는 것은 저소득층과 고소득층의 소득증가율의 상대적 대소 관계가 매년 역전되는 현상과 무관하지 않은 것으로 보인다. 지니계수가 소폭 상승하는 해에는 대체로 고소득층의 소득증가율이 다소 더 높은 반면 이듬해에 지니계수가 다소 하락하는 해에는 저소득층의 소득증가율이

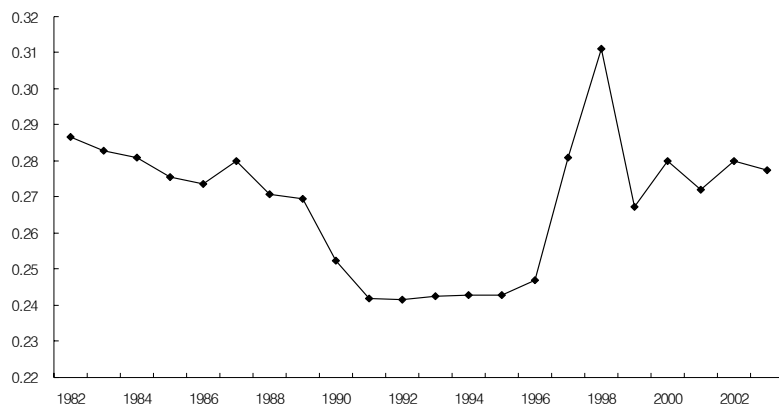
19) 본절에서 제시한 지니계수 추정치는 도시가계조사자료를 연간화한 자료를 기준으로 하였다. 자료의 정리·가공방법과 지니계수를 산출하는 수학공식은 여러 가지가 있기 때문에 분석방법과 공식의 차이에 따라 지니계수 추정치의 절대수준은 서로 차이를 보일 수 있다. 그러므로 이러한 차이를 무시하고 지니계수의 절대수준만을 비교하는 것은 곤란할 수 있다. 다만 지니계수의 변화방향이나 변화율 등과 같은 경우에는 일치성을 지니는 경우가 많으므로 직접 비교해도 크게 무리하지 않다.

다소 더 높아지는 경향을 보이고 있다.

최근 우리 경제는 오랫동안 침체기조가 지속되었다. 이 과정에서 지니계수가 일정한 범위 내에서 등락을 거듭하면서 지니계수의 수준이 안정세를 보이고 있다. 이는 경기가 나빠지면 일반적으로 소득분배격차가 확대되는 경향이 있는 것과 배치된다. 이는 2000년대 이후 전반적으로 모든 계층에 걸쳐 소득증가 추세가 둔화된 가운데 특히 1990년대 말에 급등하였던 IT분야의 거품이 걷힌 것도 관계가 깊은 것으로 판단된다. 이에 따라 초고소득층의 소득둔화 현상이 상대적으로 크게 두드러지면서 소득격차를 줄이는 데 기여하였다. 그 효과가 저소득층의 소득감소에 의한 상대소득격차 효과를 상당부분 상쇄하면서 이와 같은 예외적인 현상이 나타나고 있는 것으로 추정된다.

경기회복 초기에는 일부의 고소득층을 중심으로 소득이 증가하면서 상대소득격차가 확대될 개연성이 높다. 최근의 경제 상황을 고려해보면 아직까지는 가시적으로 그런 단계에 이르지 않는 것으로 생각된다.

[그림 III-1] 지니계수의 변화추이



주: 도시가계조사자료의 분기소득 자료를 동일가구별로 합산하여 연소득 자료를 기준으로 추정함.

<표 III-1> 도시가구 지니계수의 변화추이

	도시가구 지니계수	실업률 (%)	경제활동참가율 (%)	통계청 (근로자)	
				A	B
1982	0.28678	4.4	58.6	-	
1983	0.28270	4.1	57.7	-	
1984	0.28109	3.8	55.8	-	
1985	0.27563	4.0	56.6	-	0.3449
1986	0.27368	3.8	57.1	-	
1987	0.27986	3.1	58.3	-	
1988	0.27082	2.5	58.5	-	0.3355
1989	0.26957	2.6	59.6	0.3039	
1990	0.25236	2.4	60.0	0.2948	
1991	0.24189	2.3	60.6	0.2869	
1992	0.24147	2.4	60.9	0.2836	
1993	0.24242	2.8	61.1	0.2817	0.3097
1994	0.24293	2.4	61.7	0.2845	
1995	0.24280	2.0	61.9	0.2837	
1996	0.24685	2.0	62.0	0.2907	0.2954
1997	0.28102	2.6	62.2	0.2830	
1998	0.31121	6.8	60.7	0.3157	
1999	0.26726	6.3	60.5	0.3204	
2000	0.27988	4.1	60.7	0.317	0.351
2001	0.27222	3.7	60.8	0.319	
2002	0.27997	3.1	61.5	0.312	
2003	0.27747	3.4	61.4	0.306	

주: 1. 통계청A의 지니계수는 취업근로자가구만을 대상으로 한 것으로서, 각 분기별 소득분위의 소득을 분위별로 합산하여 연간소득분위를 산출하는 방법으로 추정된 것임.

2. 통계청B의 지니계수 중 1985년, 1988년, 1993년은 사회통계조사에 나타난 전국의 10분위 소득점유비를 기초로 추정된 값임. 1996년과 2000년은 가구소비실태조사자료에 나타난 근로자가구의 지니계수임. 전체가구의 경우에는 1996년과 2000년에 각각 0.290과 0.351이며, 사업자가구의 경우에는 각각 0.293과 0.389임.

2. 소득계층별 소득분배 구조의 변화추이

1982~2003년 동안 도시가구의 가구당 총소득 평균은 395.4만원에서 3,535만원으로 8.9배 수준으로 연평균 11.0%씩 증가하였다. 평균총소득은 1982년 이래 1997년까지 지속적으로 증가하였으나 경제위기 기간(1998년)에는 예외적으로 12.4% 감소하였다. 1999년에는 평균총소득이 전년대비 11.6% 증가하여 2,570.8만원이 되었지만 1996년의 2,574.5만원에는 여전히 다소 미달하는 수준이다. 그런데 물가상승 효과를 감안하면 1999년의 실질소득 수준은 1996년 수준에 크게 미달한다고 할 수 있다. 1999년에 이어 2000년 이후에도 평균소득 증가추세는 계속되고 있다.

도시가구의 평균소득의 증가추세는 외환위기가 시작된 1997년까지 증가추세가 지속되었지만 소득계층별로는 증가율이 다소 차이를 보였다. 1998년에는 모든 소득계층에서 평균소득이 감소하였다. 다만 1~3분위의 경우에는 이에 앞서 1997년부터 소득이 크게 감소하기 시작하였다. 1997년말에 외환위기로 인해 중·저소득층을 중심으로 실업이 증가하기 시작하면서 실직가구들이 최저소득층으로 전락하였기 때문인 것으로 추정된다. 즉, 1~3분위에서는 본격적인 경제위기가 시작되기 이전인 1997년에 이미 상당히 큰 소득 감소를 경험하였다. 1분위의 경우에는 1997년에 이미 총소득이 32.2% 감소하였으며, 1998년에는 다시 27.2% 감소하는 등 2년 연속 두 자리수의 소득감소율을 기록하였다.

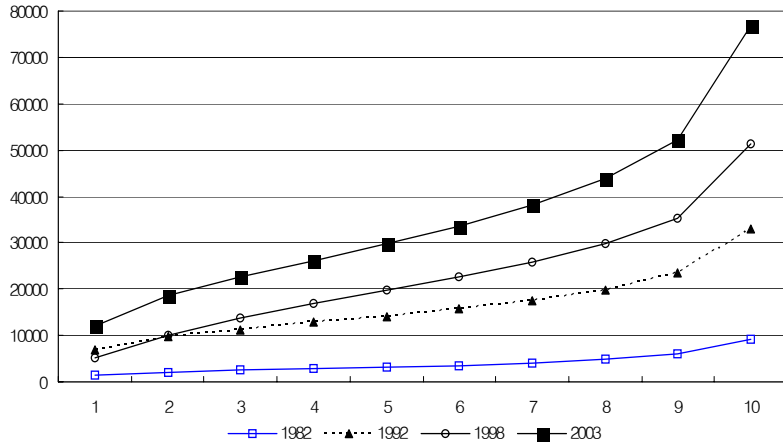
<표 III-2> 소득계층별 총소득 분포(도시가계조사자료)

(단위: 천원)

총소득	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1982	1,502	2,081	2,443	2,823	3,170	3,567	4,114	4,856	5,909	9,078	3,954
1983	1,636	2,256	2,697	3,120	3,553	3,991	4,541	5,334	6,464	9,738	4,333
1984	1,794	2,531	3,055	3,488	3,943	4,483	5,038	5,864	7,198	10,801	4,820
1985	1,968	2,751	3,256	3,677	4,078	4,577	5,209	6,038	7,395	11,349	5,030
1986	2,182	3,122	3,692	4,184	4,732	5,337	6,013	6,971	8,511	12,603	5,735
1987	2,608	3,608	4,200	4,861	5,471	6,150	7,030	8,226	10,009	15,138	6,730
1988	3,133	4,391	5,222	5,942	6,670	7,469	8,489	9,692	11,796	17,733	8,052
1989	3,886	5,401	6,383	7,263	8,103	9,078	10,242	11,788	14,277	21,713	9,813
1990	4,890	6,715	7,817	8,830	9,816	10,982	12,303	14,040	16,762	24,415	11,655
1991	5,982	8,240	9,601	10,893	12,175	13,639	15,192	17,242	20,146	28,178	14,128
1992	6,896	9,656	11,290	12,760	14,187	15,851	17,609	19,748	23,495	32,954	16,445
1993	7,442	10,384	12,182	13,815	15,446	17,057	19,008	21,423	24,865	36,083	17,771
1994	8,343	11,770	13,785	15,582	17,392	19,489	21,834	24,767	29,081	40,070	20,214
1995	9,342	13,378	15,715	17,753	19,946	22,214	24,897	28,372	33,124	45,305	23,003
1996	10,275	14,703	17,258	19,785	22,371	25,018	28,083	31,703	36,862	51,374	25,745
1997	6,966	13,373	17,105	20,152	22,951	25,686	29,057	33,135	39,042	55,514	26,299
1998	5,070	10,054	13,777	16,833	19,768	22,521	25,778	29,695	35,405	51,466	23,036
1999	9,510	13,822	16,666	19,107	21,748	24,515	27,796	32,051	37,865	53,994	25,708
2000	10,322	15,129	18,250	21,143	24,250	27,425	31,160	35,978	42,797	63,685	29,017
2001	11,363	16,323	19,371	22,316	25,283	28,596	32,539	37,804	44,967	65,205	30,376
2002	11,489	16,727	20,361	23,963	27,169	31,007	35,114	40,737	48,860	70,491	32,593
2003	12,059	18,576	22,728	26,094	29,843	33,446	38,004	43,780	52,090	76,889	35,350

[그림 Ⅲ-2] 소득계층별 총소득 분포(도시가계조사자료)

(단위: 천원)



1997~1998년 동안 상대소득격차가 확대되면서 지니계수가 크게 상승하였는데 1분위의 대폭적인 소득감소가 크게 일조를 하였음을 추정할 수 있다. [그림 Ⅲ-2]를 보면 1998년의 1분위 소득이 1992년 수준에 미달하는 것을 볼 때 외환위기 및 경제위기로 인한 최저소득층의 소득저하 현상이 얼마나 심각하였는지를 알 수 있다.

전술하였듯이 1998년의 경제위기는 모든 소득계층의 소득을 감소시켰지만 저소득층의 소득감소가 더 현저하게 나타남으로써 저소득층이 경제위기로 인해 더 큰 타격을 받았음을 시사한다. 1998년에는 모든 소득계층의 소득이 감소하는 가운데 특히 최저소득층으로 갈수록 소득감소율이 크게 나타났다.

그런데 1999년에는 우리 경제가 예상보다 빨리 경제위기에서 벗어나면서 모든 소득계층의 소득이 함께 증가하였다. 그 가운데 특히 최저소득층의 경우에는 전년에 소득이 많이 감소하였기 때문에 1999년에 소득이 증가할 때 반사적으로 증가율이 매우 크게 나타나는 기현상이 나타났다.

<표 III-3> 소득계층별 총소득 증가율 추이(도시가계조사자료)

(단위: %)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1983	8.9	8.4	10.4	10.5	12.1	11.9	10.4	9.9	9.4	7.3	9.6
1984	9.6	12.2	13.3	11.8	11.0	12.3	10.9	9.9	11.4	10.9	11.2
1985	9.7	8.7	6.6	5.4	3.4	2.1	3.4	3.0	2.7	5.1	4.4
1986	10.9	13.5	13.4	13.8	16.0	16.6	15.4	15.4	15.1	11.1	14.0
1987	19.5	15.6	13.8	16.2	15.6	15.2	16.9	18.0	17.6	20.1	17.3
1988	20.1	21.7	24.3	22.2	21.9	21.5	20.8	17.8	17.8	17.1	19.7
1989	24.0	23.0	22.2	22.2	21.5	21.5	20.6	21.6	21.0	22.4	21.9
1990	25.8	24.3	22.5	21.6	21.1	21.0	20.1	19.1	17.4	12.4	18.8
1991	22.3	22.7	22.8	23.4	24.0	24.2	23.5	22.8	20.2	15.4	21.2
1992	15.3	17.2	17.6	17.1	16.5	16.2	15.9	14.5	16.6	17.0	16.4
1993	7.9	7.5	7.9	8.3	8.9	7.6	7.9	8.5	5.8	9.5	8.1
1994	12.1	13.3	13.2	12.8	12.6	14.3	14.9	15.6	17.0	11.0	13.7
1995	12.0	13.7	14.0	13.9	14.7	14.0	14.0	14.6	13.9	13.1	13.8
1996	10.0	9.9	9.8	11.4	12.2	12.6	12.8	11.7	11.3	13.4	11.9
1997	-32.2	-9.0	-0.9	1.9	2.6	2.7	3.5	4.5	5.9	8.1	2.1
1998	-27.2	-24.8	-19.5	-16.5	-13.9	-12.3	-11.3	-10.4	-9.3	-7.3	-12.4
1999	87.6	37.5	21.0	13.5	10.0	8.9	7.8	7.9	6.9	4.9	11.6
2000	8.5	9.5	9.5	10.7	11.5	11.9	12.1	12.3	13.0	17.9	12.9
2001	10.1	7.9	6.1	5.5	4.3	4.3	4.4	5.1	5.1	2.4	4.7
2002	1.1	2.5	5.1	7.4	7.5	8.4	7.9	7.8	8.7	8.1	7.3
2003	5.0	11.0	11.6	8.9	9.8	7.9	8.2	7.5	6.6	9.1	8.5

지난 20여년간 소득계층별 총소득 점유비의 변화추이를 보면, 대체로 2~9분위에서는 별다른 차이를 보이지 않았지만, 최저소득층인 1분위와 최고소득층인 10분위에서는 소득점유비의 부침이 상대적으로 큰 편이었다. 1분위의 경우에는 1990년대 전반기에 최고수준인 4%대의 점유비 수준을 보였지만, 외환위기 및 경제위기 기간에 이르러 2%대로 급전직하하였다. 이후 최근까지 3%대의 점유비를 유지하고 있다. 반대로 10분위의 경우에는 1990년대 전반에 20% 안팎의 수준을 보였으나 최근에는 21~22% 수준으로 상승하였다.

Ⅲ. 소득분배 구조의 변화추이 121

그 밖의 분위에서는 소득점유비가 대체로 안정적인 모습을 보였던 점을 고려할 때 소득불평등도를 나타내는 지니계수의 변화는 1분위와 10분위의 소득점유비 변화와 관계가 깊은 것으로 추정된다.

<표 III-4> 소득계층별 총소득 점유비 분포(도시가계조사자료)

(단위: %)

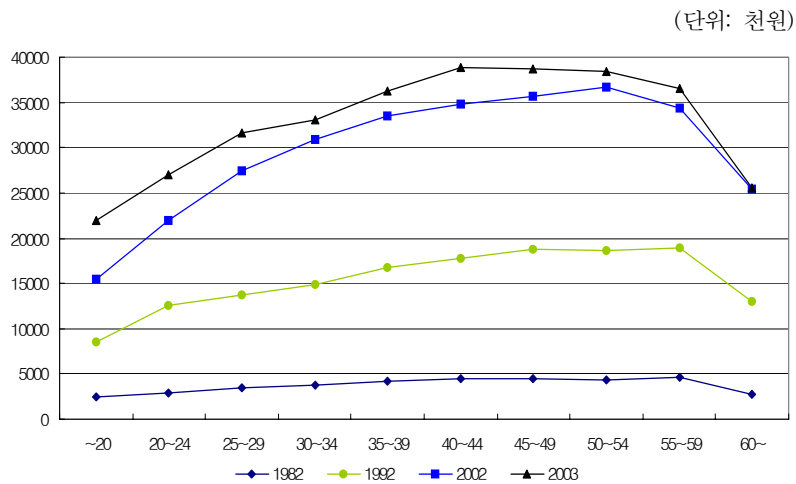
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	계
1982	3.80	5.26	6.20	7.12	8.03	9.04	10.37	12.30	14.97	22.92	100
1983	3.77	5.20	6.23	7.20	8.20	9.22	10.44	12.37	14.88	22.48	100
1984	3.72	5.24	6.37	7.20	8.14	9.35	10.48	12.16	14.94	22.39	100
1985	3.92	5.45	6.51	7.30	8.11	9.08	10.37	12.01	14.70	22.56	100
1986	3.81	5.44	6.43	7.27	8.25	9.33	10.50	12.13	14.80	22.03	100
1987	3.88	5.35	6.23	7.25	8.11	9.16	10.42	12.24	14.90	22.47	100
1988	3.89	5.46	6.48	7.40	8.27	9.27	10.57	12.02	14.68	21.96	100
1989	3.96	5.50	6.49	7.39	8.28	9.25	10.43	12.01	14.57	22.11	100
1990	4.19	5.77	6.72	7.56	8.43	9.41	10.55	12.05	14.43	20.90	100
1991	4.24	5.82	6.80	7.69	8.63	9.68	10.71	12.22	14.26	19.94	100
1992	4.20	5.87	6.87	7.75	8.61	9.66	10.66	12.06	14.28	20.04	100
1993	4.18	5.85	6.85	7.75	8.74	9.58	10.68	12.07	13.98	20.32	100
1994	4.13	5.82	6.82	7.71	8.62	9.60	10.82	12.25	14.37	19.86	100
1995	4.06	5.82	6.83	7.71	8.69	9.64	10.84	12.32	14.42	19.68	100
1996	3.99	5.72	6.71	7.67	8.69	9.72	10.89	12.32	14.35	19.95	100
1997	2.65	5.08	6.50	7.67	8.74	9.74	11.07	12.61	14.82	21.13	100
1998	2.20	4.36	5.99	7.29	8.57	9.79	11.19	12.90	15.36	22.34	100
1999	3.70	5.37	6.50	7.42	8.46	9.55	10.80	12.47	14.73	21.01	100
2000	3.56	5.20	6.29	7.30	8.35	9.44	10.74	12.40	14.75	21.97	100
2001	3.73	5.39	6.36	7.35	8.33	9.40	10.71	12.45	14.82	21.44	100
2002	3.52	5.13	6.26	7.35	8.33	9.51	10.77	12.50	14.98	21.65	100
2003	3.41	5.26	6.45	7.37	8.44	9.46	10.74	12.39	14.72	21.76	100

3. 가구주 연령별 소득분배 구조의 변화추이

도시가계조사자료를 분석해본 결과, 가구주 연령별 소득분포의 특징을 요약하면 연령별 소득곡선이 역U자의 모습을 취하고 있다는 점이다. 연령이 낮은 저연령층은 일반적으로 신규 시장진입자의 비중이 높기 때문에 소득수준이 낮은 편이다. 반대로 노년층의 경우에는 시장에서 은퇴하는 비중이 높은 만큼 소득수준이 낮다. 반면에 중·장년층의 경우에는 경험과 숙련도 등이 가장 많이 축적되어 있으며 왕성하게 시장에 참여하는 비중이 높은 만큼 다른 연령층에 비해 소득수준이 높다.

1982~2003년의 22년 동안 평균 총소득 수준이 가장 높은 연령층은 50대 초반이 15회로 가장 많았으며, 40대 후반이 5회, 40대 초반과 50대 후반이 각각 1회씩이었다.

[그림 III-3] 가구주 연령별 총소득 분포의 변화추이
(도시가계조사자료)



Ⅲ. 소득분배 구조의 변화추이 123

<표 III-5> 가구주 연령별 총소득 분포 추이(도시가계조사자료)

(단위: 천원)

	~20	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~	평균
1982	2486	2851	3478	3746	4190	4417	4460	4324	4629	2803	3954
1983	2293	3337	3753	4260	4593	4822	4768	5081	4416	3158	4333
1984	2837	3885	4134	4434	5200	5125	5892	5580	5363	3779	4820
1985	2912	4075	4282	4640	5291	5382	5665	6094	6175	3853	5030
1986	3074	4136	4652	5612	6030	6262	6734	6430	6192	4265	5735
1987	3839	5030	5773	6199	6800	7230	7889	8323	7849	5998	6730
1988	4013	6495	6844	7487	8022	8553	9180	10250	7946	7415	8052
1989	5618	8158	8094	8739	9978	11357	11153	11638	11077	8343	9813
1990	6112	9429	9699	10399	11717	13293	13077	13873	12030	10994	11655
1991	8007	11472	12052	12433	14206	15651	16040	16646	16164	10971	14128
1992	8471	12570	13723	14850	16764	17734	18708	18650	18861	13031	16445
1993	11107	12633	15933	16035	17197	20024	20072	21228	20990	14629	17771
1994	12021	15140	17598	18900	19841	21110	22636	24454	23450	15949	20214
1995	12844	15815	20657	21519	22516	23717	25805	27427	26200	18705	23003
1996	17055	19725	22011	24358	25710	26707	27852	29745	28742	21093	25745
1997	11338	17411	23976	24736	26936	27568	29459	30658	29658	17477	26299
1998	6329	13701	19235	22694	23109	25035	26806	25545	25768	15194	23036
1999	13705	19017	20773	24398	25060	28293	29026	29411	27105	21212	25708
2000	18620	21535	24440	26468	30025	30398	32050	33426	30007	23102	29017
2001	18487	19778	24559	27784	30737	31587	34074	34391	32596	24689	30376
2002	15498	22012	27420	30962	33444	34789	35645	36646	34432	25346	32593
2003	21957	27033	31632	33090	36295	38838	38696	38396	36599	25580	35350

평균 총소득을 기준으로 연령대별 소득수준의 상대비를 구해보면 30대 초반 및 그 이하의 연령층에서 그 비율이 1보다 작아 평균소득에 미달하는 것으로 나타났다. 이런 현상은 60세 이상의 은퇴기 연령층에서도 마찬가지로 나타났다. 반면에 30대 후반에서 50대 후반까지의 연령대는 대부분의 경우 그 비율이 1을 초과하고 있다. 이러한 양상은 지난 20여년간 지속되고 있다.

<표 III-6> 가구주 연령별 평균총소득 대비 총소득의 상대비
(도시가계조사자료)

(단위: 배)

	~20	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~	평균
1982	0.63	0.72	0.88	0.95	1.06	1.12	1.13	1.09	1.17	0.71	1
1983	0.53	0.77	0.87	0.98	1.06	1.11	1.10	1.17	1.02	0.73	1
1984	0.59	0.81	0.86	0.92	1.08	1.06	1.22	1.16	1.11	0.78	1
1985	0.58	0.81	0.85	0.92	1.05	1.07	1.13	1.21	1.23	0.77	1
1986	0.54	0.72	0.81	0.98	1.05	1.09	1.17	1.12	1.08	0.74	1
1987	0.57	0.75	0.86	0.92	1.01	1.07	1.17	1.24	1.17	0.89	1
1988	0.50	0.81	0.85	0.93	1.00	1.06	1.14	1.27	0.99	0.92	1
1989	0.57	0.83	0.82	0.89	1.02	1.16	1.14	1.19	1.13	0.85	1
1990	0.52	0.81	0.83	0.89	1.01	1.14	1.12	1.19	1.03	0.94	1
1991	0.57	0.81	0.85	0.88	1.01	1.11	1.14	1.18	1.14	0.78	1
1992	0.52	0.76	0.83	0.90	1.02	1.08	1.14	1.13	1.15	0.79	1
1993	0.63	0.71	0.90	0.90	0.97	1.13	1.13	1.19	1.18	0.82	1
1994	0.59	0.75	0.87	0.93	0.98	1.04	1.12	1.21	1.16	0.79	1
1995	0.56	0.69	0.90	0.94	0.98	1.03	1.12	1.19	1.14	0.81	1
1996	0.66	0.77	0.85	0.95	1.00	1.04	1.08	1.16	1.12	0.82	1
1997	0.43	0.66	0.91	0.94	1.02	1.05	1.12	1.17	1.13	0.66	1
1998	0.27	0.59	0.84	0.99	1.00	1.09	1.16	1.11	1.12	0.66	1
1999	0.53	0.74	0.81	0.95	0.97	1.10	1.13	1.14	1.05	0.83	1
2000	0.64	0.74	0.84	0.91	1.03	1.05	1.10	1.15	1.03	0.80	1
2001	0.61	0.65	0.81	0.91	1.01	1.04	1.12	1.13	1.07	0.81	1
2002	0.48	0.68	0.84	0.95	1.03	1.07	1.09	1.12	1.06	0.78	1
2003	0.62	0.76	0.89	0.94	1.03	1.10	1.09	1.09	1.04	0.72	1

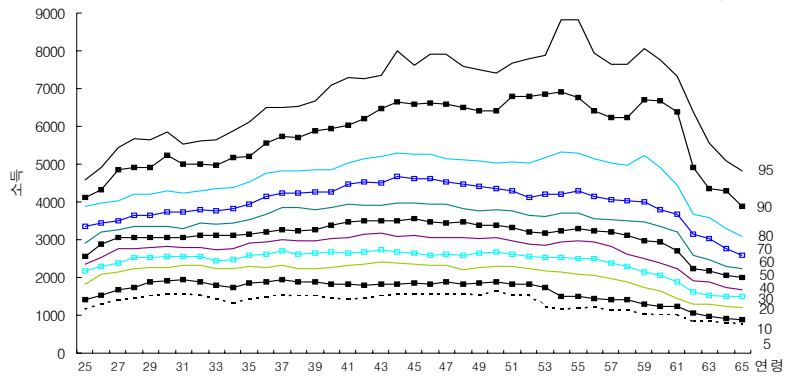
성명재·김종면(2004)의 연구에서는 연령별 소득패턴의 한 특징으로서, 고소득층일수록 ‘소득확장기’가 길고 저소득층일수록 ‘소득수축기’가 길게 나타난다는 점을 지적하였다²⁰⁾. [그림 III-4]에서는

각 연령대별로 소득수준이 동일한 백분위소득자들을 연결한 소득 백분위수곡선을 보여주고 있다. 소득위계수가 높은 분위에 해당하는 소득곡선은 우상향하는 기간이 더 긴 반면 소득위계수가 낮은 경우에는 우상향하는 부분이 짧고 우하향하는 부분이 길어지는 경향을 보이고 있다. 그 이유는 능력이 뛰어난 사람일수록 고소득 직종에서 오래 생존하는 반면 능력이 떨어지는 사람일수록 급여수준이 낮은 시장으로의 전환이 빠르게 나타난다고 분석하였다.

그런데 이 결과는 횡단면분석을 토대로 도출된 결론이기 때문에 반드시 동일인에 대한 생애소득곡선의 경우에도 그대로 적용된다는 보장은 없다.

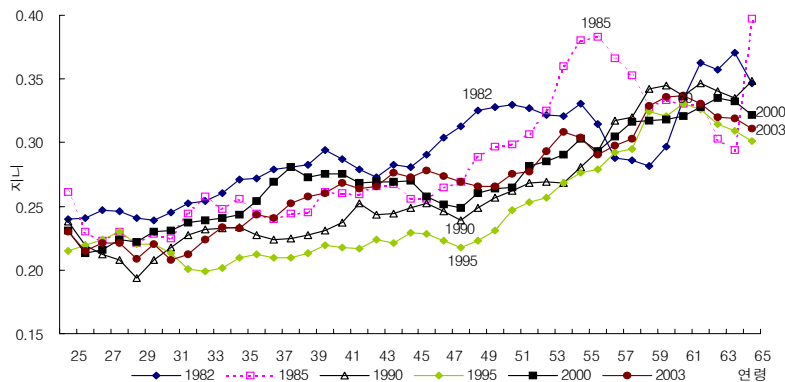
20) 본 명제는 반드시 인과관계를 전제로 기술된 것은 아님을 밝히고자 한다. 해당 명제는 분석결과를 바탕으로 외면적으로 나타난 현상을 단순히 기술한 데 불과하다. 다만 본문에서의 설명은 고소득층일수록 생산성 등이 높아 시장에서의 선호도가 높고 또한 높은 선호도도 보다 장기간 지속될 것이라는 논리적 개연성을 피력하였을 뿐이다. 일부 심사자는 이 명제의 인과관계에 대해 의문을 제기하면서 逆命題(reverse statement)가 더 설득력이 있다는 주장을 하였다. 즉, '소득확장기가 길수록(길기 때문에) 고소득층이고 소득확장기가 짧을수록(짧기 때문에) 저소득층이다'라는 주장이다. 그런데 이런 견해도 반드시 참명제는 아니다. 왜냐하면 소득확장기 또는 소득수축기는 절대소득수준을 논하는 것이 아니라 각 소득분위수별 소득곡선의 기울기가 양수인지 또는 음수인지만을 나타내는 것이기 때문에 소득확장기가 길더라도 소득수준이 낮으면 여전히 저소득층으로 분류되고, 비록 소득확장기가 짧더라도 소득수준이 매우 높다면 고소득층일 수 있기 때문이다. 실제로 미국의 경우 Wall Street의 stock broker 중에서는 짧은 기간에 매우 높은 소득을 얻어서 20대 말~30대 초에 은퇴하는 경우도 드물지 않다. 이들의 경우에는 소득확장기가 극단적으로 짧지만 분명히 최고소득층에 속한다. 그러므로 소득수준과 결부시키지 않은 상태에서 단순히 소득확장기의 장단만으로 소득계층이 결정된다는 식의 인과관계는 성립하기 어렵다.

[그림 III-4] 가구주 연령별 총소득 백분위수(도시가계조사자료, 2003년 기준)
(단위: 만원)



앞에서 보았듯이 연령별 평균소득은 40대~50대 초반에 이르러 정점에 도달하였다가 그 이후의 연령층에서는 하락추세를 보이는 것으로 추정되었다. 성명재·김종면(2004)에서도 밝혔듯이 연령이 상승할수록 상대소득격차는 지속적으로 확대되는 것으로 추정되었다. [그림 III-5]에서 보듯이 연령별 지니계수 곡선이 우상향하는 것이 이를 잘 나타낸다. 고연령층으로 갈수록 소득분배격차가 확대된다면 앞으로 전개될 고령사회에서는 노인복지 문제가 더욱 중요한 사회·경제현안이 될 것이다.

[그림 III-5] 가구주 연령별 총소득 지니계수 I (도시가계조사자료)

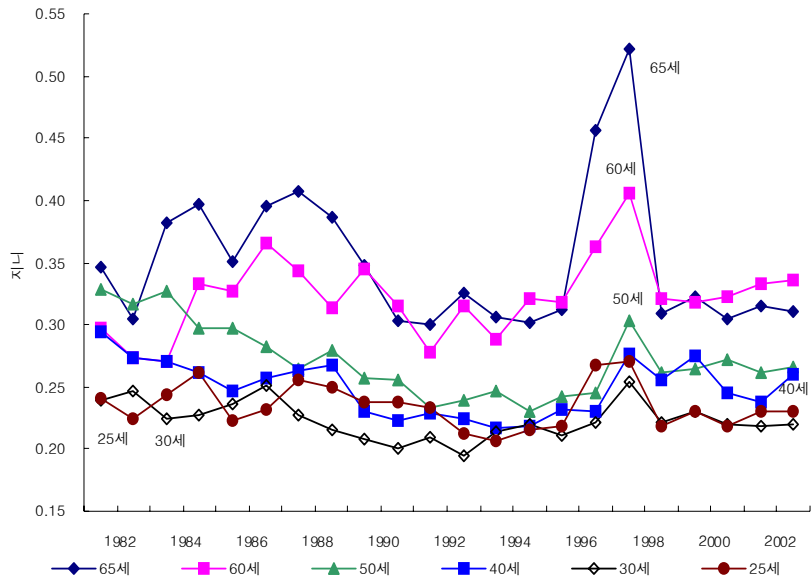


<표 III-7> 가구주 연령대별 지니계수(도시가계조사자료)

연령	총소득 지니						
	1982	1985	1990	1995	2001	2002	2003
25	0.240	0.261	0.238	0.215	0.219	0.231	0.230
26	0.241	0.230	0.219	0.219	0.205	0.225	0.215
27	0.247	0.223	0.212	0.224	0.201	0.219	0.221
28	0.246	0.230	0.208	0.230	0.214	0.220	0.221
29	0.241	0.221	0.194	0.220	0.219	0.220	0.209
30	0.239	0.228	0.208	0.220	0.220	0.219	0.220
31	0.245	0.225	0.218	0.213	0.222	0.225	0.208
32	0.252	0.244	0.227	0.201	0.219	0.230	0.212
33	0.254	0.258	0.232	0.199	0.229	0.235	0.224
34	0.260	0.248	0.233	0.202	0.245	0.253	0.234
35	0.271	0.256	0.234	0.210	0.250	0.254	0.233
36	0.272	0.244	0.227	0.212	0.241	0.256	0.243
37	0.279	0.240	0.224	0.210	0.229	0.245	0.241
38	0.281	0.244	0.225	0.210	0.238	0.230	0.252
39	0.283	0.245	0.227	0.213	0.236	0.234	0.258
40	0.294	0.261	0.231	0.219	0.245	0.237	0.260
41	0.287	0.260	0.237	0.218	0.260	0.251	0.268
42	0.279	0.259	0.252	0.217	0.267	0.266	0.264
43	0.273	0.266	0.243	0.224	0.281	0.267	0.266
44	0.283	0.267	0.244	0.221	0.269	0.273	0.276
45	0.281	0.256	0.249	0.229	0.267	0.280	0.273
46	0.291	0.256	0.252	0.228	0.264	0.286	0.278
47	0.304	0.265	0.246	0.223	0.255	0.274	0.274
48	0.313	0.269	0.239	0.218	0.256	0.266	0.269
49	0.325	0.289	0.249	0.223	0.254	0.267	0.266
50	0.328	0.297	0.257	0.231	0.272	0.262	0.266
51	0.330	0.299	0.262	0.247	0.290	0.279	0.275
52	0.327	0.307	0.268	0.253	0.280	0.296	0.277
53	0.322	0.325	0.269	0.257	0.287	0.290	0.293
54	0.321	0.360	0.268	0.268	0.278	0.304	0.308
55	0.331	0.380	0.281	0.276	0.277	0.292	0.304
56	0.315	0.383	0.293	0.279	0.291	0.294	0.291
57	0.288	0.366	0.317	0.292	0.287	0.320	0.298
58	0.286	0.353	0.320	0.295	0.301	0.320	0.303
59	0.282	0.327	0.342	0.324	0.311	0.338	0.329
60	0.297	0.333	0.345	0.321	0.322	0.333	0.336
61	0.334	0.331	0.337	0.331	0.319	0.333	0.337
62	0.363	0.329	0.347	0.326	0.323	0.331	0.331
63	0.357	0.303	0.340	0.315	0.331	0.330	0.320
64	0.371	0.294	0.335	0.309	0.320	0.325	0.319
65	0.347	0.297	0.348	0.301	0.305	0.315	0.311

주: 총소득을 기준으로 산출

[그림 III-6] 가구주 연령별 총소득 지니계수 II (도시가계조사자료)



IV. 빈곤율 분석 I : 현황분석

본장에서는 도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료를 중심으로 빈곤의 실태에 대해 살펴본다. 전술하였다시피 가구소비실태조사자료는 일부의 농어가 등을 제외하고는 사실상 전 국민 대상의 서베이자료이다. 따라서 대표성이 매우 높다. 그러나 가구소비실태조사자료는 조사빈도가 낮아 변화추세를 파악하는 데 한계가 있다. 반면에 도시가계조사자료는 2인 이상의 도시지역에 거주하는 가구로 한정되는 만큼 자료의 대표성이 낮은 반면 1982년부터 원시자료 분석을 통한 추세파악이 가능하다는 장점을 지니고 있다. 빈곤 문제에 대한 현황분석을 위해서는 추세파악이 우선되어야 한다. 따라서 도시가계조사자료를 통해 추세분석을 시행한다. 다만 도시가계조사자료를 이용한 분석결과는 자료의 대표성이 제약되어 있다는 단점이 있다. 그러므로 가구소비실태조사자료를 분석한 결과와 병렬하여 비교하는 방법을 채택하여 결과적으로 도시가계조사자료의 결과를 확대하여 해석하더라도 대표성 측면에서 별 다른 문제가 되지 않을 것임을 간접적으로 밝히고자 한다²¹⁾.

1. 최저생계비와 빈곤

가. 최저생계비

최저생계비(minimum subsistence level)는 정의하기에 따라 그 뜻이 매우 폭넓게 해석될 수 있는 여지를 안고 있다. 작게는 영양

21) 제II장에서 언급하였듯이 빈곤율 추정치의 절대수준은 실제보다 과소할 수 있음에 유의하기 바란다.

실조에 걸리지 않고 최소한의 신체적 건강상태를 유지하는 수준에서 물리적 생존을 가능하게 하는 최소한의 비용으로 정의할 수도 있다. 반대로 물리적 생존 차원을 넘어 사회·문화적 욕구를 충족시켜줄 수 있는 수준으로까지 넓게 해석될 수 있는 여지도 있다. 그런데 특히 후자의 경우에는 최소한의 사회·문화적 욕구를 충족시켜줄 수 있는 수준이 어느 정도인지에 대해 분명한 선을 긋기는 어렵다. 그러므로 최저생계비란 용어는 그 자체로서는 이해하기 쉬운 듯 하지만 각 사람마다 생계유지의 범위에 대한 견해가 다르기 때문에 이에 대한 정의가 쉽지 않다. 일단 본 연구에서는 잠정적으로 최저생계비에 대한 정의는, 막연하나마 일반적으로 많이 채택되고 있는 ‘국민이 건강하고 문화적인 생활을 유지하기 위하여 소요되는 최소한의 비용’을 채택하기로 한다.

논란의 여지가 많은 최저생계비 자체에 대한 정의나 실증분석을 통한 추정작업도 매우 중요하다. 그렇지만 본 연구는 최저생계비 자체에 대한 연구라기보다는 빈곤문제의 실태 분석에 무게를 두고 있는 만큼, 그에 대해서는 추가적인 논의를 지양하고 외부기관, 그 중에서도 한국보건사회연구원이 구축한 최저생계비를 토대로 빈곤문제를 고찰해보고자 한다.

<표 IV-1>에서는 한국보건사회연구원이 추계한 1988년, 1994년, 1999년도 월간 최저생계비에 대한 자료를 연간화(월간 최저생계비×12)하였으며, 이를 토대로 각 연도별로 최저생계비를 추정하였다. 본 연구에서는 1988년, 1994년, 1999년의 최저생계비 추정치를 토대로 1982~1987년과 2000~2003년의 경우에는 외삽법(extrapolation), 1989~1993년과 1995~1998년의 경우에는 내삽법(interpolation)을 이용하여 최저생계비를 추정하였다. 연평균 최저생계비 증가율은 1982~1987년과 1989~1993년의 경우에는 1988년과 1994년 추정치 사이의 기하평균증가율을 사용하였으며, 1995~1998년 및 2000~2003년의 경우에는 1994년과 1999년 추정치 사이의 기하평균증가율을 사용하여 할인 또는 할증하여 추정하였다.

IV. 빈곤율 분석 I : 현황분석 131

최근의 도시가계조사자료를 분석해보면 가구당 평균 가구원 수가 3~4인 사이이다. 2003년을 기준으로 3~4인 가구의 최저생계비가 1,126~1,450만원이다. <표 IV-2>에서 소득계층별 평균소득 수준을 보면 산술적으로 3~4인 가구의 최저생계비는 대체로 1분위와 2분위의 경계선 부분일 것으로 사료된다. 그러므로 최저생계비에 미달하는 가구를 빈곤가구로 분류한다면 이는 1분위와 2분위 초반에 집중될 것으로 보인다.

<표 IV-1> 가구원 수별 연간 최저생계비 추이

(단위: 원)

	1	2	3	4	5	6	7~
1982	699,787	1,098,600	1,284,206	1,590,253	1,909,146	2,253,070	2,634,109
1983	777,364	1,230,003	1,470,650	1,819,073	2,175,789	2,553,060	2,962,383
1984	863,541	1,377,124	1,684,162	2,080,818	2,479,673	2,892,992	3,331,568
1985	959,271	1,541,841	1,928,673	2,380,224	2,825,999	3,278,185	3,746,763
1986	1,065,613	1,726,260	2,208,682	2,722,712	3,220,695	3,714,665	4,213,701
1987	1,183,745	1,932,738	2,529,344	3,114,481	3,670,517	4,209,262	4,738,830
1988	1,314,972	2,163,912	2,896,560	3,562,620	4,183,164	4,769,712	5,329,404
1989	1,460,747	2,422,737	3,317,089	4,075,242	4,767,410	5,404,785	5,993,577
1990	1,622,682	2,712,520	3,798,672	4,661,624	5,433,255	6,124,415	6,740,523
1991	1,802,569	3,036,963	4,350,173	5,332,381	6,192,097	6,939,862	7,580,556
1992	2,002,397	3,400,214	4,981,741	6,099,651	7,056,922	7,863,884	8,525,278
1993	2,224,378	3,806,912	5,705,002	6,977,324	8,042,535	8,910,936	9,587,735
1994	2,470,968	4,262,256	6,533,268	7,981,284	9,165,804	10,097,400	10,782,600
1995	2,704,578	4,627,409	6,940,943	8,529,015	9,775,280	10,820,657	n.a.
1996	2,960,273	5,023,845	7,374,056	9,114,335	10,425,283	11,595,720	n.a.
1997	3,240,142	5,454,244	7,834,195	9,739,824	11,118,507	12,426,299	n.a.
1998	3,546,471	5,921,516	8,323,048	10,408,238	11,857,827	13,316,370	n.a.
1999	3,881,760	6,428,820	8,842,404	11,122,524	12,646,308	14,270,196	n.a.
2000	4,248,748	6,979,585	9,394,168	11,885,829	13,487,218	15,292,342	n.a.
2001	4,650,432	7,577,535	9,980,362	12,701,517	14,384,045	16,387,703	n.a.
2002	5,090,092	8,226,712	10,603,135	13,573,183	15,340,505	17,561,523	n.a.
2003	5,571,318	8,931,505	11,264,768	14,504,669	16,360,565	18,819,420	n.a.

주: 1. 1988년, 1994년, 1999년은 보건사회연구원의 최저생계비 추정치를 연간으로 환산한 것임. 1982~1987년, 1989~1993년은 1988년과 1994년 사이의 기하평균증가율, 1995~1998년과 2000년은 1994년과 1999년 사이의 기하평균증가율을 적용하여 할증 또는 할인한 값임.
 2. 기초생활보장제에서 산정하는 월평균 최저생계비는 2003년 현재 1~6인 가구가 각각 355,774원, 589,219원, 810,431원, 1,019,411원, 1,159,070원, 1,307,904원이며 7인 이상 가구의 경우에는 1인 추가시마다 148,834원이 추가됨. 2004년 기준 금액은 각각 368,226원, 609,842원, 838,797원, 1,055,090원, 1,199,637원, 1,353,680원임.

<표 IV-2> 소득10분위 계층별 평균가처분소득 분포(도시가계조사자료)

(단위: 만원)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1982	149	206	241	277	310	347	400	468	563	841	380
1983	163	224	266	307	349	390	441	516	615	910	418
1984	179	251	302	343	386	437	489	565	686	1,010	464
1985	195	272	320	361	399	445	504	579	701	1,048	482
1986	216	308	362	410	461	518	580	665	811	1,161	549
1987	258	355	412	475	533	596	676	785	943	1,397	643
1988	310	430	509	576	642	716	807	916	1,098	1,617	762
1989	383	528	623	706	784	872	979	1,119	1,343	1,995	933
1990	480	655	761	852	948	1,055	1,172	1,335	1,577	2,257	1,109
1991	587	805	936	1,059	1,179	1,315	1,458	1,643	1,906	2,620	1,351
1992	674	942	1,097	1,234	1,363	1,517	1,677	1,863	2,199	3,031	1,560
1993	728	1,008	1,178	1,335	1,490	1,639	1,815	2,039	2,341	3,338	1,691
1994	815	1,142	1,332	1,504	1,675	1,872	2,077	2,345	2,730	3,711	1,920
1995	910	1,289	1,511	1,701	1,899	2,106	2,344	2,646	3,073	4,140	2,162
1996	1,000	1,419	1,660	1,892	2,133	2,374	2,652	2,978	3,433	4,696	2,424
1997	654	1,282	1,637	1,919	2,180	2,435	2,739	3,097	3,622	5,063	2,463
1998	472	957	1,314	1,601	1,869	2,122	2,415	2,760	3,263	4,679	2,145
1999	916	1,320	1,587	1,813	2,046	2,306	2,597	2,976	3,484	4,884	2,393
2000	991	1,444	1,728	1,990	2,274	2,567	2,903	3,318	3,913	5,788	2,691
2001	1,089	1,554	1,832	2,103	2,372	2,674	3,023	3,467	4,082	5,855	2,805
2002	1,100	1,593	1,930	2,260	2,554	2,887	3,262	3,747	4,445	6,373	3,015
2003	1,154	1,747	2,133	2,437	2,763	3,084	3,470	3,968	4,682	6,842	3,228

나. 빈곤

흔히 빈곤(poverty)은 가처분소득이 최저생계비 또는 일정한 규칙에 의해 설정된 빈곤기준선(poverty threshold, 빈곤기준금액이라고도 함)에 미달하는 경우라고 정의할 수 있다²²⁾. 흔히 전자의 경

22) 가처분소득을 기준으로 절대빈곤 여부를 판가름하는 것은 총소득 가운데 자신의 의지와 상관없이 소득세와 재산세 등의 직접세와 준조세 부담에 대한 부분을 지출해야 하는 만큼, 소비지출에 사용할 수 있는 소득이어야만 최저생계비와의 직접적인 비교가 가능하기 때문이다.

우를 절대빈곤(absolute poverty)이라고 하고 후자를 상대빈곤(relative poverty)이라고 칭한다.

최저생계비는 가구원 수별로 서로 차이가 나는 만큼 (절대)빈곤의 경우에도 가구원 수별로 구분하여 각각의 최저생계비에 미달하는 가구로 구분하여 산출하는 것이 적절하다.

상대빈곤의 경우에도 절대빈곤의 경우와 비슷하게 가구원 수를 고려하여 빈곤 여부를 결정한다. 이는 소득이 동일하더라도 가구원 수가 서로 다르면 실질후생 수준도 서로 다를 것이라는 점에 기초한다. 가구원 수의 차이에 의한 실질후생의 차이를 보정해주기 위해서는 가구원 수를 고려하여 소득수준을 조정하는 것이 필요한데 이에 대해서는 흔히 다음과 같은 공식이 많이 사용된다.

$$\begin{aligned} & \text{동등소득(equivalent income)} \\ & = \frac{\text{소득}}{(\text{성인가구원의 수} + a \cdot \text{미성년가구원의 수})^b} \quad (\text{IV-1}) \end{aligned}$$

위의 과정을 거쳐 산출된 소득은 일반적으로 동등소득(equivalent income) 또는 동등화소득(equivalized income)으로 불려진다. OECD 등을 비롯하여 많은 실증연구에서 a와 b의 값을 각각 1과 0.5로 채택하고 있다²³⁾. 본 연구도 편의상 위의 예를 따르기로 한다. 그러므로 동등소득은 소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값이라고 할 수 있다.

상대빈곤은 동등소득을 기준으로 중위수소득(median income)의 일정비율에 미달하는 경우를 일컫는다. 일반적으로 중위수소득의 50%를 상대빈곤을 판가름하는 빈곤기준선으로 사용하는 경우가 많다²⁴⁾. 본 연구도 50%를 기준으로 상대빈곤을 분석하기로 한다.

23) 특히 이 가운데 b를 동등규모탄력성(equivalent scale elasticity)이라고 한다.

24) OECD에서는 중위수소득의 50%에 미달하는 가구를 (상대)빈곤가구로 분류하고 있다.

위에서와 같이 빈곤을 정의할 때, 빈곤의 정도 또는 강도(intensity)가 어느 정도인지를 측정(measure)할 수 있는 지수(indexes)를 알 수 있으면 편리하다. 그 가운데 빈곤율, 평균소득갭(average income gap)과 노벨경제학상 수상자인 Sen 교수가 고안한 Sen지수를 소개한다.

먼저 빈곤율이란 전체가구 중에서 빈곤가구가 차지하는 상대비율을 나타낸다. 빈곤율은 빈곤가구로 분류되는 가구가 전체의 몇 %인지를 보여주는 지표이다. 그러나 빈곤율만으로는 빈곤층에 속한 빈곤가구의 경제적 어려움이 얼마나 심각한 수준인지에 대해서는 정보를 제공해주지 못한다. 평균소득갭이나 Sen지수는 이러한 빈곤율의 단점을 보완하고 있다고 할 수 있다.

평균소득갭(average income gap)은 빈곤기준선과 빈곤층의 소득 평균과의 차이를 빈곤기준선에 대한 상대비율로 표현한 것으로 다음과 같이 표현된다.

$$I = \frac{z - \mu_p}{z} \quad (IV-2)$$

여기서 z 는 빈곤선(poverty threshold)이고 μ_p 는 빈곤층의 소득 평균을 나타낸다. 평균소득갭은 0과 1 사이의 값을 가진다. 모든 빈곤층의 소득이 빈곤기준선과 동일하다면 평균소득갭은 0의 값을 가진다. 이는 사실상 빈곤층이 0%라는 것과 마찬가지로 의미를 지닌다. 모든 빈곤층의 소득이 0원이라면 평균빈곤갭은 1의 값을 가진다. 이는 빈곤층의 경제적 여건이 가장 열악한 경우를 나타낸다. Sen지수(Sen index)는 위에서 소개한 빈곤율과 평균소득갭을 조합하여 다음과 같이 정의된다.

$$S = H \cdot \{I + (1 - I)G_p\} \quad (IV-3)$$

여기서 H 는 빈곤율, I 는 평균소득갭, G_p 는 빈곤층 내 지니계수를 나타낸다. Sen지수 역시 0과 1 사이의 값을 지닌다. Sen지수가 0이면 모든 가구의 소득이 빈곤기준선을 상회하여 빈곤가구가 1가구도 없는 경우를 나타낸다. 반대로 Sen지수가 1의 값을 가지면 모든 가구의 소득이 빈곤기준선 밑에 있어 100% 빈곤가구로 분류되는 경우를 나타낸다.

빈곤층 내 지니계수가 1의 값을 가지면, 즉 빈곤층 내의 상대소득분포가 가장 불공평하게 분포되어 있으면 Sen지수는 빈곤율과 동일한 값을 가지게 된다. 이와 반대로 빈곤층 내의 지니계수가 0의 값을 가져 모든 빈곤가구의 소득이 균등하다면 Sen지수는 빈곤율(H)과 평균소득갭(I)의 곱의 값을 가지게 된다. 이를 토대로 하면 Sen지수가 빈곤율에 가까워질수록 이는 빈곤층의 경제상황이 더욱 열악함을 의미한다.

2. 절대빈곤

가. 도시가계조사자료 분석결과

1) 가구의 분류

본 연구에서는 가구를 무직가구, 부분취업가구, 완전취업가구, 자영업자가구의 네 부류로 구분한다.

무직가구는 가구주가 근로소득이나 사업소득이 없는 가구이다. 따라서 무직가구는 실업가구와 은퇴가구 등의 비중이 높다. 부분취업가구는 해당연도에 일시적으로 실직하거나 은퇴한 경우가 대부분을 차지하는 것으로 생각된다. 완전취업가구는 해당연도 내에 지속적으로 취업을 하고 있어 연간으로 모두 취업근로자가구로 분류된 경우를 말한다.

가구유형별 구성비를 보면 자영업자가구는 대체로 전체 가구의

약 1/3 정도를 차지하고 있다. 나머지는 대부분 완전취업근로자가 구가 차지하고 있으며 무직가구와 부분취업가구의 비중은 종전에는 10% 정도에 불과하였으나 경제위기 이후 20% 수준으로 증가하였다.

<표 IV-3> 가구유형별 가구구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	비자영업자가구						자영업자	전체
	소계	무직(A)	부분취업(B)	A+B	B+C	완전취업(C)		
1982	67.59	6.79	3.99	10.78	60.80	56.81	32.41	100
1983	68.46	7.50	3.94	11.44	60.96	57.02	31.54	100
1984	69.98	7.94	2.87	10.81	62.04	59.17	30.02	100
1985	70.86	6.47	3.38	9.84	64.39	61.01	29.14	100
1986	70.60	6.92	3.59	10.51	63.68	60.09	29.40	100
1987	73.23	6.46	2.29	8.75	66.77	64.48	26.77	100
1988	72.32	5.16	1.35	6.51	67.16	65.81	27.68	100
1989	69.38	4.95	3.08	8.03	64.42	61.34	30.62	100
1990	69.15	4.94	5.06	10.00	64.21	59.15	30.85	100
1991	68.67	5.12	3.82	8.94	63.56	59.74	31.33	100
1992	67.79	4.87	3.35	8.22	62.92	59.57	32.21	100
1993	69.68	4.89	3.39	8.28	64.79	61.40	30.32	100
1994	68.49	5.62	5.65	11.26	62.88	57.23	31.51	100
1995	67.72	5.59	5.26	10.85	62.13	56.87	32.28	100
1996	66.67	5.91	5.38	11.29	60.76	55.38	33.33	100
1997	66.87	6.46	5.28	11.74	60.42	55.14	33.13	100
1998	64.81	7.67	11.29	18.96	57.14	45.85	35.19	100
1999	66.17	10.20	10.30	20.51	55.97	45.67	33.83	100
2000	65.44	10.93	8.48	19.40	54.51	46.04	34.56	100
2001	64.57	10.20	8.01	18.22	54.36	46.35	35.43	100
2002	66.27	11.18	5.47	16.64	55.09	49.63	33.73	100
2003	67.30	8.77	10.01	18.78	58.53	48.52	32.70	100

최근에는 무직가구의 비율이 높아지는 추세를 보이고 있으며, 특히 경제위기 이후에는 더욱 그런 추세가 두드러진다. 뿐만 아니라 최근에는 부분취업 비율도 증가하고 있다. 이는 최근의 경기상황과 좋지 않은 고용사정을 반영하는 것으로 생각된다. 그 밖에 급격한 인구의 노령화로 인해 은퇴가구가 빠르게 증가하고 있는 것도 최근에 무직가구 비율이 상승하는 데 일조를 하고 있는 것으로 추정된다.

이와 반대로 완전취업(근로자)가구의 경우에는 경제위기 이후 비중이 줄어들었다가 최근에 소폭 회복되는 추세를 보이고 있는데 아직 경제위기 이전 수준에는 크게 미치지 못한다. 이 역시 최근의 경제여건 및 고용구조가 상대적으로 좋지 않다는 점에 기인한다고 할 수 있다.

2) 가구유형별 절대빈곤 추정결과

각 가구의 가처분소득이 빈곤기준선에 미달하는 절대빈곤가구가 각 가구유형별로 어떻게 분포되어 있는지를 살펴보자(<표 IV-4> 참조).

절대빈곤율은 1980년대 초 평균적으로 약 10% 수준에 육박할 정도로 높았으나 그 이후 하락추세로 반전되어 1990년대 전반에 이르기까지 절대빈곤가구의 비율이 1%대로 낮아지는 경향을 보였다. 그러나 1990년대 중반 이후, 특히 외환위기 및 경제위기를 거치면서 절대빈곤율이 13.3%로 급상승하였다. 경제위기 직후에는 절대빈곤율이 낮아지는 듯 하였으나 2001년부터 다시 완만한 상승 추세를 보이고 있다.

2003년 현재 가구유형별 절대빈곤의 구성비는 완전취업가구가 1.36%로 가장 높으며, 부분취업, 자영업자, 무직가구의 순으로 구성비가 낮아지고 있다. 일견 빈곤가구라고 하면 무직가구를 떠올리기 쉬운데 가구유형별 구성비의 분포가 그렇지 않아 상당히 의아

스럽다. 그러나 이는 각 가구유형별 가구의 비중 차이를 전혀 고려하지 않았기 때문이다. 각 가구유형별로 동일가구 내의 절대빈곤가구의 비율을 구해 보면 일반적인 예상에 부합되는 결과를 얻을 수 있다(<표 IV-5> 참조).

<표 IV-4> 가구유형별 절대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	비자영업자가구						자영업자	계
	소계	무직(A)	부분취업(B)	A+B	B+C	완전취업(C)		
1982	4.64	0.43	0.65	1.08	4.21	3.56	2.42	7.07
1983	5.90	0.55	0.66	1.21	5.35	4.69	2.14	8.04
1984	6.76	0.78	0.58	1.36	5.98	5.39	2.13	8.89
1985	8.23	0.90	0.60	1.50	7.32	6.73	2.14	10.36
1986	6.95	0.88	0.34	1.22	6.07	5.74	2.47	9.42
1987	6.40	0.46	0.20	0.66	5.93	5.73	1.57	7.97
1988	5.41	0.58	0.29	0.88	4.83	4.54	0.80	6.21
1989	3.00	0.25	0.17	0.42	2.75	2.57	0.94	3.94
1990	2.19	0.04	0.49	0.53	2.15	1.66	0.29	2.48
1991	1.40	0.33	0.00	0.33	1.07	1.07	0.29	1.68
1992	1.81	0.18	0.09	0.27	1.63	1.54	0.36	2.17
1993	1.83	0.14	0.25	0.39	1.69	1.44	0.26	2.09
1994	1.40	0.15	0.37	0.52	1.25	0.88	0.21	1.61
1995	1.06	0.16	0.17	0.33	0.91	0.74	0.24	1.30
1996	0.78	0.08	0.09	0.17	0.70	0.61	0.24	1.02
1997	5.62	4.14	0.89	5.04	1.48	0.59	0.40	6.03
1998	11.55	6.59	3.63	10.22	4.96	1.33	1.79	13.34
1999	3.43	0.81	1.15	1.97	2.62	1.46	0.75	4.18
2000	3.00	0.64	0.88	1.52	2.36	1.48	0.94	3.94
2001	2.46	0.82	0.38	1.20	1.64	1.26	0.56	3.02
2002	2.84	0.84	0.52	1.35	2.01	1.49	0.82	3.67
2003	3.23	0.80	1.06	1.87	2.42	1.36	0.89	4.12

주: 가처분소득 기준 빈곤율임.

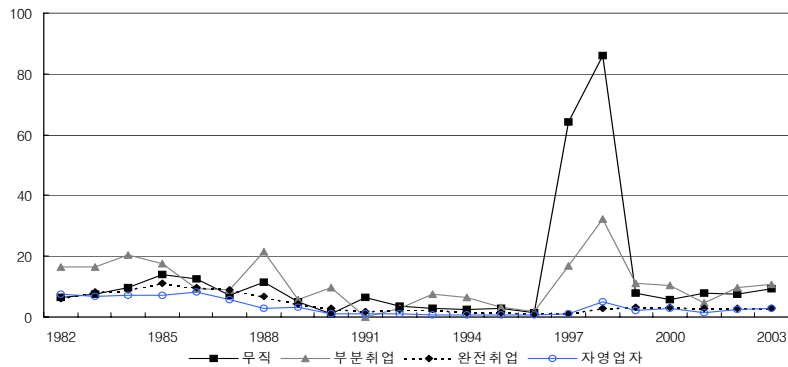
각 가구유형별로 동일가구유형 내에서 절대빈곤가구가 차지하는 비율을 구해보면 일반적인 상식에 부합되는 결과를 얻을 수 있다. 일반적인 예상과 마찬가지로 절대빈곤율은 2003년 현재 무직가구와 부분취업근로자가가구에서 각각 9.15%와 10.62%로 가장 높게 나타났으며 완전취업가구 및 자영업자가구에서는 그 비율이 2.80%와 2.73%로 가장 낮게 나타났다.

한 가지 흥미로운 사실은 외환위기 및 경제위기로 대변되는 1997~1998년 기간에는 무직가구와 부분취업가구의 절대빈곤율이 상상을 초월할 정도로 대폭 증가하였지만 자영업자가구의 경우에는 상대적으로 소폭 상승하는 데 그쳤고, 완전취업근로자의 경우에는 변화의 정도가 상당히 미미한 수준이었다.

취업가구의 경우에도 경제위기 이후에는 그 비율이 증가하는 추세를 보이고 있다. 경제위기에서 벗어나면서 실업률이 하락하였는데 이 때 새로 취업한 가구 중 적지 않은 수의 가구가 취업가구, 그 중에서도 특히 근로자가구의 저층을 형성하면서 빈곤율을 상승시킨 것으로 추정된다. 이에 따라 경제위기 직후에는 2~3년 동안 가시적으로 무직가구 및 부분취업가구에서의 절대빈곤율이 낮아졌

[그림 IV-1] 가구유형 내 절대빈곤율(도시가계조사자료)

(단위: %)



<표 IV-5> 각 가구유형 내 절대빈곤율(도시가계조사자료)

(단위: %)

	근로자가구						자영업자	전체 평균
	소계	무직(A)	부분취업 (B)	A+B	B+C	완전취업 (C)		
1982	6.87	6.34	16.40	10.06	6.93	6.26	7.48	7.07
1983	8.62	7.35	16.66	10.56	8.77	8.23	6.78	8.04
1984	9.66	9.82	20.30	12.60	9.63	9.12	7.10	8.89
1985	11.61	13.98	17.67	15.25	11.37	11.03	7.33	10.36
1986	9.85	12.66	9.44	11.56	9.54	9.54	8.41	9.42
1987	8.73	7.17	8.79	7.59	8.89	8.89	5.88	7.97
1988	7.49	11.33	21.56	13.46	7.19	6.90	2.87	6.21
1989	4.32	5.07	5.61	5.27	4.26	4.20	3.08	3.94
1990	3.17	0.90	9.67	5.34	3.34	2.80	0.96	2.48
1991	2.03	6.37	0.00	3.65	1.68	1.79	0.91	1.68
1992	2.67	3.62	2.77	3.27	2.59	2.58	1.12	2.17
1993	2.62	2.81	7.46	4.71	2.61	2.34	0.86	2.09
1994	2.04	2.67	6.50	4.59	1.99	1.54	0.66	1.61
1995	1.57	2.78	3.28	3.02	1.46	1.30	0.74	1.30
1996	1.18	1.39	1.71	1.54	1.16	1.10	0.71	1.02
1997	8.41	64.17	16.94	42.93	2.45	1.06	1.21	6.03
1998	17.82	85.96	32.11	53.90	8.67	2.90	5.08	13.34
1999	5.18	7.96	11.20	9.59	4.67	3.20	2.23	4.18
2000	4.58	5.85	10.35	7.81	4.33	3.22	2.73	3.94
2001	3.81	8.04	4.73	6.58	3.01	2.72	1.58	3.02
2002	4.29	7.48	9.50	8.14	3.65	3.00	2.44	3.67
2003	4.79	9.15	10.62	9.93	4.14	2.80	2.73	4.12

주: 가처분소득 기준 빈곤율임.

다. 경제위기 직전까지만 해도 완전취업근로자가구 또는 자영업자가구에 속하였던 경우에서도 경제위기가 도래하면서 무직가구로 전락한 경우가 있다. 이런 가구 중 상당수는 취업가구로 분류되어 있었을 당시에도 빈곤가구로 분류되어 있는 비중이 높았던 한계가

구였던 것으로 사료된다. 따라서 이들이 취업가구로부터 많이 탈락함에 따라 취업가구에서의 절대빈곤율 상승효과를 크게 저감시킨 것으로 보인다. 이와 반대로 경제위기가 도래하면서 무직가구와 부분취업가구에서는 절대빈곤율이 크게 상승하였다. 그러므로 정도의 차이가 있기는 하지만 경제위기 이후에는 가구유형의 차이에도 불구하고 공통적으로 절대빈곤율이 상승하는 추세를 보이고 있다.

빈곤층 내 지니계수의 변화추이를 보면 경제위기 기간에 해당하는 1997~1998년의 2년 동안 0.34~0.37로 가장 낮은 수준을 보였으며, 나머지 기간에는 최소한 0.4 이상의 수준을 보였다. 경제위기 기간 동안 빈곤층 내에서의 상대소득분포가 다른 기간에 비해 상대적으로 크게 균등화되었다고 할 수 있다.

전술하였듯이 평균소득갭은 빈곤선과 빈곤층 평균소득 사이의 상대적인 소득 차의 정도를 나타낸다. 전술하였듯이 경제위기 동안 빈곤가구가 급격히 증가하면서 빈곤문제가 심각한 사회·경제적 문제로 대두되었다. 그런데 경제위기 기간 동안의 평균소득갭은 오히려 그 이전 기간(예: 1995~1996년)보다 낮아지고, 경제위기에서 벗어난 후(예: 1999~2000년)에는 다시 높아지는 기현상을 보였다.

그런데 이는 평균소득갭이 빈곤의 심각성을 나타내주는 여러 가지 지표 중 하나지만 그것이 단순히 빈곤층 내에서의 평균소득과 빈곤선 사이의 상대적 차이만을 나타내줄 뿐, 사회·경제적으로 빈곤의 심각성이 어느 정도인가를 모두 포괄해서 나타내지는 못한다. 따라서 평균소득갭은 예외적으로 경제위기 기간 동안 일종의 착시현상(illusion)을 나타내었다. 왜냐하면 절대빈곤율이 급상승하면서 종전에는 비빈곤가구였던 가구 중에서 상당히 많은 가구가 빈곤가구화하면서 빈곤선에 다소 미달하는 수준에서 두터운 계층을 형성하였기 때문인 것으로 추정된다. 예를 들면 이미 경제위기 이전부터 빈곤가구로 불려졌던 가구의 경우에는 경제위기에 접어들면서 소득수준이 더욱 낮아짐으로써 그들만을 대상으로 하면 평균소득

갭이 확대되었지만, 새로 빈곤가구에 편입된 가구들이 빈곤가구 가운데 두터운 상층부를 형성하면서 전체적으로 평균소득갭을 낮춘 것으로 추정된다. 그리고 경제위기에서 벗어나면서부터는 빈곤가구의 상층부 중에서 상당히 많은 가구가 빈곤선을 뛰어넘을 정도로 상대적으로 소득이 크게 증가하면서 오히려 빈곤선 아래의 빈곤가구에 대한 평균소득이 빈곤선에 비해 상대적으로 더 낮아지는 현상을 보였기 때문인 것으로 추정된다.

<표 IV-6> 절대빈곤율, 평균빈곤갭, 빈곤층내 지니, Sen지수(도시가계조사자료)

(단위: %)

	절대빈곤율	평균소득갭	빈곤층내 지니	Sen지수
1982	0.07066	0.61015	0.50198	0.05694
1983	0.08037	0.61388	0.50719	0.06508
1984	0.08887	0.53736	0.42156	0.06509
1985	0.10363	0.56008	0.45003	0.07856
1986	0.09425	0.56195	0.43439	0.07090
1987	0.07971	0.53512	0.42439	0.05838
1988	0.06210	0.53634	0.40851	0.04507
1989	0.03940	0.61541	0.50674	0.03193
1990	0.02485	0.61852	0.49489	0.02006
1991	0.01681	0.62544	0.52739	0.01384
1992	0.02168	0.54927	0.44179	0.01623
1993	0.02085	0.63467	0.53843	0.01733
1994	0.01607	0.67659	0.56496	0.01381
1995	0.01305	0.69514	0.62263	0.01151
1996	0.01020	0.75719	0.68466	0.00942
1997	0.06026	0.61467	0.37326	0.04570
1998	0.13336	0.56218	0.34588	0.09517
1999	0.04181	0.62535	0.48955	0.03381
2000	0.03939	0.60304	0.46969	0.03110
2001	0.03021	0.61414	0.46502	0.02397
2002	0.03667	0.67541	0.53910	0.03119
2003	0.04117	0.59782	0.42171	0.03160

주: 가처분소득 기준임.

그러므로 평균소득갭은 빈곤의 심각성에 대한 총체적인 심각도를 보여준다기보다는 1가구당 평균적으로 빈곤의 강도가 얼마나 심각한지의 여부를 나타내는 지표라고 보는 것이 적절하다.

사회·경제 전체적으로 빈곤의 심각도를 측정하는 지표로는 평균소득갭이 Sen지수보다 적절하다. 이는 Sen지수의 경우 1가구당 빈곤의 심각도뿐만 아니라 빈곤율까지 함께 고려하기 때문이다. 경제위기 기간인 1997~1998년 동안, 그 중에서도 특히 1998년에는 Sen지수의 값이 단연코 다른 기간보다 높은 수치를 보였다. 이는 경제위기 기간 동안에 많은 수의 가구가 빈곤가구로 전락하면서 오히려 빈곤가구의 소득평균값을 상승시키는 효과를 가졌던 반면에 빈곤가구로 전락하는 것 그 자체로서 사회·경제 전체적으로 빈곤의 심각성이 크게 증폭되었음을 시사한다.

3) 가구주 연령별 절대빈곤 추정결과

2003년 현재 가구주 연령은 40대와 30대가 가장 높았고 다음으로 60대 이상의 순으로 비중이 높다.

그런데 1980년대에는 가구주의 연령이 30대 초반인 경우가 전체 가구의 약 20% 수준 또는 이를 다소 상회하는 수준을 보여 가장 비중이 높았다. 그런데 1990년대에 접어들면서 30대 초반의 비중이 줄어드는 대신 점차 30대 후반, 40대 초반 등으로 비중이 중심이 옮겨가기 시작하였다. 이는 베이비붐 세대 이후의 세대의 인구가 점차 줄어들면서 가구주 연령별 비중의 중심도 점차 청년층에서 중년층으로 이행하고 있기 때문인 것으로 추정된다.

가구주 연령별 구성비의 또다른 특징 중 하나는 60세 이상의 노년층 가구의 비중이 1982년에는 3.8% 수준이었는데 2003년에는 12.6%로 늘어날 정도로 급격히 비중이 상승하고 있다. 이는 인구의 노령화 속도가 세계에서 유례를 찾아보기 어려울 정도로 매우 빠르게 진행되고 있는 것과 일맥상통한다. 50대 가구의 경우에도

중전에 비해 가구비중이 급속히 증가하고 있는 것을 볼 때 향후에도 당분간 노년층 가구의 비중은 지속적으로 빠르게 상승할 것으로 예측된다.

<표 IV-7> 가구주 연령별 가구구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	계
1982	0.64	4.83	16.00	20.29	15.71	15.77	12.26	6.70	4.04	3.76	100
1983	1.15	4.49	15.45	18.77	16.49	14.45	13.47	6.61	4.58	4.54	100
1984	1.31	5.30	17.34	19.47	16.51	14.28	11.42	6.90	4.15	3.32	100
1985	0.79	4.69	15.83	20.60	16.42	13.34	12.68	8.01	4.06	3.58	100
1986	0.79	4.11	15.53	18.88	16.72	15.18	12.93	7.70	4.48	3.67	100
1987	1.18	3.87	15.05	21.19	17.27	14.44	11.36	7.95	3.77	3.90	100
1988	0.62	3.24	13.24	22.70	17.16	15.28	11.98	8.43	3.52	3.83	100
1989	0.86	2.87	12.96	23.92	18.09	14.61	11.81	7.48	4.47	2.93	100
1990	0.87	2.99	11.42	22.00	19.05	15.70	12.46	7.74	4.63	3.14	100
1991	0.64	3.17	9.01	21.94	18.91	16.29	12.13	8.77	4.92	4.21	100
1992	0.42	2.92	9.49	20.48	20.03	15.49	12.58	8.97	5.39	4.24	100
1993	0.58	2.76	10.51	22.33	19.59	14.11	11.93	8.36	4.74	5.10	100
1994	0.48	2.18	9.86	19.36	19.26	14.27	12.40	9.30	6.13	6.75	100
1995	0.20	1.72	9.08	18.65	21.04	14.13	11.97	8.83	7.05	7.33	100
1996	0.43	1.94	6.92	17.67	19.31	14.99	12.75	10.28	7.47	8.25	100
1997	0.28	1.83	7.36	15.94	18.51	15.22	13.47	10.23	7.84	9.32	100
1998	0.21	1.46	8.39	16.50	20.62	16.25	11.43	9.46	7.26	8.40	100
1999	0.22	1.64	7.12	14.35	20.99	16.28	12.15	9.78	6.96	10.51	100
2000	0.28	1.53	5.49	12.36	19.20	19.05	12.35	10.81	7.57	11.38	100
2001	0.24	1.05	4.37	12.02	16.47	18.48	14.33	11.71	8.04	13.29	100
2002	0.09	1.15	5.36	12.10	15.38	18.45	14.47	11.60	7.87	13.54	100
2003	0.17	0.80	4.44	12.48	16.66	19.92	14.55	10.88	7.52	12.57	100

<표 IV-8> 가구주 연령별 절대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	계
1982	0.06	0.48	0.83	0.85	0.88	0.91	1.50	0.75	0.11	0.70	7.07
1983	0.33	0.15	0.85	0.92	1.27	1.12	1.39	0.87	0.42	0.71	8.04
1984	0.25	0.57	1.03	1.40	0.97	1.90	1.06	0.45	0.32	0.94	8.89
1985	0.10	0.27	1.00	2.29	1.70	1.90	1.02	0.72	0.51	0.88	10.36
1986	0.14	0.49	0.71	1.31	1.43	1.53	1.60	0.63	0.56	1.02	9.42
1987	0.12	0.45	0.57	1.34	1.72	1.13	0.76	0.72	0.34	0.82	7.97
1988	0.10	0.36	0.49	1.09	1.02	0.92	1.02	0.19	0.27	0.74	6.21
1989	0.04	0.10	0.48	0.84	0.54	0.44	0.47	0.39	0.27	0.38	3.94
1990	0.12	0.06	0.15	0.55	0.34	0.54	0.31	0.05	0.20	0.18	2.48
1991	0.00	0.09	0.00	0.31	0.28	0.30	0.13	0.19	0.06	0.32	1.68
1992	0.03	0.04	0.16	0.34	0.44	0.24	0.38	0.26	0.11	0.18	2.17
1993	0.05	0.07	0.13	0.30	0.40	0.30	0.1	0.13	0.09	0.53	2.09
1994	0.03	0.01	0.15	0.16	0.33	0.23	0.13	0.16	0.03	0.37	1.61
1995	0.00	0.07	0.10	0.09	0.22	0.12	0.20	0.09	0.02	0.39	1.30
1996	0.01	0.10	0.07	0.12	0.25	0.13	0.12	0.07	0.01	0.13	1.02
1997	0.05	0.13	0.21	0.37	0.79	0.45	0.53	0.38	0.45	2.66	6.03
1998	0.11	0.20	0.70	1.23	2.50	1.52	0.89	1.18	0.91	4.08	13.34
1999	0.02	0.01	0.35	0.39	0.96	0.47	0.50	0.40	0.29	0.80	4.18
2000	0.01	0.07	0.09	0.53	0.74	0.84	0.25	0.18	0.40	0.82	3.94
2001	0.00	0.06	0.14	0.34	0.28	0.57	0.29	0.27	0.25	0.82	3.02
2002	0.00	0.00	0.21	0.51	0.22	0.74	0.42	0.37	0.17	1.03	3.67
2003	0.00	0.05	0.08	0.53	0.65	0.60	0.42	0.13	0.34	1.31	4.12

주: 가처분소득을 기준으로 추정된 결과임.

가구주 연령대별로 절대빈곤율 구성비를 비교해보면 노년층의 구성비율이 다른 연령층에 비해 압도적으로 높으며 30대 및 40대의 중년층 비율도 다른 연령층보다 높다. 60대 이상의 노년층의 경

우에는 가구의 구성비 자체가 높을 뿐만 아니라 노년층 내에서의 절대빈곤율(2003년 현재 10.46%, <표 IV-9> 참조)도 높기 때문에 다른 연령층에 비해 절대빈곤율 구성비가 현저하게 높다. 2003년 현재 전체 가구의 평균 절대빈곤율 4.12% 가운데 노년층은 1.31%p를 기록하여 전체의 약 30% 수준을 차지하고 있다(<표 IV-8> 참조). 이는 절대빈곤 문제가 연령적으로는 노년층에 집중될 가능성이 높음을 시사한다.

평균소득이 높은 30대 및 40대 가구에서 빈곤가구의 구성비율이 높게 나타났는데 이는 이들 연령층의 가구구성비가 높은 데 기인할 뿐이며 20대와 50대 후반 이상의 연령층에 비해서는 절대빈곤율이 낮다. 그러므로 절대빈곤가구를 논하면 숫적으로는 노년층이 압도적이고 그 다음으로 30, 40대 가구가 많지만 실제로 해당 연령층 내에서의 빈곤율을 비교해보면 노년층과 30, 40대 가구와는 확연히 구분되는 차이점이 있다고 할 수 있다.

연령적으로 절대빈곤율이 대체로 가장 낮은 수준을 보이는 연령층은 50대 초반으로 2003년 현재 1.24%로 가장 낮다²⁵⁾. 연령적으로 50대 초반 가구의 평균소득이 가장 높다는 점과 상관관계가 높기 때문인 것으로 판단된다. 은퇴기에 접어드는 50대 후반 이후에는 절대빈곤율이 급속하게 높아지는 것도 특징적이다. 특히 경제위기 때에는 기업의 도산, 구조조정 등에 따른 명예퇴직 등이 급증하면서 연령적으로는 50대 후반 이후의 연령층에서 실직, 퇴직, 은퇴 등으로 인한 소득감소가 두드러지게 나타났다. 바로 이러한 점이 경제위기 시에 50대 후반 및 60대 이상 연령층에서의 빈곤율을 크게 상승시키는 요인으로 작용한 것으로 보인다.

25) 가구주 연령이 20세 미만인 가구의 경우에는 표본수가 극히 적거나 0인 경우가 많아 대표성을 인정하기 어렵다. 그러므로 2003년 현재 가구주 연령이 20세 미만인 가구에서의 절대빈곤율이 0%를 기록하였지만 의미를 부여하기는 어렵다.

IV. 빈곤율 분석 I : 현황분석 147

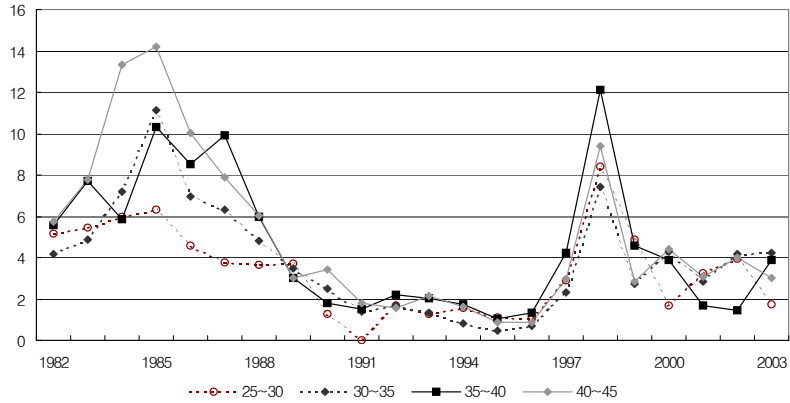
<표 IV-9> 가구주 연령대 내 절대빈곤율 추이(도시가계조사자료)

(단위: %)

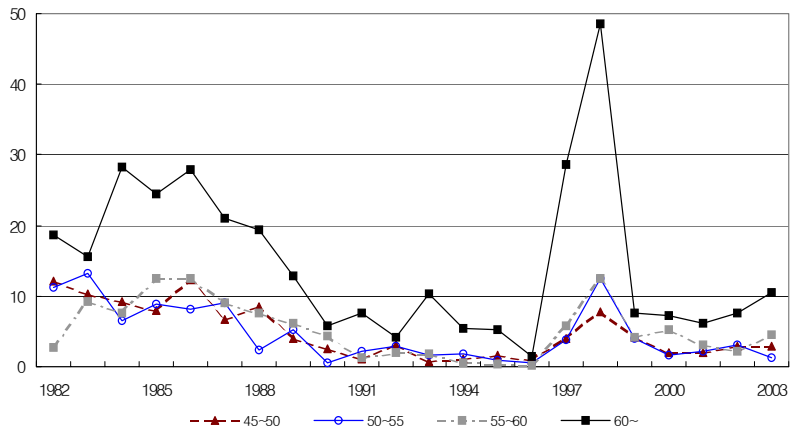
	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	계
1982	10.00	9.90	5.18	4.17	5.58	5.76	12.22	11.19	2.77	18.64	7.07
1983	29.13	3.29	5.47	4.89	7.73	7.74	10.35	13.21	9.18	15.64	8.04
1984	19.19	10.72	5.95	7.21	5.85	13.34	9.26	6.52	7.64	28.29	8.89
1985	12.32	5.66	6.30	11.12	10.33	14.22	8.02	8.95	12.46	24.54	10.36
1986	17.68	11.91	4.60	6.93	8.55	10.05	12.36	8.21	12.51	27.89	9.42
1987	9.97	11.66	3.77	6.32	9.94	7.86	6.67	9.09	9.06	20.98	7.97
1988	16.29	11.25	3.68	4.81	5.96	6.03	8.55	2.28	7.53	19.36	6.21
1989	4.06	3.54	3.72	3.50	3.00	3.00	3.96	5.17	6.13	12.90	3.94
1990	13.34	1.93	1.28	2.48	1.80	3.44	2.45	0.62	4.30	5.85	2.48
1991	0.00	2.92	0.00	1.40	1.48	1.82	1.10	2.21	1.18	7.57	1.68
1992	7.54	1.37	1.70	1.67	2.19	1.55	3.00	2.86	1.97	4.13	2.17
1993	7.97	2.41	1.25	1.34	2.04	2.12	0.81	1.59	1.86	10.33	2.09
1994	7.22	0.68	1.57	0.81	1.73	1.60	1.01	1.73	0.56	5.41	1.61
1995	0.00	4.00	1.10	0.49	1.06	0.87	1.69	0.97	0.31	5.28	1.30
1996	2.30	5.17	1.04	0.71	1.31	0.89	0.96	0.63	0.16	1.53	1.02
1997	17.79	7.13	2.89	2.30	4.25	2.98	3.91	3.76	5.78	28.57	6.03
1998	50.23	13.97	8.40	7.43	12.14	9.38	7.82	12.49	12.53	48.58	13.34
1999	9.57	0.71	4.89	2.75	4.57	2.86	4.13	4.04	4.11	7.59	4.18
2000	3.07	4.43	1.67	4.29	3.88	4.41	2.03	1.67	5.31	7.24	3.94
2001	n.a.	5.35	3.25	2.86	1.70	3.06	2.03	2.26	3.14	6.20	3.02
2002	n.a.	n.a.	3.94	4.18	1.44	3.99	2.92	3.15	2.20	7.60	3.67
2003	n.a.	6.84	1.73	4.24	3.87	2.99	2.90	1.24	4.58	10.46	4.12

주: 가처분소득을 기준으로 추정한 결과임.

[그림 IV-2] 가구주 연령별 동일연령대 내 절대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료)
(단위: %)



[그림 IV-3] 가구주 연령별 동일연령대 내 절대빈곤율 추이II(도시가계조사자료)
(단위: %)



4) 가구원 수별 절대빈곤 추정결과

도시가계조사자료에 의하면 최근 우리나라 도시가구의 가구원 수는 대체로 3인 또는 4인 가구가 대부분을 차지하고 있다²⁶⁾. 1980년대 초반 해도 가구원 수가 6인 또는 그 이상인 대가족 개념

의 가구 비중이 20%를 상회하였다. 그러나 최근에는 대가족 형태의 대형가구 비중이 급속히 위축되면서 2003년 현재 도시가계조사 자료에 나타난 가구 중 가구원 수가 6인 이상인 가구의 비중은 약 3.7% 정도에 불과하다.

<표 IV-10> 가구원 수별 가구구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	2	3	4	5	6	7	8~	계
1982	7.29	16.73	29.79	22.89	13.76	6.00	3.54	100
1983	8.82	17.45	29.16	22.00	13.15	5.86	3.56	100
1984	9.60	17.65	31.14	23.54	10.91	4.29	2.87	100
1985	9.22	18.20	32.69	22.74	10.91	4.22	2.02	100
1986	9.63	20.69	31.57	21.42	10.75	4.17	1.78	100
1987	10.86	20.15	33.46	22.30	7.88	4.13	1.23	100
1988	8.75	21.59	36.45	20.84	8.34	2.86	1.17	100
1989	9.60	21.52	38.35	18.64	8.47	2.47	0.95	100
1990	9.96	21.24	36.93	19.81	8.32	2.54	1.20	100
1991	9.76	20.97	38.60	19.81	7.48	2.23	1.16	100
1992	9.72	21.80	39.95	18.74	7.01	1.90	0.88	100
1993	11.19	23.43	42.39	15.25	5.21	1.68	0.84	100
1994	12.61	24.15	40.31	16.01	4.35	1.66	0.92	100
1995	13.23	24.01	40.91	15.06	4.70	1.46	0.63	100
1996	14.13	23.63	42.53	14.48	3.41	1.26	0.57	100
1997	15.16	24.70	41.22	12.72	4.34	1.46	0.39	100
1998	15.10	25.00	41.10	13.58	3.68	1.21	0.33	100
1999	15.33	25.11	41.33	13.23	3.66	1.13	0.22	100
2000	17.18	23.79	42.56	11.03	3.87	1.22	0.34	100
2001	17.58	26.78	39.89	11.34	3.14	0.86	0.41	100
2002	20.26	26.94	37.64	11.14	3.12	0.61	0.30	100
2003	19.84	25.42	39.85	11.20	2.90	0.75	0.04	100

26) 물론 최근 1인 가구의 비중이 급속히 증가하는 추세를 보이고 있어 1인 단독가구의 점유비도 매우 높다. 인구주택총조사자료에 따르면, 1980년 796.9만 가구 가운데 1인 가구는 38.3만 가구로 4.8%에 불과하였으나 2000년에는 1,431.2만 가구 가운데 1인 가구는 222.4만 가구로 15.5%에 이를 정도로 비중이 급속히 상승하고 있다. 이는 인구의 노령화에 따른 독거가구 및 청년층 독신가구의 증가에 주로 기인하는 것으로 추정된다.

도시가계조사자료에서는 1인 가구가 표본에서 제외되어 있기 때문에 해당 표에서는 1인 가구의 구성비를 보여주지 못하고 있다.

2003년 현재 절대빈곤가구는 2인 가구와 4인 가구에서 빈곤가구의 수가 가장 높은 것으로 분석되었다. 시간이 경과할수록 다인(多人) 가구의 비중은 줄어드는 대신 2~4인 가구의 비중은 증가추세를 보이면서 절대빈곤가구의 수도 다인가구에서는 점차 줄어드는 대신 소수가구에서 절대빈곤가구의 수가 증가하는 추세를 보이고 있다(이상 <표 IV-11> 참조).

<표 IV-12>에 의하면 가구원 수별로 각 가구유형 내 절대빈곤율은 1980년대의 경우 가구원 수가 많아질수록 높아지는 패턴을 보였는데 점차 그러한 경향이 역전되면서 최근에는 소수가구에서 절대빈곤율이 더 높아지는 패턴으로 변하고 있다.

2003년의 경우 절대빈곤율은 2인 가구와 6인 이상 가구에서 매우 높게 나타나고 있다. 2003년 자료를 보다 세밀하게 분석해보면, 2인 가구의 경우에는 가구주의 연령이 60세 이상인 노령층의 가구 비중이 34.80%로 전체 구성비 12.57%(<표 IV-7> 참조)를 크게 상회할 정도로 매우 높다. 또한 가구원 수가 2인인 빈곤가구 가운데 가구주 연령이 60세 이상인 경우는 62.65%에 이른다. <표 IV-9>를 보면 가구주 연령이 60세 이상인 노령층에서의 절대빈곤율은 10.46%로 전체 평균 4.12%의 약 2.5배 수준이다. 위의 결과를 토대로 할 때 2003년의 경우 2인 가구에서의 절대빈곤은 이들 가구의 상당수가 노인가구로 구성되어 있으며, 또한 가구원 수가 2인인 노인가구 가운데 매우 높은 비율이 절대빈곤가구로 분류되기 때문임을 알 수 있다. 이러한 경향은 비단 2003년뿐만 아니라 노인인구가 급증하기 시작한 1990년대 중반 이후, 특히 경제위기 기간 이후에 대부분 공통적으로 관찰되고 있어 특정시점에 나타난 특별한 사건이라기보다는 최근에 나타나는 일반적인 특징인 것으로 분석된다.

최근에는 가구원 수가 6인 이상인 경우에도 대체로 절대빈곤율이 높게 나타나는 경향을 보이고 있다. 2003년의 경우를 예로 들면, 6

IV. 빈곤율 분석 I : 현황분석 151

인 이상 가구 가운데 가구주의 연령이 60세 이상인 노인가구의 비중은 15.27%로 전체 평균(12.57%)를 소폭 초과하고 있다. 또한 6인 이상의 절대빈곤가구 가운데 60세 이상 가구의 비중은 18.31%를 보이고 있다. 6인 이상의 가구도 노인비중이 다소 높기 때문에 이것이 절대빈곤율이 평균을 크게 상회하고 있는 요인 중 일부를

<표 IV-11> 가구원 수별 절대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	2	3	4	5	6	7	8~	계
1982	0.54	0.78	1.07	1.80	1.72	0.75	0.40	7.07
1983	0.52	0.89	1.29	2.23	1.93	0.59	0.58	8.04
1984	0.26	1.40	2.39	2.15	1.48	0.58	0.61	8.89
1985	0.55	1.27	2.25	3.33	2.16	0.66	0.14	10.36
1986	0.56	1.25	2.80	2.13	1.49	0.86	0.33	9.42
1987	0.56	1.07	2.20	2.52	0.96	0.51	0.15	7.97
1988	0.61	0.99	2.08	1.31	0.69	0.50	0.02	6.21
1989	0.33	0.43	1.40	1.00	0.62	0.09	0.07	3.94
1990	0.09	0.46	0.97	0.44	0.24	0.18	0.10	2.48
1991	0.04	0.30	0.52	0.47	0.19	0.13	0.03	1.68
1992	0.13	0.61	0.43	0.65	0.21	0.04	0.11	2.17
1993	0.24	0.37	0.74	0.54	0.14	0.06	0.00	2.09
1994	0.07	0.27	0.81	0.39	0.02	0.06	0.00	1.61
1995	0.11	0.19	0.55	0.32	0.14	0.00	0.00	1.30
1996	0.13	0.16	0.39	0.31	0.03	0.00	0.00	1.02
1997	2.02	2.01	1.37	0.37	0.26	0.00	0.00	6.03
1998	3.70	3.50	3.92	1.67	0.47	0.05	0.02	13.34
1999	0.52	1.21	1.51	0.70	0.24	0.00	0.00	4.18
2000	0.72	0.81	1.79	0.44	0.09	0.05	0.04	3.94
2001	0.74	0.89	0.79	0.46	0.12	0.04	0.00	3.02
2002	0.88	0.90	1.27	0.36	0.18	0.00	0.07	3.67
2003	1.53	0.73	1.28	0.30	0.23	0.05	0.00	4.12

주: 가처분소득 기준 빈곤율임.

구성하는 것으로 사료된다. 그러나 이 경우에는 상대적으로 높은 노인인구만으로는 6인 이상 가구에서 절대빈곤율이 높게 나타나는 이유를 충분히 설명해주지는 않는다. 더욱이 2000~2002년 자료를 분석해보면 6인 이상 가구라고 하더라도 뚜렷하게 노인인구의 비중이 현저하게 높다고 보기 어려워 명확하게 원인을 밝히지는 못하였다.

<표 IV-12> 가구원 수별 가구 내 절대빈곤율 비율(도시가계조사자료)

(단위: %)

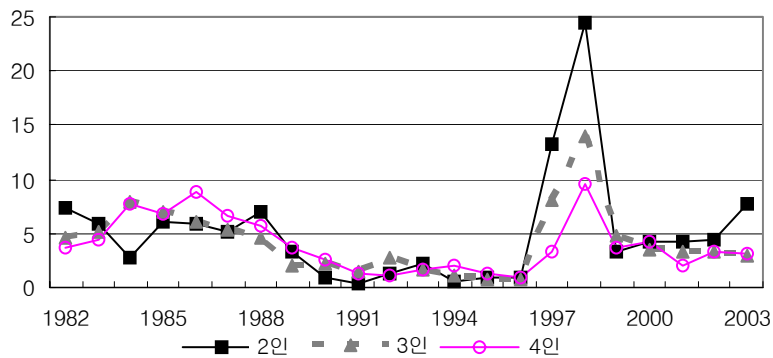
	2	3	4	5	6	7	8~	평균
1982	7.44	4.67	3.59	7.87	12.52	12.50	11.26	7.07
1983	5.92	5.08	4.44	10.13	14.65	10.14	16.42	8.04
1984	2.75	7.95	7.68	9.15	13.58	13.55	21.23	8.89
1985	6.02	6.96	6.87	14.64	19.84	15.54	7.13	10.36
1986	5.83	6.03	8.88	9.95	13.89	20.64	18.35	9.42
1987	5.12	5.29	6.59	11.32	12.19	12.27	12.48	7.97
1988	7.02	4.59	5.72	6.27	8.32	17.48	1.83	6.21
1989	3.39	1.99	3.65	5.36	7.34	3.75	7.74	3.94
1990	0.95	2.15	2.64	2.23	2.85	7.20	8.17	2.48
1991	0.38	1.44	1.36	2.36	2.47	6.05	2.73	1.68
1992	1.30	2.78	1.08	3.46	2.99	1.92	12.44	2.17
1993	2.13	1.57	1.74	3.56	2.64	3.57	0.00	2.09
1994	0.54	1.13	2.00	2.40	0.37	3.38	0.00	1.61
1995	0.83	0.78	1.34	2.10	3.04	0.00	0.00	1.30
1996	0.91	0.69	0.91	2.13	0.98	0.00	0.00	1.02
1997	13.30	8.15	3.33	2.88	5.94	0.00	0.00	6.03
1998	24.54	13.99	9.55	12.28	12.86	4.36	4.96	13.34
1999	3.39	4.82	3.67	5.29	6.51	0.00	0.00	4.18
2000	4.17	3.42	4.21	3.96	2.25	4.08	12.13	3.94
2001	4.19	3.31	1.97	4.06	3.66	4.22	0.00	3.02
2002	4.37	3.34	3.38	3.21	5.87	0.00	23.02	3.67
2003	7.73	2.87	3.21	2.70	7.82	6.09	0.00	4.12

주: 1. 가처분소득을 기준으로 추정한 결과임.

2. <표 IV-11>에서 보듯이 7인 가구와 8인 이상 가구의 경우에는 표본비중이 낮아 표본 수가 매우 적기 때문에 추정결과의 신뢰성이 낮음에 유의하기 바람.

[그림 IV-4]는 가구원 수가 2~4인인 가구의 절대빈곤율 변화추이를 보여준다. 절대빈곤율은 1997~1998년의 경제위기 시에 일시적으로 급격하게 상승하였다. 특히 그중에서 2인 가구에서 절대빈곤율이 매우 크게 증가하였다. 2인 가구 중 상당히 많은 가구가 노인가구로 구성되어 있으며, 노인가구는 경제위기로 인해 경제적 타격을 가장 극심하게 받았던 연령층 중 하나이기 때문이었음에 주목할 필요가 있다.

[그림 IV-4] 가구원 수별 동일가구유형 내 절대빈곤율 변화추이(도시가계조사자료)
(단위: %)



5) 가구주 학력별 절대빈곤 추정결과

가구주의 학력은 고등학교 학력이 대체로 40% 정도 수준에서 안정적인 모습을 보이고 있으며 경제위기 기간 이후에 소폭 감소하고 있다. 전문대학 이상 학력의 경우에는 점유비가 점차 증가하고 있으며 최근에는 전체가구의 약 1/3 정도를 점유하고 있다. 반면에 중학교 이하의 학력 비중은 점차 하락하는 추세를 보이고 있으며 최근에는 전체 가구의 약 1/4 정도를 차지하고 있다. 의무교육의 상향조정과 상급학교 진학률이 상승하면서 위와 같은 추세는 당분간 지속될 것으로 사료된다.

절대빈곤율은 학력별로 뚜렷하게 대비되는 모습을 보여주고 있다. <표 IV-15>를 보면, 몇몇 예외적인 경우를 제외하고는, 학력이 높아질수록 뚜렷하게 절대빈곤율이 낮아지는 모습을 보이고 있다. 이런 현상은 비단 특정 연도에만 국한되는 것이 아니라 도시가계 조사자료에서 교육변수에 대한 정보가 제공되는 비교대상기간(1985~2003)을 통틀어 공통적으로 관찰된다. 다만 전문대학 이상의 고학력층에서는 일부 순위가 뒤바뀌는 경우가 있지만 이는 고학력의 경우 절대빈곤율 자체가 낮고 표본의 수도 상대적으로 작기 때문에 절대빈곤율의 순위 역전 현상이 큰 의미를 지니지는 않는 것으로 생각된다.

<표 IV-13> 가구주 학력별 가구구성(도시가계조사자료)

(단위:%)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	계
1985	2.48	16.35	23.43	38.00	4.94	13.62	1.17	100
1986	2.26	16.98	21.90	38.03	4.80	14.79	1.24	100
1987	2.00	14.13	21.48	40.87	4.40	16.06	1.06	100
1988	2.15	11.66	21.23	44.35	4.06	14.82	1.75	100
1989	2.40	10.21	18.99	45.58	5.78	15.37	1.67	100
1990	1.58	11.06	19.33	44.81	3.59	17.68	1.94	100
1991	1.60	11.28	17.06	46.62	4.83	16.87	1.74	100
1992	1.24	10.07	16.93	44.55	5.11	19.95	2.16	100
1993	1.63	9.43	15.17	46.00	5.05	19.75	2.95	100
1994	2.06	11.26	15.12	44.39	5.29	19.26	2.62	100
1995	1.78	10.64	14.61	44.27	5.35	20.43	2.92	100
1996	1.76	11.34	15.02	43.38	5.45	19.93	3.12	100
1997	1.48	10.76	16.13	43.04	6.43	18.82	3.33	100
1998	1.49	8.81	13.53	45.11	5.46	22.74	2.86	100
1999	1.64	9.02	14.90	44.70	6.37	20.51	2.85	100
2000	1.59	9.32	14.67	42.79	6.50	21.11	4.01	100
2001	1.43	9.82	14.28	43.58	7.14	20.20	3.54	100
2002	1.44	10.07	14.61	43.42	7.16	19.58	3.72	100
2003	1.45	9.64	13.27	41.38	6.66	23.56	4.05	100

<표 IV-14> 가구주 학력별 절대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	계
1985	0.81	4.00	3.21	2.14	0.06	0.06	0.08	10.36
1986	0.92	4.34	2.54	1.49	0.07	0.06	0.00	9.42
1987	0.85	2.80	2.59	1.68	0.00	0.05	0.00	7.97
1988	0.96	1.69	2.05	1.39	0.09	0.02	0.00	6.21
1989	0.63	1.19	1.07	0.87	0.06	0.09	0.03	3.94
1990	0.17	0.98	0.63	0.64	0.00	0.00	0.06	2.48
1991	0.28	0.67	0.29	0.44	0.00	0.00	0.00	1.68
1992	0.18	0.70	0.49	0.74	0.05	0.01	0.00	2.17
1993	0.32	0.66	0.32	0.54	0.00	0.25	0.00	2.09
1994	0.22	0.45	0.35	0.35	0.08	0.15	0.00	1.61
1995	0.14	0.48	0.27	0.39	0.00	0.00	0.02	1.30
1996	0.13	0.19	0.16	0.40	0.04	0.10	0.00	1.02
1997	0.75	1.65	0.85	1.94	0.24	0.56	0.05	6.03
1998	0.91	2.65	3.01	5.07	0.29	1.30	0.11	13.34
1999	0.44	0.85	1.26	1.36	0.16	0.11	0.00	4.18
2000	0.19	1.00	0.83	1.53	0.21	0.15	0.02	3.94
2001	0.16	0.59	0.80	1.26	0.07	0.11	0.04	3.02
2002	0.28	0.82	0.75	1.58	0.14	0.08	0.02	3.67
2003	0.39	1.18	0.85	1.36	0.13	0.21	0.00	4.12

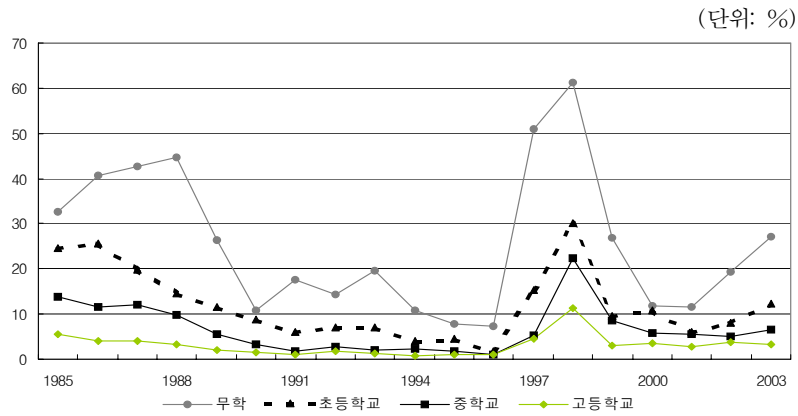
학력과 절대빈곤율 사이에서 관찰되는 뚜렷한 負(-)의 상관관계는, 학력과 소득 간에 매우 뚜렷하게 나타나는 正(+)의 상관관계와 관련이 깊은 것으로 추측된다. 가구주의 학력이 대학원인 경우에도 일부 연도에서 빈곤율이 양(+)의 값을 가진다. 그런데 대부분의 경우에는 대학원 졸업에 해당하는 관측치의 수가 수십개~1백여개에 불과한 경우가 많아 대학원 학력의 절대빈곤 가구 수가 많아야

1가구 또는 2가구에 불과하여 통계적으로 유의한 결론을 도출하기에는 표본의 수가 너무 작기 때문에, 현재로서는 대학원 학력에서의 빈곤 현상에 대해서는 의미를 두기 어렵다.

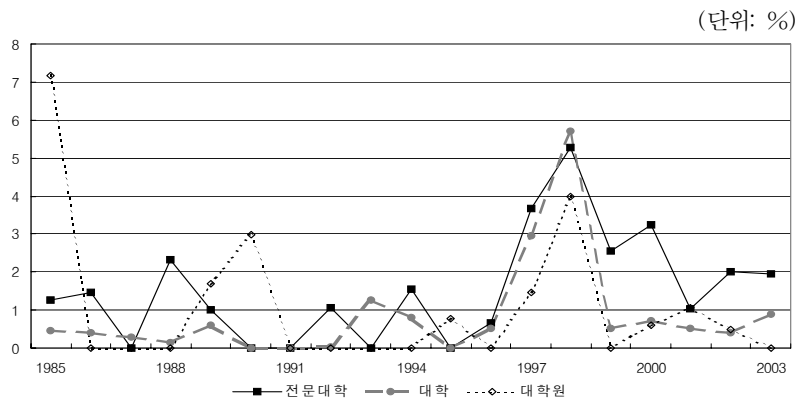
<표 IV-15> 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율(도시가계조사자료)
(단위: %)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	계
1985	32.59	24.48	13.69	5.62	1.25	0.46	7.16	10.36
1986	40.68	25.55	11.62	3.93	1.46	0.40	0.00	9.42
1987	42.61	19.79	12.06	4.12	0.00	0.30	0.00	7.97
1988	44.58	14.49	9.68	3.14	2.31	0.14	0.00	6.21
1989	26.33	11.63	5.64	1.91	0.99	0.59	1.69	3.94
1990	10.84	8.89	3.27	1.43	0.00	0.00	2.97	2.48
1991	17.54	5.94	1.70	0.94	0.00	0.00	0.00	1.68
1992	14.27	6.93	2.88	1.67	1.06	0.04	0.00	2.17
1993	19.59	6.99	2.09	1.18	0.00	1.25	0.00	2.09
1994	10.86	4.02	2.30	0.78	1.54	0.80	0.00	1.61
1995	7.77	4.55	1.85	0.88	0.00	0.00	0.76	1.30
1996	7.31	1.72	1.04	0.93	0.66	0.51	0.00	1.02
1997	50.82	15.29	5.26	4.50	3.68	2.96	1.45	6.03
1998	61.19	30.05	22.27	11.23	5.27	5.70	3.98	13.34
1999	26.85	9.41	8.45	3.05	2.56	0.52	0.00	4.18
2000	11.81	10.69	5.69	3.58	3.24	0.72	0.61	3.94
2001	11.44	5.97	5.57	2.88	1.03	0.53	1.07	3.02
2002	19.25	8.13	5.14	3.64	2.00	0.39	0.50	3.67
2003	27.13	12.26	6.40	3.28	1.94	0.89	0.00	4.12

[그림 IV-5] 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 추이 I
(도시가계조사자료)



[그림 IV-6] 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율 추이 II
(도시가계조사자료)



6) 가구주 성별 절대빈곤 추정결과

절대빈곤율은 가구주가 남자인 경우보다 여자인 경우가 압도적으로 높다. 이는 1982~2003년 기간 동안 단 한번의 예외도 없이 일관되게 나타나고 있다(<표 IV-16> 참조). 이 결과는 성명재(2001)의 연구결과와 일맥상통한다. 그의 연구에서는 최근 이혼이

나 배우자의 사망 등으로 인해 가구주가 여성인 가구의 비중이 급속하게 증가하고 있으며, 이로 인해 상대소득격차가 확대되는 결과를 보이고 있음을 지적하였다. <표 IV-16>에서 보듯이 여성가구주 가구의 절대빈곤율은 전체 평균의 2배를 훨씬 상회한다. 이는 곧 여성가구주의 비중이 증가할수록 빈곤문제를 비롯한 상대소득격차의 확대에 의한 소득분배 문제가 더욱 심각해질 수 있음을 시사하는 것으로서, 분석방법은 서로 다르지만, 성명재(2001)의 연구결과와 동일한 결론에 도달한다고 할 수 있다.

2001~2003년의 도시가계조사자료를 조사해본 결과, 2001년에는 여성가구주 가구 중 가구주의 연령이 60세 이상인 노인가구는 14.43%, 2002년과 2003년은 각각 15.11%와 14.10%로 분석되었다. 2001~2003년 현재 전체가구 중 60세 이상 가구의 비율이 각각 13.29%, 13.54%, 12.57%인 것과 비교해보면 별다른 차이를 나타내지는 않는다. 그러므로 여성가구주 가구라고 하더라도 노령층의 비중이 전체 평균과 크게 다르지 않다. 그러므로 여성가구주 가구의 절대빈곤율이 높은 원인으로서 노인인구 비중을 들기는 어려울 것으로 보인다.

<표 IV-9>를 보면 2003년 현재 30대 초반과 후반 가구의 경우 동일가구유형 내에서의 절대빈곤율이 각각 4.24%와 3.87%로 전체 평균 4.12%와 거의 비슷하다. 이는 곧 이들 연령층의 경우에는 가구구성비와, 전체 빈곤가구 중 이들 연령층에서의 빈곤가구의 비율이 서로 비슷한 수준을 보이게 됨을 유추할 수 있다.

<표 IV-17>은 2003년 자료를 이용하여 여성가구주 가구 중 각 연령대별 가구점유비 및 여성이 가구주인 빈곤가구 가운데 각 연령대별 빈곤가구의 비중을 구하였다. 그 결과를 보면 30대 초반과 30대 후반의 경우에는 가구구성비보다 절대빈곤가구 구성비가 훨씬 더 높은 것을 볼 수 있다. 여성가구주 가구의 경우 이들 연령층에서 평균보다 더 높은 수준의 빈곤율을 보인다는 것은 간접적으로 여성가구주 가구 가운데 특히 30대 가구의 경제력이 상대적으로

IV. 빈곤을 분석 I : 현황분석 159

로 미약함을 의미한다. 이는 이들 연령층이 미처 준비가 부족한 상태에서 시장에 참여하게 됨에 따라 평균보다 낮은 소득수준을 보이는 것으로 해석할 수 있는 개연성을 내포한다. 만약 이러한 추론이 타당하다면 결국 연령적으로 30대의 연령층에서 이혼 등의 사유로 인해 빈곤가구화하는 경우가 많은 것으로 추측된다.

<표 IV-16> 가구주 성별 가구구성비, 절대빈곤율 구성비 및 가구 내 절대빈곤율 비율(도시가계조사자료)

(단위: %)

	가구주 성별 가구구성비			가구주 성별 절대빈곤율 구성비			가구주 성별 가구 내 절대빈곤율 비율		
	남자	여자	계	남자	여자	계	남자	여자	평균
1982	85.60	14.40	100	5.28	1.79	7.07	6.17	12.40	7.07
1983	83.57	16.43	100	5.93	2.11	8.04	7.10	12.83	8.04
1984	83.27	16.73	100	6.57	2.31	8.89	7.90	13.82	8.89
1985	86.97	13.03	100	7.71	2.65	10.36	8.86	20.36	10.36
1986	84.65	15.35	100	6.09	3.33	9.42	7.20	21.70	9.42
1987	85.87	14.13	100	5.34	2.63	7.97	6.22	18.61	7.97
1988	87.21	12.79	100	4.31	1.90	6.21	4.95	14.84	6.21
1989	86.21	13.79	100	2.78	1.16	3.94	3.22	8.42	3.94
1990	86.90	13.10	100	1.63	0.85	2.48	1.88	6.50	2.48
1991	86.45	13.55	100	1.07	0.61	1.68	1.23	4.53	1.68
1992	87.53	12.47	100	1.41	0.75	2.17	1.62	6.04	2.17
1993	88.23	11.77	100	1.47	0.61	2.09	1.67	5.18	2.09
1994	85.92	14.08	100	0.99	0.62	1.61	1.15	4.39	1.61
1995	85.53	14.47	100	0.86	0.45	1.30	1.00	3.10	1.30
1996	84.99	15.01	100	0.59	0.43	1.02	0.69	2.89	1.02
1997	84.67	15.33	100	3.92	2.11	6.03	4.62	13.77	6.03
1998	88.46	11.54	100	10.41	2.93	13.34	11.76	25.40	13.34
1999	84.81	15.19	100	3.11	1.07	4.18	3.67	7.04	4.18
2000	82.14	17.86	100	2.91	1.03	3.94	3.54	5.76	3.94
2001	82.66	17.34	100	2.07	0.96	3.02	2.50	5.51	3.02
2002	80.78	19.22	100	2.19	1.48	3.67	2.71	7.68	3.67
2003	85.64	14.36	100	2.78	1.33	4.12	3.25	9.29	4.12

주: 가처분소득을 기준으로 추정된 결과임.

<표 IV-17> 여성가구주 가구의 연령대별 가구점유비 및 절대빈곤율 구성비(2003년 도시가계조사자료)

(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~
가구비중	0.86	4.12	3.67	7.63	12.51	17.00	18.00	13.00	9.09	14.10
절대빈곤가구중 구성비	0.00	4.12	0.00	9.81	18.14	14.74	6.23	7.90	14.02	25.05

나. 가구소비실태조사자료 분석결과

앞서 설명한 바와 같이 본절에서는 가구소비실태조사자료를 분석한 결과가 도시가계조사자료를 분석한 결과와 일관성을 유지하는지를 검토한다. 이를 통해 도시가계조사자료에 의한 추세분석 결과가 일반해로서 보편타당성을 가질 수 있음을 간접적으로 검증하였다.

1) 가구의 구성

가구소비실태조사자료를 분석한 결과에 따르면 자영업자가구의 비중이 약 25% 내외로서 도시가계조사자료의 경우(대체로 30% 수준)보다 상당히 낮다. 그런데 후자는 1인 가구와 비도시지역 거주 가구를 제외하고 있다. 비도시지역 거주가구에 대해서는 확인할 수 없다. 그렇지만 최소한 1인 가구에 대한 논의를 거친다면 가구유형별 가구구성비 측면에서 볼 때 상기의 2개 자료는 비슷한 구조를 가진다고 할 수 있다. 가구소비실태조사자료에 의하면 1996년과 2000년 현재 1인 가구 중 자영업자의 비율은 각각 16.96%와 16.52%로 매우 낮다²⁷⁾. 만약 자영업자 비율이 낮은 1인 가구를 표

27) <표>에 제시하지는 않았지만 2000년 현재 가구소비실태조사자료상 1인 가구 중 가구주의 연령이 60세 이상인 노인가구의 비중은 33.52%이다. 이는 최근의 핵가족화 및 노령화 현상에 따라 독거노인 가구가 증가하는 것을 반영하는 것으로 사료된다.

본에서 제외시킨다면 가구소비실태조사자료상의 자영업자가구비중은 각각 28.75%와 27.96%로 <표 IV-18>보다 훨씬 크다. 따라서 1인 가구를 제외하고 분석하면 도시가계조사자료를 분석한 결과와의 차이가 그만큼 작아질 것이다.

(완전)취업가구나 무직가구 등에 대한 비율을 보면 도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료 사이에 약간의 절대수준 차이는 있지만 변화추이는 유사하다.

<표 IV-18> 가구유형별 가구구성비(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	근로자			자영업자	계
	전체	무직	완전취업		
1996	73.25	11.39	61.86	26.75	100
2000	66.65	16.98	49.67	23.11	100

2) 가구유형별 절대빈곤 추정결과

가구소비실태조사자료를 분석한 결과, 절대빈곤율은 1996년 4.49%에서 2000년 11.84%로 크게 증가하였다. 같은 기간을 대상으로 도시가계조사자료를 분석한 결과에서는 절대빈곤율이 1.02%에서 3.94%로 증가하였다. 양자간에 절대수준 차이가 매우 크다. 그러나 절대빈곤율의 변화비율은 두 가지가 서로 비슷하다.

분석자료에 따라 절대빈곤율 추정치의 절대수준이 크게 차이를 보인 데에는 크게 두 가지 요인이 있는 것으로 추정된다. 첫째는, 절대빈곤율이 높은 노인가구의 비중이 높은 1인 가구의 포함 여부의 차이 때문이다. 둘째는, 자료조사방법상의 차이에 기인하는 것으로서, 가구소비실태조사자료는 일반서베이 방법에 의존하는 한편, 도시가계조사자료는 가계부와 유사한 형태를 가진 장부를 수시로 작성하면서 자료가 구축된다는 차이점을 가지고 있다. 일반적으로 기

역에 의존하는 일회성 서베이 방식의 조사방법으로는 자료의 정확성이 떨어지는 한편 한국노동패널자료에서와 같이 소득의 과소보고 경향이 있는 경우가 많다. <표 IV-21>과 <표 IV-2>를 비교해보면 도시가계조사자료의 평균가처분소득이 조금 더 높은 것을 알 수 있다. 바로 이러한 차이가 절대빈곤율의 차이, 즉 가구소비실태 조사자료에서 절대빈곤율이 더 크게 나타난 요인인 것으로 추정된다.

<표 IV-19> 가구유형별 절대빈곤율 구성비(가구소비실태조사자료)
(단위: %)

	근로자			자영업자	계
	전체	무직	완전취업		
1996	4.01	2.77	1.24	0.48	4.49
2000	8.96	6.20	2.76	1.67	11.84

<표 IV-20> 가구유형별 동일가구유형 내 절대빈곤율 비율(가구소비실태조사자료)
(단위: %)

	근로자			자영업자	평균
	전체	무직	취업		
1996	5.47	24.32	2.01	1.80	4.49
2000	13.44	36.51	5.55	7.24	11.84

<표 IV-21> 소득계층별 가처분소득 분포(가구소비실태조사자료)
(단위: 만원)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	501	1023	1369	1660	1918	2191	2483	2875	3480	5495	2299
2000	410	883	1248	1590	1903	2228	2612	3083	3816	7427	2520

평균적인 빈곤의 심각성을 나타내는 평균소득갭과 Sen지수에 대한 추정치는 도시가계조사자료를 분석한 경우와 대동소이하다. 즉,

<표 IV-22>는 1996년에 비해 절대빈곤층을 대상으로 한 평균적인 절대빈곤의 심각도는 2000년에 다소 개선되었지만, 절대빈곤율 자체가 크게 상승함에 따라 사회 전반에 걸친 빈곤문제의 심각성 (Sen지수)은 더 커졌음을 나타내어, 도시가계조사자료와 일치된 결과를 보여주고 있다.

이상과 같이 가구유형별 절대빈곤 문제에 대한 분석결과를 보면 도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료를 분석한 것이 사실상 질적으로 상호부합하는 결과를 보여주는 것으로 판단된다.

<표 IV-22> 절대빈곤율, 평균소득갭, 빈곤층 내 지니, Sen지수
(가구소비실태조사자료)

	절대빈곤율	평균소득갭	빈곤층 내 지니	Sen지수
1996	0.04493	0.79312	0.52029	0.04047
2000	0.11843	0.73243	0.47477	0.10178

3) 가구주 연령별 절대빈곤 추정결과

<표 IV-23>을 보면 60세 이상의 노인가구의 비중이 1996년에 비해 2000년에 크게 증가한 것을 볼 수 있다. 도시가계조사자료에서는 2000년 현재 가구주의 연령이 30대 후반과 40대 초반인 가구의 비중이 가장 높은 것으로 나타났지만 가구소비실태조사자료에서는 이와 달리 60세 이상 노인가구의 비중이 가장 높게 나타나 다소 차이를 보인다. <표 IV-23>에 의하면 1990년대 중반 이후 연령 40세를 기준으로 그보다 젊은 연령층은 가구비중이 줄어드는 반면 그 이상의 연령층 비중은 증가추세를 보이고 있다. 이런 결과는 도시가계조사자료를 분석한 결과(<표 IV-7>)에서 동일하게 나타나고 있다.

<표 IV-23> 가구주 연령별 가구구성비(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	계
1996	0.40	3.82	10.75	15.60	17.61	13.98	10.81	8.91	7.09	11.05	100
2000	0.43	2.25	7.40	11.68	15.22	16.18	12.65	10.39	7.42	16.38	100

도시가계조사자료의 경우와 마찬가지로 가구소비실태조사자료를 분석한 결과에서도 60세 이상의 노인가구의 절대빈곤율이 압도적으로 높은 것으로 분석되었다. 또한 표본의 수가 작아서 큰 의미를 부여하기 어려운 20대 이하의 연령층을 제외한다면, 2000년을 예로 들 때, 평균소득 수준이 가장 높은 50대 초반에서 절대빈곤율이 가장 낮은 것을 볼 수 있다. 이는 도시가계조사자료에서도 동일한 결과를 보여주고 있다.

<표 IV-24> 가구주 연령별 절대빈곤율 구성비(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	계
1996	0.09	0.14	0.11	0.22	0.46	0.32	0.27	0.21	0.32	2.34	4.49
2000	0.07	0.11	0.39	0.83	1.28	1.34	0.95	0.60	0.86	5.42	11.84

<표 IV-25> 가구주 연령별 동일연령대가구 내 절대빈곤율 분포
(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	평균
1996	23.64	3.55	1.07	1.41	2.60	2.31	2.53	2.38	4.53	21.17	4.49
2000	15.57	5.01	5.22	7.07	8.40	8.29	7.53	5.73	11.59	33.10	11.84

4) 가구원 수별 절대빈곤 추정결과

가구소비실태조사자료의 경우에도 1가구당 가구원 수는 감소하는 경향을 보이고 있다. 이는 4인 이상 가구의 경우 가구구성비가

하락한 반면에 3인 이하의 소수가구 비중이 증가하였기 때문이다.

절대빈곤율은 1996년에 비해 2000년에 크게 증가하였다. 2000년 현재 가구구성비는 3인 가구가 가장 높지만 절대빈곤율 분포는 1인 가구와 2인 가구에서 가장 높은 수준을 보여주었다. 즉, 2000년 현재 평균적으로 100가구 중 11.8가구가 절대빈곤가구로 분류되는데 이 중 약 3.5가구는 1인 가구, 3.0가구는 2인 가구가 차지하고 있다고 할 수 있다(<표 IV-27> 참조).

이와 같이 1~2인 가구에서 절대빈곤가구의 수가 가장 높은 빈도를 나타내는 것은 1인 가구와 2인 가구의 절대빈곤율 자체가 각각 23.13%와 15.59%로 매우 높기 때문이다. 2000년 현재 1인 가구 중 60세 이상의 노인가구는 33.52%에 이른다. 1인 빈곤가구 가운데 노인가구의 비율은 76.61%에 이를 정도로 매우 높다. 2인 가구의 경우에도 노인가구의 비율은 33.20%에 이르고 2인 빈곤가구 중 노인가구의 비율도 67.16%에 이른다. 이 같이 1~2인 가구에서 절대빈곤율이 높은 것은 바로 상당수가 절대빈곤에 속하는 노인가구의 비중이 매우 높기 때문이다. 이런 결과는 도시가계조사자료를 분석한 결과와도 일치한다.

그런데 6인 이상의 대가구의 경우에는 노인가구의 비중이 12.93%, 6인 빈곤가구 중 노인가구의 비중은 7.85%로 낮다. 이는 도시가계조사자료를 분석한 경우와 약간 차이를 보이는 것이지만 그 차이의 정도는 크지 않다.

<표 IV-26> 가구원 수별 가구구성비(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	1	2	3	4	5	6~	계
1996	12.90	16.92	21.92	33.45	10.32	4.50	100
2000	15.09	18.91	22.70	31.21	9.02	3.07	100

<표 IV-27> 가구원 수별 절대빈곤율 구성비(가구소비실태조사자료)
(단위: %)

	1	2	3	4	5	6~	계
1996	1.40	1.21	0.73	0.71	0.33	0.11	4.49
2000	3.49	2.95	1.93	2.48	0.74	0.25	11.84

<표 IV-28> 가구원 수별 동일가구유형 내 절대빈곤율 분포
(가구소비실태조사자료)

	1	2	3	4	5	6~	평균
1996	10.85	7.14	3.34	2.13	3.22	2.38	4.49
2000	23.13	15.59	8.49	7.96	8.26	8.12	11.84

5) 가구주 학력별 절대빈곤 추정결과

도시가계조사자료를 분석한 결과와 마찬가지로 가구소비실태조사자료의 경우에도 가구주의 학력이 고등학교인 경우가 전체의 약 40% 정도를 점유할 정도로 가장 높다. 전문대학 이상의 고학력층의 비중은 증가하였고 중학교 이하의 저학력층의 비중은 감소하였다.

학력별 절대빈곤율 추이를 보면 저학력층, 특히 중학교 이하로 갈수록 그 비율이 급격히 상승하는 패턴을 보인다. 가구소비실태조사자료는 경제위기를 전후하여 구축되었기 때문에 경제위기가 미친 영향을 분석하는 데 유용하다. 그러한 의미에서 볼 때 경제위기로 인해 절대빈곤율이 상승하였다고 할 수 있는데 이는 학력에 상관없이 절대빈곤율을 끌고루 상승시켰음을 알 수 있다. 도시가계조사자료를 분석한 결과와도 매우 유사하다.

<표 IV-29> 가구주 학력별 가구구성비(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	계
1996	4.13	11.37	15.35	42.90	6.20	17.39	2.65	100
2000	4.59	11.93	13.68	40.32	6.92	19.01	3.55	100

<표 IV-30> 가구주 학력별 절대빈곤율 구성비(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	평균
1996	1.58	1.04	0.61	0.92	0.11	0.20	0.03	4.49
2000	2.66	2.86	1.83	3.21	0.39	0.74	0.15	11.84

<표 IV-31> 가구주 학력별 동일가구유형 내 절대빈곤율(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	평균
1996	38.34	9.12	3.97	2.16	1.75	1.14	1.16	4.49
2000	58.01	24.01	13.40	7.97	5.62	3.89	4.10	11.84

6) 가구주 성별 절대빈곤 추정결과

가구소비실태조사자료를 분석한 결과에서도 여성가구주의 절대빈곤율이 압도적으로 높은 것으로 분석되었다. 가구구성비는 남성가구주가 여성가구주의 약 4배에 육박하지만 절대빈곤율 수준은 서로 비슷하다.

<표 IV-32> 가구주 성별 가구구성비, 절대빈곤율 구성비 및
동일유형 내 절대빈곤율 분포(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	가구구성비			가구주 성별 절대빈곤율 구성비			동일유형별 절대빈곤율		
	남자	여자	계	남자	여자	계	남자	여자	평균
1996	79.52	20.48	100	2.21	2.29	4.49	2.77	11.17	4.49
2000	78.11	21.89	100	6.72	5.13	11.84	8.6	23.41	11.84

이상에서 보듯이 가구소비실태조사자료를 이용하여 절대빈곤문제를 분석한 결과는 도시가계조사자료를 분석한 결과와 대동소이하다. 이는 자료의 대표성이 높은 가구소비실태조사자료를 분석한 결과가 도시가계조사자료를 분석한 결과와 별로 모순되지 않음을 나타내므로 절대빈곤문제를 연구함에 있어 도시가계조사자료 분석 결과를 사용하면 추세분석이 가능하다는 점 외에도 자료의 대표성도 확보할 수 있다는 시사점을 얻을 수 있다.

3. 상대빈곤

최저생계비에 대한 정의가 곤란하거나 또는 신뢰성이 낮을 경우, 국가간 빈곤문제 등을 비교하는 경우에는 절대빈곤율보다는 상대빈곤율에 대한 분석이 주류를 이룬다. 특히 OECD와 World Bank를 비롯하여, 유럽 각국에서 빈곤문제를 연구할 때 흔히 상대빈곤에 초점을 맞추는 것을 볼 수 있다.

상대빈곤문제의 경우에도 위의 경우와 마찬가지로 도시가계조사자료를 분석한 결과와 가구소비실태조사자료를 분석한 결과를 병렬한다. 각 가구 특성별 가구구성은 이미 제2절에서 절대빈곤을 논의할 때 관련 정보를 제공하였으므로 본절에서는 생략한다.

본절에서 상대빈곤율은 제1절 나항에서 제시한 동등소득(equivalent income)을 기초로 한다.

가. 도시가계조사자료 분석결과

1) 가구유형별 상대빈곤 추정결과

식 (IV-1)을 토대로 산출한 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)의 50%에 미달하는 가구의 비율, 즉 상대빈곤율을 추정해본 결과, 절대빈곤율에 비해 절대값이 다소 더 클 뿐, 본질적인 차이를 보이지는 않는 것으로 추정되었다.

앞에서 이미 여러 차례 반복하여 살펴보았듯이, 절대빈곤은 가구원 수별로 미리 책정된 최저생계비에 미달하는 가구로 정의되는 한편, 상대빈곤은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 동등소득을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구로 정의된다. 가구원 수가 증가할 경우 최저생계비도 증가하지만 증가율은 체감하는 구조로 되어 있다. 동등소득 산출시에도 가구원 수가 증가할 때 동등소득은 가구원 수의 제곱근으로 나누는 만큼 양자 간에 유사성을 발견할 수 있다. 그러나 본질적으로 두 가지 원칙은 각각 별개로 구성되는 것인 만큼 양자 간에 비례관계 또는 선형관계를 찾기는 어렵다. 그러므로 비록 절대빈곤율과 상대빈곤율의 변화추이 사이에 다소의 유사성이 발견되기는 하지만 이것은 어디까지나 빈곤율이라는 집계변수(aggregate variables)에 대한 것이지 결코 개별 가구나 개인 차원에서의 빈곤 여부를 결정하는 것과는 구분된다.

<표 IV-33> 가구유형별 상대빈곤율 구성비 및 중위수 소득
(도시가계조사자료, 가처분소득 기준)

(단위: %, 만원)

	근로자가구						자영업자	계	중위수 소득
	소계	무직(A)	부분취업 (B)	A+B	B+C	완전취업 (C)			
1982	3.24	0.32	0.45	0.77	2.92	2.47	1.79	5.02	158
1983	4.49	0.61	0.51	1.12	3.88	3.37	1.50	5.99	179
1984	5.09	0.69	0.54	1.23	4.40	3.86	1.39	6.48	201
1985	4.43	0.65	0.47	1.13	3.78	3.31	1.12	5.55	212
1986	4.57	0.62	0.19	0.81	3.95	3.77	1.18	5.75	243
1987	4.01	0.37	0.17	0.53	3.65	3.48	0.95	4.96	285
1988	4.28	0.6	0.24	0.84	3.68	3.44	0.75	5.03	342
1989	3.84	0.42	0.27	0.69	3.43	3.16	1.10	4.94	423
1990	3.31	0.22	0.70	0.92	3.09	2.39	0.51	3.82	506
1991	3.7	0.48	0.20	0.68	3.22	3.02	0.93	4.63	629
1992	3.11	0.30	0.23	0.53	2.81	2.58	1.12	4.22	730
1993	3.72	0.50	0.52	1.02	3.22	2.71	0.79	4.51	802
1994	3.79	0.57	0.83	1.40	3.22	2.39	0.91	4.70	920
1995	3.77	0.52	0.64	1.16	3.25	2.61	0.85	4.62	1,045
1996	3.99	0.69	0.58	1.26	3.31	2.73	1.19	5.18	1,175
1997	9.38	5.34	1.90	7.24	4.04	2.14	1.13	10.51	1,203
1998	12.84	7.03	4.28	11.31	5.81	1.53	2.00	14.84	1,050
1999	4.89	1.32	1.57	2.88	3.58	2.01	1.18	6.08	1,146
2000	5.13	1.37	1.47	2.84	3.76	2.29	1.48	6.61	1,267
2001	4.15	1.23	0.84	2.07	2.93	2.09	1.07	5.22	1,338
2002	5.31	1.49	0.87	2.36	3.82	2.94	1.51	6.81	1,448
2003	5.17	1.43	1.61	3.04	3.74	2.13	1.51	6.68	1,562

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)에 미달하는 가구의 비율임.

2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

<표 IV-34> 각 가구유형내 상대빈곤율 및 중위수 소득
(도시가계조사자료, 가처분소득 기준)

(단위: %, 만원)

	근로자가구						자영업자	전체 평균	중위수 소득
	소계	무직 (A)	부분취업 (B)	A+B	B+C	완전취업 (C)			
1982	4.79	4.69	11.2	7.10	4.80	4.35	5.51	5.02	158
1983	6.55	8.11	12.94	9.77	6.36	5.91	4.76	5.99	179
1984	7.27	8.65	18.92	11.38	7.10	6.52	4.63	6.48	201
1985	6.25	10.10	14.01	11.44	5.87	5.42	3.84	5.55	212
1986	6.47	8.95	5.21	7.67	6.21	6.27	4.00	5.75	243
1987	5.48	5.70	7.23	6.10	5.46	5.40	3.54	4.96	285
1988	5.92	11.59	17.86	12.89	5.49	5.23	2.69	5.03	342
1989	5.54	8.41	8.78	8.55	5.32	5.15	3.59	4.94	423
1990	4.79	4.37	13.88	9.18	4.82	4.04	1.67	3.82	506
1991	5.39	9.36	5.27	7.61	5.07	5.05	2.98	4.63	629
1992	4.58	6.13	6.95	6.46	4.46	4.32	3.46	4.22	730
1993	5.34	10.21	15.24	12.26	4.98	4.41	2.60	4.51	802
1994	5.53	10.17	14.66	12.42	5.12	4.17	2.90	4.70	920
1995	5.57	9.29	12.19	10.70	5.24	4.59	2.64	4.62	1,045
1996	5.99	11.63	10.74	11.21	5.44	4.93	3.56	5.18	1,175
1997	14.03	82.68	36.08	61.72	6.69	3.87	3.42	10.51	1,203
1998	19.8	91.67	37.90	59.65	10.16	3.33	5.70	14.84	1,050
1999	7.39	12.90	15.21	14.06	6.39	4.40	3.50	6.08	1,146
2000	7.84	12.54	17.36	14.65	6.90	4.97	4.28	6.61	1,267
2001	6.43	12.04	10.47	11.35	5.38	4.50	3.01	5.22	1,338
2002	8.01	13.31	15.98	14.19	6.93	5.93	4.47	6.81	1,448
2003	7.68	16.31	16.11	16.21	6.39	4.38	4.63	6.68	1,562

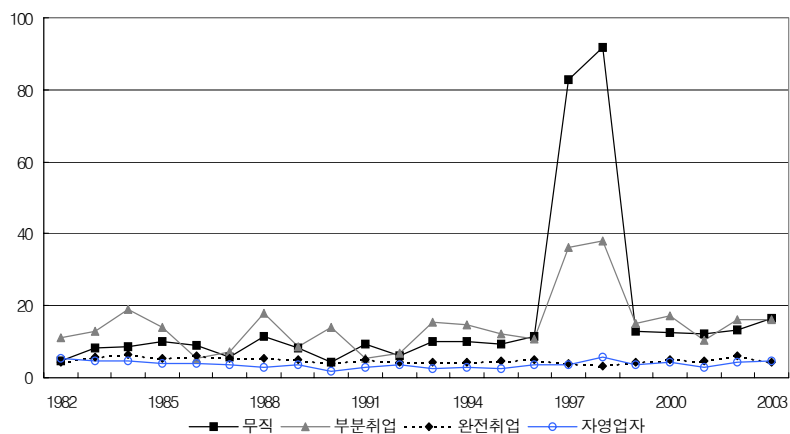
주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)에 미달하는 가구의 비율임.
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

극단적인 예를 들어, 가상적으로 어떤 집단에 대해 절대빈곤율과 상대빈곤율을 추정해본 결과 양자의 수치가 정확히 일치하였다고 하자. 그렇다면 절대빈곤과 상대빈곤은 최소한 이 집단에 대해서는 동일한 의미를 지닌다고 보아야 하는가? 이에 대한 대답은 분명히 ‘그렇지 않다’이다. 왜냐하면 비록 해당 집단의 경우 절대빈곤율과 상대빈곤율이 일치하였지만 누가 또는 어떤 가구가 빈곤으로 분류되었는지의 문제, 즉 모두 동일한 개인이나 가구가 두 가지 기준 모두에서 빈곤으로 분류되었다는 보장이 없기 때문이다. 만약 두 가지 기준에 의해 각기 분류된 빈곤개인 또는 빈곤가구가 일치하는 경우가 절대다수라면 모르지만 만약 그렇지 않은 경우에는 절대빈곤과 상대빈곤이 시사해주는 의미는 완전히 다를 수 있기 때문이다.

그러므로 본 연구에서도 상대빈곤과 절대빈곤의 차이를 보여주기 위해서는 별도의 분석이 요구된다. 이에 대해서는 다음 장에서 보다 자세히 논의하기로 한다.

[그림 IV-7] 가구유형별 상대빈곤율 추이(도시가계조사자료)

(단위: %)



[그림 IV-7]에서 보듯이 상대빈곤율은 가구유형별로 층을 이루고 있다. 무직가구가 가장 높은 수준의 상층부를 구성하고 있는 반면 완전취업근로자가구와 자영업자가구와 같은 취업가구는 최저층을 형성하고 있다. 부분취업가구는 그 사이에 있는데 다소 무직가구에 더 가까운 편이다.

상대빈곤율 기준으로 평균소득갭을 산출해보면 그 값이 경제위기 기간에는 0.33~0.36 정도이고 그 이외의 기간에는 0.16~0.20 수준이다. 절대빈곤율 기준의 평균소득갭(<표 IV-6> 참조)은 0.53~0.76 정도로 상대빈곤율의 경우보다 훨씬 높다. 상대빈곤율의 경우에서 평균소득갭이 더 작게 나타난 것은 명목소득을 가구원 수의 제공근으로 나누는 과정에서 동등소득의 편차가 줄어들었기 때문이다. 절대빈곤율에 기초한 평균소득갭의 경우에는 경제위기 기간에도 별다른 차이를 나타내지 않은 반면에 상대빈곤율의 경우에는 평균소득갭이 상대적으로 크게 변화했다.

빈곤층 내 지니계수의 경우에도 명목소득에 기초한 절대빈곤율에 의한 추정치보다 동등소득에 기초한 상대빈곤율에 의한 지니계수의 값이 훨씬 작다. 이것 역시 동등소득 산출과정에서 가구소득을 가구원 수의 제공근으로 나누는 과정에서 가구 간 동등소득의 편차가 줄어들었기 때문이다.

Sen지수 역시 절대빈곤율의 경우보다 상대빈곤율의 경우가 더 작은 값을 가진다. 그러나 양자 간의 차이는 평균소득갭이나 빈곤층 내 지니값의 경우보다는 작다. 이는 Sen지수의 경우 위의 두 가지 지수말고도 빈곤율이라는 또다른 변수가 추가되는데 빈곤율은 상대빈곤율이 절대빈곤율보다 더 높기 때문에 그러한 현상이 나타난 것으로 추정된다.

<표 IV-35> 상대빈곤율, 평균소득갭, 빈곤층 내 지니, Sen지수
(도시가계조사자료)

(단위: %)

	상대빈곤율	평균소득갭	빈곤층 내 지니	Sen지수
1982	0.05024	0.17512	0.09318	0.01266
1983	0.05986	0.15704	0.07763	0.01332
1984	0.06479	0.15705	0.08709	0.01493
1985	0.05551	0.16273	0.08975	0.01321
1986	0.05747	0.16841	0.09131	0.01404
1987	0.04962	0.18373	0.08797	0.01268
1988	0.05027	0.18270	0.09089	0.01292
1989	0.04942	0.16132	0.08312	0.01142
1990	0.03824	0.17292	0.09197	0.00952
1991	0.04630	0.14552	0.07249	0.00961
1992	0.04222	0.19855	0.09107	0.01147
1993	0.04510	0.17224	0.09160	0.01119
1994	0.04701	0.14951	0.08035	0.01024
1995	0.04624	0.17416	0.08622	0.01135
1996	0.05182	0.15724	0.07924	0.01161
1997	0.10513	0.33932	0.19891	0.04949
1998	0.14840	0.35494	0.20095	0.07191
1999	0.06076	0.17806	0.09450	0.01554
2000	0.06608	0.17549	0.08857	0.01642
2001	0.05221	0.16784	0.08570	0.01249
2002	0.06813	0.16838	0.08784	0.01645
2003	0.06683	0.19466	0.10359	0.01858

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)에 미달하는 가구의 비율임.
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

<표 IV-36> 소득10분위 계층별 평균동등가처분소득 분포
(도시가계조사자료)

(단위: 만원)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1982	75	101	119	135	150	168	191	219	265	395	182
1983	83	112	133	152	170	190	213	242	292	426	201
1984	93	126	150	171	190	214	241	276	330	477	227
1985	100	138	163	181	201	222	247	279	335	496	236
1986	115	156	182	209	232	257	289	327	390	558	271
1987	136	185	217	245	271	298	336	383	460	670	320
1988	163	224	260	293	324	362	404	457	537	767	379
1989	204	275	321	362	403	445	491	556	655	975	469
1990	255	342	395	439	484	530	589	659	770	1105	557
1991	315	422	487	542	599	659	722	811	946	1297	680
1992	362	495	571	635	700	762	838	932	1092	1512	790
1993	397	540	625	697	765	841	919	1025	1194	1699	870
1994	453	609	706	792	877	968	1066	1192	1381	1894	994
1995	511	688	800	895	993	1090	1204	1347	1568	2157	1125
1996	564	761	889	1004	1118	1238	1374	1537	1764	2430	1268
1997	387	700	866	1006	1136	1273	1412	1607	1884	2605	1288
1998	276	526	705	851	984	1111	1248	1421	1681	2395	1120
1999	526	722	852	968	1090	1209	1355	1545	1795	2538	1260
2000	574	793	943	1068	1196	1338	1518	1748	2050	3036	1426
2001	638	866	1003	1135	1271	1410	1587	1816	2147	3087	1496
2002	654	902	1063	1217	1362	1536	1743	2004	2355	3451	1629
2003	696	979	1169	1323	1480	1651	1855	2098	2474	3592	1732

주: 동등소득(equivalent income)은 소득금액을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

<표 IV-37> 가구주 연령별 상대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	계
1982	0.06	0.16	0.65	0.72	0.57	0.54	1.00	0.61	0.11	0.59	5.02
1983	0.33	0.09	0.71	0.73	0.62	0.84	1.02	0.57	0.25	0.83	5.99
1984	0.25	0.30	0.58	1.03	0.68	1.35	0.78	0.40	0.32	0.79	6.48
1985	0.05	0.11	0.62	1.06	0.78	0.91	0.49	0.46	0.37	0.7	5.55
1986	0.02	0.31	0.40	0.86	0.96	0.65	0.82	0.55	0.25	0.92	5.75
1987	0.12	0.12	0.30	0.77	1.07	0.71	0.45	0.47	0.34	0.62	4.96
1988	0.08	0.17	0.37	0.87	0.81	0.65	0.82	0.11	0.37	0.77	5.03
1989	0.04	0.15	0.55	1.12	0.72	0.50	0.61	0.40	0.33	0.50	4.94
1990	0.21	0.08	0.24	0.92	0.48	0.70	0.49	0.10	0.39	0.22	3.82
1991	0.13	0.16	0.27	0.8	0.69	0.68	0.50	0.50	0.25	0.66	4.63
1992	0.06	0.12	0.37	0.87	0.59	0.72	0.52	0.34	0.11	0.52	4.22
1993	0.15	0.14	0.26	0.69	0.77	0.72	0.24	0.26	0.30	0.98	4.51
1994	0.05	0.08	0.39	0.54	0.87	0.58	0.52	0.40	0.24	1.05	4.70
1995	0.02	0.14	0.35	0.53	0.93	0.43	0.44	0.26	0.49	1.03	4.62
1996	0.06	0.16	0.33	0.61	0.90	0.59	0.63	0.38	0.39	1.14	5.18
1997	0.14	0.37	0.49	0.97	1.35	0.85	1.13	0.78	0.84	3.60	10.51
1998	0.13	0.37	0.88	1.34	2.80	1.56	1.01	1.25	1.07	4.34	14.84
1999	0.02	0.06	0.45	0.63	1.37	0.68	0.69	0.48	0.51	1.18	6.08
2000	0.05	0.16	0.20	0.81	1.07	1.15	0.41	0.39	0.64	1.74	6.61
2001	0.00	0.13	0.17	0.47	0.44	0.97	0.70	0.41	0.40	1.54	5.22
2002	0.00	0.12	0.30	0.67	0.56	1.11	0.88	0.68	0.49	2.00	6.81
2003	0.01	0.05	0.14	0.73	0.89	0.95	0.75	0.44	0.42	2.29	6.68

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)에 미달하는 가구의 비율임.

2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

2) 가구주 연령별 상대빈곤 추정결과

가구주 연령별로 상대빈곤가구가 가장 많이 분포되어 있는 연령층은 단연 60세 이상의 노인가구이다. 2003년 현재 도시가계의 상대빈곤율은 6.68%인데 그 중 2.29%p가 노인가구로 구성되어 있다 (<표 IV-37> 참조). 이는 상대빈곤가구 가운데 노인빈곤가구의 점유비로 환산하면 34.28%로 전체의 약 1/3 수준이다. 절대빈곤의 경우에도 마찬가지로 상대빈곤의 경우에도 빈곤가구의 상당수가 노인가구로 구성되어 있는 것을 볼 때 ‘빈곤문제 = 노인문제’라고 해도 지나치지 않을 듯 하다. 더욱이 노인가구는 특성상 은퇴후의 가구가 대부분이고, 노령화 추세는 앞으로도 상당기간 동안 매우 빠른 속도로 진전될 것으로 예상되고 있다. 그러므로 향후에는 노인빈곤 문제가 빈곤문제의 큰 축을 차지할 것으로 보인다.

<표 IV-38>에서 보듯이 가구주 연령별 상대빈곤율은 60세 이상의 노인가구에서 다른 연령층과는 비교할 수 없을 정도로 매우 높은 수준을 보이는 것을 제외하고는 대체로 연령별 차이가 크지 않은 편이다. 이는 [그림 IV-8]과 [그림 IV-9]에서 보듯이 가구주 연령이 60세 이상인 노년층을 제외하고는 각 연령층의 상대빈곤율 곡선이 연령대별로 자주 교차하는 모습을 보이는 것으로부터 확인할 수 있다.

가구주 연령이 20대 초반 이하인 경우에도 상대빈곤율의 변화가 극심하면서 1990년대 초와 경제위기 기간에는 노인가구보다 오히려 더 높은 값을 가지기도 하였다. 그렇지만 이들 연령층의 경우에는 표본 수가 매우 작기 때문에 통계적으로 유의한 수준으로 받아들여지기 어렵다는 점에서 차이가 있다.

<표 IV-38> 가구주 연령별 동일가구유형 내 상대빈곤율 추이
(도시가계조사자료)

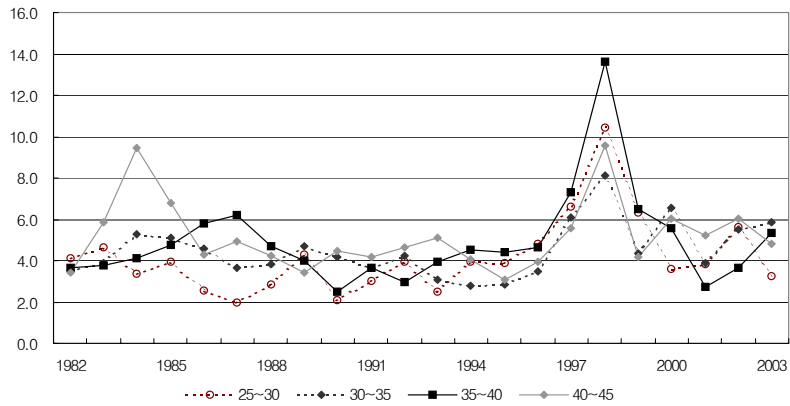
(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	평균
1982	10.00	3.30	4.09	3.54	3.65	3.44	8.19	9.05	2.77	15.68	5.02
1983	29.13	1.95	4.63	3.88	3.76	5.84	7.55	8.57	5.42	18.16	5.99
1984	19.19	5.73	3.35	5.30	4.09	9.45	6.83	5.75	7.64	23.89	6.48
1985	6.32	2.31	3.94	5.13	4.75	6.79	3.9	5.75	9.13	19.54	5.55
1986	2.94	7.65	2.57	4.58	5.77	4.30	6.31	7.14	5.47	25.01	5.75
1987	9.97	3.06	1.97	3.63	6.18	4.91	3.96	5.95	9.06	15.81	4.96
1988	12.82	5.31	2.82	3.85	4.70	4.25	6.87	1.27	10.58	20.11	5.03
1989	4.06	5.37	4.28	4.68	4.01	3.43	5.19	5.41	7.39	17.22	4.94
1990	23.55	2.78	2.08	4.18	2.52	4.46	3.97	1.23	8.48	6.90	3.82
1991	20.73	5.03	3.03	3.63	3.63	4.16	4.13	5.68	4.98	15.67	4.63
1992	14.36	4.12	3.93	4.24	2.94	4.63	4.11	3.78	2.11	12.34	4.22
1993	25.36	5.18	2.52	3.07	3.92	5.11	2.02	3.10	6.40	19.18	4.51
1994	9.92	3.78	3.92	2.77	4.50	4.07	4.19	4.27	3.88	15.48	4.70
1995	7.82	8.21	3.91	2.84	4.41	3.07	3.70	2.89	6.95	14.09	4.62
1996	14.11	8.06	4.79	3.45	4.65	3.93	4.92	3.73	5.24	13.77	5.18
1997	51.40	20.13	6.59	6.07	7.30	5.58	8.38	7.63	10.73	38.63	10.51
1998	62.79	25.42	10.43	8.11	13.6	9.58	9.59	13.25	14.77	51.63	14.84
1999	9.57	3.92	6.33	4.36	6.52	4.20	5.66	4.89	7.39	11.26	6.08
2000	17.44	10.57	3.57	6.53	5.55	6.03	3.34	3.59	8.45	15.31	6.61
2001	0.00	12.17	3.81	3.89	2.70	5.23	4.87	3.51	5.01	11.56	5.22
2002	0.00	10.64	5.65	5.53	3.65	6.01	6.12	5.87	6.21	14.74	6.81
2003	8.27	6.84	3.24	5.86	5.33	4.79	5.17	4.06	5.52	18.18	6.68

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)에 미달하는 가구의 비율임.
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

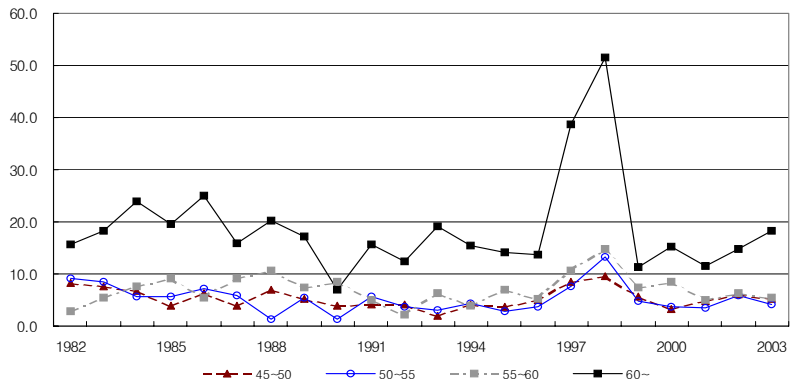
[그림 IV-8] 가구주 연령별 상대빈곤율 추이 I (도시가계조사자료)

(단위: %)



[그림 IV-9] 가구주 연령별 상대빈곤율 추이II(도시가계조사자료)

(단위: %)



3) 가구원 수별 상대빈곤 추정결과

가구원 수별 상대빈곤가구의 빈도를 시사해주는 <표 IV-39>를 보면 2000년 이후 상대빈곤율은 가구원 수가 증가할수록 낮아지는 패턴을 보이고 있다. 최근 들어 노령화가 급격히 진전되면서 가구원 수가 적어질수록 노인가구의 비중이 늘어나면서 상대빈곤율도

함께 상승하기 때문인 것으로 분석된다.

일례로 2인 가구의 경우 2003년 현재 가구주의 연령이 60세 이상인 노인가구의 비중은 34.80%이고, 가구원 수가 2인인 상대빈곤 가구 중에서 노인가구가 차지하는 비중은 59.03%에 이른다. 2000~2002년의 2인 가구 중 노인가구의 비중은 각각 31.22%, 36.02%, 35.31%로 전체의 1/3 수준인데, 2인 상대빈곤가구 가운데 노인가구가 차지하는 비중은 각각 54.57%, 64.58%, 55.09%로 매우 높은 점유비를 나타내고 있다.

<표 IV-40>은 가구원 수별로 동일가구 내 상대빈곤율 분포를 보여주고 있다. 이 표에서는 다음과 같은 특징을 발견할 수 있다.

2인 가구의 경우 상대빈곤율이 점차 증가추세에 있다는 점이다. 물론 1997~1998년의 경제위기 기간에는 예외적으로 2인 가구를 비롯하여 모든 가구의 상대빈곤율이 일시적·예외적으로 크게 초과상승(overshooting)하였다. 이것만 제외한다면 2인 가구에서의 상대빈곤율은 완만하게 상승하는 추세를 보였다고 할 수 있다. 이는 핵가족화와 급격한 인구의 노령화 현상이 가속화되면서 2인 가구를 비롯한 소수가구의 경우 노인가구의 비중이 크게 확대되고 있는 것과 관련이 깊다. 과거처럼 노인가구의 비중이 작았던 때에는, 비록 노인가구의 상대빈곤율이 매우 높다고 하더라도, 노인가구의 비중 자체가 작기 때문에 전체적으로 소수가구에서의 상대빈곤율이 높지 않았다. 그러나 최근에는 소수가구를 중심으로 노인가구의 비중이 상승하면서 소수가구의 상대빈곤율도 상승하는 추세를 보이고 있다. 이러한 추세는 [그림 IV-10]에서 1997~1998년 기간을 제외할 때 2인 가구의 상대빈곤율 곡선이 완만하게 우상향하는 기울기를 가지고 있음으로부터 확인할 수 있다.

<표 IV-39>와 <표 IV-40>에 나타난 가구원 수별 상대빈곤율에 대한 분석결과는 앞에서 절대빈곤을 분석한 경우와 대동소이한 결과를 보여주고 있다.

<표 IV-39> 가구원 수별 상대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)

(단위: %)

	2	3	4	5	6	7	8~	계
1982	0.54	1.02	0.94	1.13	0.75	0.32	0.32	5.02
1983	0.55	1.10	1.25	1.35	1.03	0.23	0.47	5.99
1984	0.40	1.48	1.84	1.45	0.87	0.09	0.34	6.48
1985	0.53	1.12	1.49	1.33	0.86	0.22	0.00	5.55
1986	0.56	1.01	2.01	1.05	0.75	0.14	0.23	5.75
1987	0.67	0.92	1.41	1.26	0.53	0.13	0.04	4.96
1988	0.83	1.03	1.84	0.65	0.37	0.27	0.03	5.03
1989	0.65	0.81	1.75	1.00	0.60	0.06	0.07	4.94
1990	0.47	0.84	1.41	0.55	0.24	0.18	0.14	3.82
1991	0.54	1.06	1.47	0.95	0.34	0.14	0.14	4.63
1992	0.47	1.21	1.12	0.89	0.31	0.10	0.11	4.22
1993	0.92	0.88	1.46	0.75	0.31	0.13	0.05	4.51
1994	0.95	0.89	1.70	0.90	0.07	0.14	0.04	4.70
1995	0.86	1.20	1.39	0.82	0.25	0.11	0.00	4.62
1996	1.18	1.47	1.54	0.70	0.04	0.15	0.10	5.18
1997	3.74	3.30	2.39	0.69	0.39	0.00	0.00	10.51
1998	4.74	3.91	4.03	1.59	0.47	0.05	0.04	14.84
1999	1.45	1.67	1.93	0.81	0.22	0.00	0.0	6.08
2000	1.92	1.69	2.22	0.55	0.11	0.08	0.04	6.61
2001	1.68	1.55	1.29	0.47	0.12	0.04	0.08	5.22
2002	2.42	1.90	1.72	0.53	0.18	0.00	0.07	6.81
2003	2.70	1.47	1.72	0.42	0.23	0.15	0.00	6.68

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)에 미달하는 가구의 비율임.

2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

<표 IV-40> 가구원 수별 동일가구유형 내 상대빈곤율 비율
(도시가계조사자료)

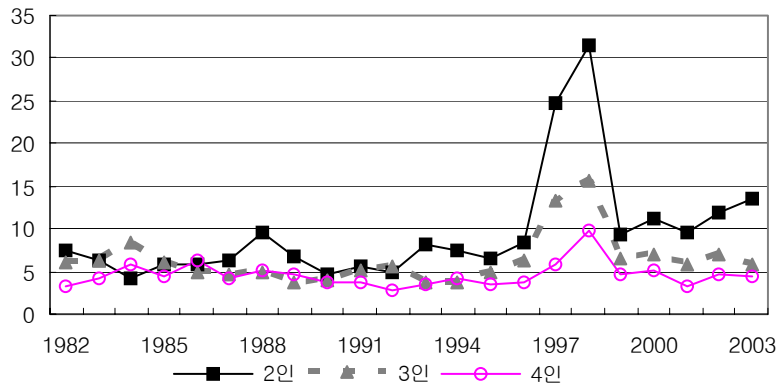
(단위: %)

	2	3	4	5	6	7	8~	평균
1982	7.44	6.10	3.16	4.95	5.45	5.32	9.01	5.02
1983	6.25	6.32	4.29	6.15	7.83	3.96	13.15	5.99
1984	4.13	8.40	5.90	6.18	8.01	2.16	11.99	6.48
1985	5.75	6.16	4.55	5.86	7.89	5.19	0.00	5.55
1986	5.83	4.90	6.36	4.89	6.94	3.36	13.09	5.75
1987	6.21	4.59	4.21	5.64	6.74	3.11	2.89	4.96
1988	9.47	4.79	5.05	3.13	4.46	9.50	2.46	5.03
1989	6.76	3.76	4.56	5.36	7.13	2.48	7.74	4.94
1990	4.72	3.94	3.81	2.79	2.85	7.20	11.49	3.82
1991	5.49	5.04	3.81	4.77	4.49	6.40	12.42	4.63
1992	4.84	5.57	2.80	4.77	4.47	5.34	12.44	4.22
1993	8.26	3.76	3.45	4.94	5.92	7.88	5.63	4.51
1994	7.52	3.68	4.22	5.62	1.66	8.70	4.90	4.70
1995	6.51	4.98	3.39	5.45	5.37	7.37	0.00	4.62
1996	8.38	6.22	3.62	4.80	1.29	11.79	18.19	5.18
1997	24.67	13.37	5.80	5.44	8.88	0.00	0.00	10.51
1998	31.40	15.64	9.80	11.71	12.86	4.36	13.58	14.84
1999	9.44	6.64	4.67	6.14	6.00	0.00	0.00	6.08
2000	11.19	7.10	5.21	4.97	2.82	6.46	12.13	6.61
2001	9.55	5.80	3.22	4.16	3.66	4.22	19.63	5.22
2002	11.93	7.04	4.57	4.76	5.87	0.00	23.02	6.81
2003	13.60	5.79	4.32	3.73	7.82	19.85	0.00	6.68

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)에 미달하는 가구의 비율임.
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

[그림 IV-10] 가구원 수별 절대빈곤율 추이(도시가계조사자료)

(단위: %)



4) 가구주 학력별 상대빈곤 추정결과

가구주 학력별 상대빈곤율 분포도 절대빈곤율의 경우와 크게 다르지 않다. 고학력층으로 갈수록 상대빈곤율이 낮아지는 반면 저학력으로 갈수록 상대빈곤율이 높아지는 구조를 보이고 있다(<표 IV-42> 참조). 물론 절대빈곤율로는 가구구성비가 높은 고등학교 학력의 경우에서 상대빈곤가구를 가장 많이 발견할 수 있다. 2003년 현재 상대빈곤율은 6.68%인데 그 가운데 고등학교 학력의 상대빈곤율은 2.48%p로서 전체의 약 37.1%를 차지하고 있다.

절대빈곤의 경우와 마찬가지로 학력별 상대빈곤율을 시계열적으로 이어보면 학력이 낮을수록 상대빈곤율 곡선이 상방에 위치하고 학력이 낮을수록 하방에 위치한다. 이런 특징은 고등학교 이하의 학력에서 더욱 뚜렷하게 나타난다. 다만 전문대학 이상의 고학력층에서는 상대빈곤율 곡선이 학력별로 자주 교차한다.

<표 IV-41> 가구주 학력별 상대빈곤율 구성비(도시가계조사자료)

(단위:%)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	계
1985	0.63	2.33	1.71	0.86	0.02	0.00	0.00	5.55
1986	0.86	2.75	1.47	0.54	0.07	0.06	0.00	5.75
1987	0.68	2.01	1.37	0.90	0.00	0.00	0.00	4.96
1988	0.83	1.52	1.58	1.05	0.03	0.02	0.00	5.03
1989	0.83	1.40	1.16	1.28	0.10	0.14	0.03	4.94
1990	0.28	1.35	0.96	1.04	0.00	0.12	0.06	3.82
1991	0.51	1.63	1.07	1.33	0.00	0.09	0.01	4.63
1992	0.30	1.15	1.12	1.41	0.14	0.11	0.00	4.22
1993	0.46	1.27	0.88	1.48	0.07	0.35	0.00	4.51
1994	0.68	1.27	0.88	1.33	0.17	0.32	0.05	4.70
1995	0.39	1.59	0.99	1.23	0.14	0.25	0.02	4.62
1996	0.68	1.40	0.99	1.66	0.06	0.36	0.02	5.18
1997	0.81	2.63	2.01	3.36	0.46	1.13	0.10	10.51
1998	1.02	2.89	3.36	5.67	0.32	1.45	0.11	14.84
1999	0.56	1.14	1.74	2.16	0.20	0.28	0.00	6.08
2000	0.42	1.70	1.51	2.37	0.28	0.30	0.02	6.61
2001	0.27	1.08	1.44	2.03	0.14	0.21	0.04	5.22
2002	0.51	1.71	1.45	2.58	0.31	0.24	0.02	6.81
2003	0.54	1.72	1.36	2.48	0.18	0.40	0.00	6.68

저학력층일수록 학력 간 상대빈곤율 곡선 간의 거리가 멀다. 이는 절대빈곤율 곡선의 경우에도 마찬가지이다. 이는 곧 학력이 낮을수록 교육의 한계소득가득률이 더 높아진다는 것을 간접적으로 시사하는 것으로 사료된다. 왜냐하면 무학에서 초등학교 수준의 교육을 받을 경우 추가적으로 얻게 되는 취업 자체는 물론이고 보다 높은 보수를 제공하는 직종에 취업할 수 있는 가능성이 높아지면서 빈곤율 자체도 크게 떨어지기 때문이다. 이러한 경향은 점차 학력수

준이 높아질수록 빈곤율에 대한 한계교육효과(marginal education effects)는 점차 작아진다고 할 수 있다.

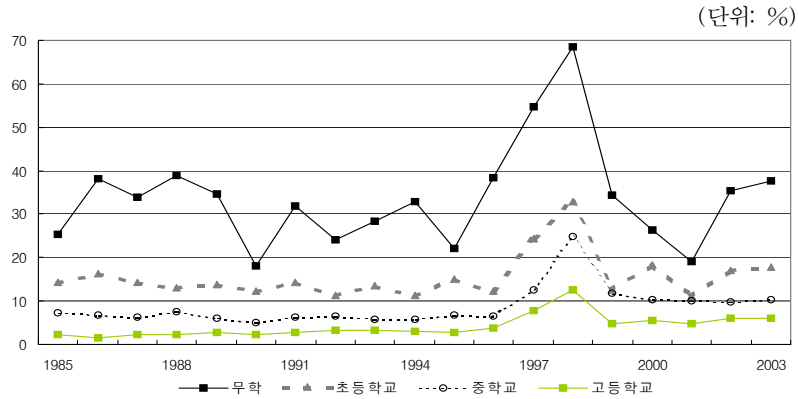
가구주 학력별 상대빈곤율의 경우에도 절대빈곤율의 경우와 대동소이한 모습을 보이고 있다.

<표 IV-42> 가구주 학력별 동일가구유형 내 상대빈곤율
(도시가계조사자료)

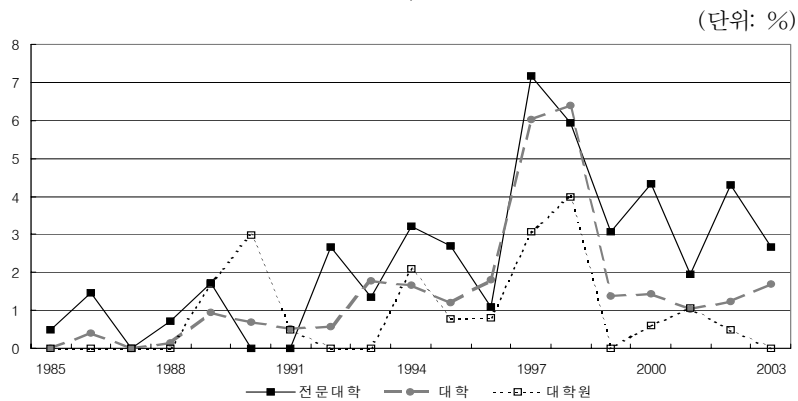
(단위:%)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	계
1985	25.26	14.25	7.31	2.26	0.49	0.00	0.00	5.55
1986	38.07	16.2	6.71	1.41	1.46	0.40	0.00	5.75
1987	33.77	14.26	6.38	2.21	0.00	0.00	0.00	4.96
1988	38.92	13.00	7.42	2.37	0.71	0.14	0.00	5.03
1989	34.74	13.74	6.10	2.80	1.73	0.94	1.69	4.94
1990	18.01	12.24	4.97	2.33	0.00	0.69	2.97	3.82
1991	31.97	14.41	6.25	2.85	0.00	0.52	0.50	4.63
1992	24.04	11.38	6.60	3.17	2.67	0.56	0.00	4.22
1993	28.44	13.46	5.80	3.21	1.35	1.78	0.00	4.51
1994	32.80	11.25	5.84	2.99	3.22	1.67	2.08	4.70
1995	22.14	14.97	6.80	2.78	2.70	1.21	0.76	4.62
1996	38.35	12.37	6.62	3.84	1.08	1.81	0.79	5.18
1997	54.72	24.46	12.48	7.81	7.17	6.01	3.07	10.51
1998	68.50	32.86	24.85	12.58	5.94	6.38	3.98	14.84
1999	34.25	12.60	11.69	4.83	3.07	1.37	0.00	6.08
2000	26.39	18.25	10.29	5.54	4.33	1.42	0.61	6.61
2001	19.18	11.03	10.09	4.67	1.96	1.04	1.07	5.22
2002	35.47	16.98	9.90	5.95	4.29	1.23	0.50	6.81
2003	37.58	17.88	10.28	5.98	2.68	1.69	0.00	6.68

[그림 IV-11] 가구주 학력별 동일가구유형 내 상대빈곤율 추이 I
(도시가계조사자료, 동등소득 기준)



[그림 IV-12] 가구주 학력별 동일가구유형 내 상대빈곤율 추이 II
(도시가계조사자료, 동등소득 기준)



5) 가구주 성별 상대빈곤 추정결과

상대빈곤율의 경우에도 절대빈곤율의 경우와 마찬가지로, 여성가
구주 가구가 남성가구주 가구보다 월등히 높은 수준의 상대빈곤율
을 보이고 있다. 이는 필연적으로 여성들의 경제활동참가율과 실업
률이 높은 반면 남자에 비해 상대적으로 학력수준이 낮기 때문에
일반적으로 평균적인 소득수준이 낮기 때문이다. 더욱이 여자의 경

<표 IV-43> 가구주 성별 가구구성비, 상대빈곤율 구성비 및 가구 내 상대빈곤율 비율(도시가계조사자료)

(단위: %)

	가구주 성별 가구 구성비			가구주 성별 상대빈곤율 구성비			가구주 성별 가구 내 상대빈곤율 비율		
	남자	여자	계	남자	여자	계	남자	여자	평균
1982	85.60	14.40	100	3.54	1.48	5.02	4.14	10.30	5.02
1983	83.57	16.43	100	4.16	1.83	5.99	4.97	11.14	5.99
1984	83.27	16.73	100	4.72	1.76	6.48	5.67	10.50	6.48
1985	86.97	13.03	100	3.92	1.63	5.55	4.51	12.49	5.55
1986	84.65	15.35	100	3.14	2.61	5.75	3.71	16.99	5.75
1987	85.87	14.13	100	2.80	2.17	4.96	3.26	15.33	4.96
1988	87.21	12.79	100	3.14	1.89	5.03	3.60	14.78	5.03
1989	86.21	13.79	100	3.19	1.75	4.94	3.70	12.68	4.94
1990	86.9	13.10	100	2.26	1.57	3.82	2.60	11.97	3.82
1991	86.45	13.55	100	3.12	1.51	4.63	3.61	11.15	4.63
1992	87.53	12.47	100	2.75	1.48	4.22	3.14	11.84	4.22
1993	88.23	11.77	100	3.14	1.37	4.51	3.55	11.68	4.51
1994	85.92	14.08	100	3.02	1.68	4.70	3.51	11.95	4.70
1995	85.53	14.47	100	2.90	1.73	4.62	3.39	11.92	4.62
1996	84.99	15.01	100	3.32	1.87	5.18	3.90	12.43	5.18
1997	84.67	15.33	100	6.80	3.71	10.51	8.03	24.22	10.51
1998	88.46	11.54	100	11.22	3.62	14.84	12.68	31.38	14.84
1999	84.81	15.19	100	4.43	1.65	6.08	5.22	10.87	6.08
2000	82.14	17.86	100	4.70	1.91	6.61	5.72	10.68	6.61
2001	82.66	17.34	100	3.48	1.74	5.22	4.21	10.04	5.22
2002	80.78	19.22	100	3.89	2.92	6.81	4.82	15.19	6.81
2003	85.64	14.36	100	4.54	2.14	6.68	5.31	14.90	6.68

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득(median income)에 미달하는 가구의 비율임.
 2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값임.

우에는 혼인, 출산, 육아 등의 부담에 따라 적극적으로 노동시장에 참여하기 어렵다는 현실적인 제약도 결과적으로 여성가구주 가구의 소득수준을 떨어뜨리고 중국적으로는 여성가구주 가구의 빈곤율을 높이는 결과를 가져다 준다고 할 수 있다.

성별 상대빈곤율의 경우에도 절대빈곤율의 경우와 대동소이한 결과를 보여주고 있다.

나. 가구소비실태조사자료 분석결과

1) 가구유형별 상대빈곤 추정결과

가구소비실태조사자료를 분석한 결과, 동등가처분소득을 기준으로 중위수 소득의 50% 수준보다 소득이 작은 가구의 비율을 나타내는 상대빈곤율은 1996년 10.92%에서 2000년 15.01%로 약 4%p 증가한 것으로 나타났다. 이는 동등가처분소득의 분포를 기준으로 할 때 중위수 소득에 비해 저소득층으로 분류되는 분포의 좌측 꼬리부분이 두터워졌음을 나타낸다.

1996년과 2000년 사이에 가구유형별로는 자영업자가구와 무직가구의 경우 상대빈곤율 구성비, 즉 빈도가 상승하였으나 취업근로자가구의 경우에는 오히려 4.27%에서 3.73%로 소폭 하락하였다. 도시가계조사자료를 분석한 경우(<표 IV-33> 참조)에서도 이와 유사한 결과를 보였다.

그러나 동일가구유형 내 상대빈곤율의 변화추이를 보면, 취업근로자가구와 자영업자가구의 경우에는 상대빈곤율이 소폭 상승한 반면에 무직가구의 경우에는 오히려 47.52%에서 45.29%로 소폭 하락하였다. 도시가계조사자료를 분석한 경우(<표 IV-34> 참조)에서는 무직가구와 (완전)취업근로자가구, 자영업자가구 모두에서 1996년과 2000년 사이에 상대빈곤율이 소폭 상승하여 약간 차이를 보였다. 그러나 이러한 차이가 도시가계조사자료와 가구소비실태조

사자료를 분석한 결과에 대한 본질적인 차이를 나타낼 정도로 큰 것은 아닌 것으로 사료된다.

1996년과 2000년의 평균소득값은 소폭 상승하였는데 이는 평균적으로 빈곤가구의 빈곤의 심각성이 다소 악화되었음을 나타낸다. 이는 도시가계조사자료를 분석한 경우와도 변화방향이 일치한다. Sen지수의 경우에도 소폭 상승하여 총체적인 빈곤의 심각성이 다소 커졌음을 나타낸다. 이 경우에도 도시가계조사자료와 변화의 방향이 일치한다. 다만 빈곤층 내 지니계수의 경우에는 도시가계조사자료의 경우에는 소폭 상승한 데 비해 가구소비실태조사자료 분석 결과에서는 소폭 하락하여 대조를 이룬다. 그러나 빈곤층 내 지니계수의 변화폭이 매우 작기 때문에 사실상 그러한 차이가 유의하지는 않은 것으로 보인다(이상 <표 IV-35>와 <표 IV-46> 참조).

<표 IV-44> 가구유형별 상대빈곤율 구성비 및 중위수 가치분소득 (가구소비실태조사자료)

(단위: %, 만원)

	근로자			자영업자	계	중위수 소득
	전체	무직	취업			
1996	9.68	5.41	4.27	1.24	10.92	1,152
2000	11.42	7.69	3.73	2.05	15.01	1,190

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구를 대상으로 산출
 2. 동등가처분소득은 가치분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

<표 IV-45> 가구유형별 동일가구유형 내 상대빈곤율 비율 (가구소비실태조사자료)

(단위: %, 만원)

	근로자			자영업자	평균	중위수 소득
	전체	무직	취업			
1996	13.21	47.52	6.90	4.65	10.92	1,152
2000	17.14	45.29	7.51	8.86	15.01	1,190

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구를 대상으로 산출
 2. 동등가처분소득은 가치분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

<표 IV-46> 상대빈곤율, 평균소득갭, 빈곤층내 지니, Sen지수
(가구소비실태조사자료)

	상대빈곤율	평균소득갭	빈곤층내 지니	Sen 지수
1996	0.10920	0.33020	0.20678	0.05118
2000	0.15007	0.33909	0.19954	0.07068

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구를 대상으로 산출
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

중위수 동등가처분소득은 1996년과 2000년이 각각 1,152만원과 1,190만원으로 평균 동등가처분소득보다 약 140만원 정도씩 적다. 상대빈곤가구는 동등가처분소득이 위의 중위수 소득에 미달하는 가구로 정의된다. 그러므로 <표 IV-47>을 보면 대체로 상대빈곤가구를 구분하는 기준점은 소득 2분위에 속한다고 추정할 수 있다. 실제로 1996년의 상대빈곤율은 10.92%인만큼 상대빈곤가구는 2분위 가구 중 하위가구까지라고 할 수 있다. 2000년에는 상대빈곤율이 15.01%이므로 빈곤가구의 구분은 2분위 중간층까지라고 할 수 있다.

<표 IV-47> 소득계층별 동등가처분소득 분포(가구소비실태조사자료)
(단위: 만원)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	평균
1996	369	660	824	953	1,085	1,216	1,373	1,581	1,881	2,991	1,293
2000	321	592	784	947	1,108	1,279	1,465	1,710	2,103	4,040	1,435

주: 동등가처분소득(equivalent disposable income) 기준임. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

2) 가구주 연령별 상대빈곤 추정결과

1996년과 2000년 기간 동안 상대빈곤율 구성은 가구주 연령이 30세 이상인 경우에 대해 모두 상승하였다. 1996년 현재 60세 이상 가구의 상대빈곤 구성비는 4.79%로 전체 상대빈곤율 10.92% 중 절반에 조금 못 미치는 43.86%이다. 2000년에는 전체 상대빈곤가구 중 60세 이상의 노인가구 점유비는 46.77%로 소폭 상승하였다.

1996~2000년 사이에 60세 이상의 노인가구의 상대빈곤율 구성비는 2.23%p 상승하였다. 전체 상대빈곤율 상승폭이 4.09%p에 이르는 만큼 노인빈곤가구의 구성비 증가가 전체 상대빈곤율 상승에 미친 효과는 약 55% 수준으로 절반이 조금 넘는 수준이다. 이는 경제위기를 거치면서 노인층에서의 빈곤문제가 매우 심각해지면서 경제 전체의 빈곤율 상승을 주도하고 있음을 시사한다(<표 IV-48> 참조).

<표 IV-48> 가구주 연령별 상대빈곤율 구성비(가구소비실태조사자료)
(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	계
1996	0.19	0.51	0.58	0.66	1.07	0.91	0.67	0.68	0.85	4.79	10.92
2000	0.14	0.26	0.53	0.97	1.47	1.54	1.18	0.81	1.09	7.02	15.01

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구를 대상으로 산출
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

연령별 동일가구 내 상대빈곤율은 60세 이상 가구가 42~43% 수준으로 노인가구 10가구 중 평균 4가구 정도가 상대빈곤가구로 분류되는 것으로 추정되었다. 도시기계조사자료의 결과에 의하면 1996년과 2000년의 60세 이상 노인가구의 상대빈곤율은 각각 13.77%와 15.31%로 가구소비실태조사자료 분석결과와는 매우 큰 차이를 보인다. 그런데 이런 차이는 상당 부분은 1인 가구 포함 여부에 의한 차이인 것으로 보인다. 앞서서도 살펴보았듯이 1인 가구

의 경우에는 33.52%가 60세 이상인 노인가구로 구성되어 있다. 노인가구 가운데에서도 특히 독거노인 가구의 빈곤율이 더 높다. 그러므로 도시가계조사자료처럼 1인 가구를 표본에서 제외하면 60세 이상 가구에서의 상대빈곤율은 그만큼 떨어질 것으로 보인다.

추정결과의 절대수준은 서로 차이가 있지만 연령별 상대빈곤에 대해 가구소비실태조사자료를 분석한 결과와 도시가계조사자료를 분석한 결과는 서로 모순되지는 않는 것으로 판단된다.

<표 IV-49> 가구주 연령별 동일연령대가구 내 상대빈곤율 분포
(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	~20	20~25	25~30	30~35	35~40	40~45	45~50	50~55	55~60	60~	평균
1996	46.93	13.40	5.42	4.22	6.10	6.54	6.19	7.66	12.05	43.32	10.92
2000	33.50	11.40	7.14	8.31	9.67	9.49	9.35	7.79	14.73	42.83	15.01

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구를 대상으로 산출
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

3) 가구원 수별 상대빈곤 추정결과

도시가계조사자료를 이용하여 분석한 가구원 수별 상대빈곤율의 패턴을 보면 가구원 수가 적을수록 동일가구유형 내 상대빈곤율이 더 높을 뿐만 아니라 상대빈곤가구의 구성비 역시 높아지는 것을 볼 수 있다. 이러한 패턴은 가구소비실태조사자료를 분석한 결과에서도 동일하게 관찰되고 있다.

<표 IV-50> 가구원 수별 상대빈곤율 구성비(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	1	2	3	4	5	6	7	8~	계
1996	3.46	2.96	1.90	1.68	0.66	0.22	0.02	0.01	10.92
2000	5.20	3.99	2.38	2.49	0.73	0.18	0.04	-	15.01

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구를 대상으로 산출
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

<표 IV-51> 가구원 수별 동일가구유형 내 상대빈곤율 분포
(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	1	2	3	4	5	6	7	8~	평균
1996	26.83	17.51	8.65	5.03	6.39	6.74	2.52	5.63	10.92
2000	34.43	21.09	10.51	7.98	8.06	7.50	8.68	-	15.01

주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구를 대상으로 산출
2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

4) 가구주 학력별 상대빈곤 추정결과

분석대상 측면에서는 절대빈곤율과 상대빈곤율, 분석자료 측면에서는 도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료의 여부를 불문하고 가구주의 학력수준이 높아질수록 빈곤율은 급격히 낮아지는 패턴을 보인다는 점에서 공통점을 지닌다. 이는 단순히 학력수준별 빈곤율 구성비에서 뿐만 아니라 동일학력가구 내 빈곤율의 경우도 마찬가지이다.

<표 IV-52> 가구주 학력별 상대빈곤율 구성비(가구소비실태조사자료)
(단위: %)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	평균
1996	2.85	2.71	1.63	2.69	0.34	0.60	0.10	10.92
2000	3.25	3.73	2.33	4.04	0.48	1.01	0.17	15.01

<표 IV-53> 가구주 학력별 동일가구유형 내 상대빈곤율
(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	무학	초등학교	중학교	고등학교	전문대학	대학	대학원	평균
1996	69.05	23.84	10.61	6.28	5.41	3.44	3.78	10.92
2000	70.88	31.26	17.02	10.01	6.98	5.30	4.80	15.01

5) 가구주 성별 상대빈곤 추정결과

가구주 성별 분석결과에서도 상대빈곤율 분석과 절대빈곤율 분석, 그리고 도시가계조사자료 분석결과와 가구소비실태조사자료 분석결과를, 추정치의 절대값이 다소 차이를 보일 뿐, 본질적인 차이는 없는 것으로 판단된다.

<표 IV-54> 성별 가구구성비, 상대빈곤율 구성비 및 동일유형 내 상대빈곤율 분포(가구소비실태조사자료)

(단위: %)

	가구주 성별 가구구성비			가구주 성별 상대빈곤율 구성비			동일유형 내 상대빈곤율 분포		
	남자	여자	계	남자	여자	계	남자	여자	평균
1996	79.52	20.48	100	5.31	5.61	10.92	6.68	27.40	10.92
2000	78.11	21.89	100	8.13	6.88	15.01	10.41	31.42	15.01

- 주: 1. 상대빈곤율은 동등가처분소득(equivalent disposable income)을 기준으로 중위수 소득에 미달하는 가구를 대상으로 산출
 2. 동등가처분소득은 가처분소득을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 소득임.

V. 빈곤율 분석 II : 비교분석

1. 절대빈곤과 상대빈곤의 차이

가. 상대빈곤 기준 설정 변경시의 빈곤율 비교

제IV장 제2~3절의 연구결과를 놓고 볼 때 단순히 수치상으로는 절대빈곤과 상대빈곤 간에 실질적인 구분이 어렵다. 그리고 도시가 계조사자료를 분석한 결과와 가구소비실태조사자료를 분석한 결과 사이에서도 일부의 몇 가지 사례를 제외하고는 본질적인 차이는 없는 것으로 보인다.

절대빈곤을 구분하는 데 사용되는 최저생계비가 생물학적인 생존을 위해 필요한 최소한의 소득에 미달하는 경우로 정의되지 않고, 다분히 일정 부분의 문화적 여유까지 고려하여 최저생계비가 책정된다. 따라서 용어(terminology)상 절대빈곤이라고 하더라도 사실은 주어진 조건이 무엇이든지 불변의 의미를 지니는 것이 아니라 상황이나 여건에 따라 상대적으로 최저생계비가 책정되는 만큼 절대빈곤도 사실상 상대적인 개념을 지니고 있다. 절대빈곤이라고 하더라도 상대빈곤의 경우와 비교해볼 때, 최소한 평균적인 수치상으로는 별다른 차이를 느낄 수 없는 것도 본질적으로 바로 최저생계비의 상대성 때문이라고 할 수 있다.

전술한 바와 같이 미리 외생적으로 주어진 최저생계비를 기준으로 빈곤가구를 정의하는 경우에는 한 시점에서 절대빈곤율은 일정하다. 그러나 상대빈곤율의 경우에는 동등소득 기준 중위수 소득의 몇 % 수준에서 빈곤선(poverty)을 설정하느냐에 따라 상대빈곤율은 가변적인 변수가 된다. 제IV장에서는 동등가처분소득을 기준으로

로 중위수 소득 대비 50% 수준을 빈곤선으로 상정하여 상대빈곤율을 추정하였다. 본 연구에서는 중위수 소득 대비 빈곤선의 비율을 상대빈곤 기준비율이라고 명명하기로 한다.

상대빈곤 기준율을 어떤 수준에서 결정하는지에 대해서는 일정하게 확립된 기준은 아직 없다. 통상적으로 상당수의 선진국에서는 동등가처분소득이 중위수 소득의 40~50% 수준에 미달하는 경우를 빈곤가구로 정의하고 있다. OECD나 세계은행 등에서는 상대빈곤 기준비율을 50% 수준에서 설정하여 빈곤문제를 연구하는 경우가 많다. 본 연구의 제IV장에서도 OECD와 세계은행의 예를 들어 상대빈곤 기준비율을 50%로 설정하여 분석하였다.

그런데 만약 상대빈곤 기준비율이 50%보다 낮으면 어떤 차이가 있을 것인가? 외생적으로 주어진 최저생계비를 기준으로 추정한 절대빈곤율을 토대로 상대빈곤 기준비율을 조정하였을 때의 변화 효과를 비교하여 추정하면 절대빈곤과 상대빈곤의 차이점과 공통점에 대해 이해가 용이해진다. 절대빈곤과 상대빈곤의 비교를 위해서는 양자 간의 교집합과 여집합(complementary sets)을 비교하는 것이 편리하다.

<표 V-1>와 <표 V-2>에서는 각각 상대빈곤 기준비율이 50%인 경우와 40%인 경우에 절대빈곤율과 상대빈곤율을 추정한 결과를 요약하였다.

먼저 OECD와 세계은행 등에서 빈곤 연구시에 관행적으로 채택하고 있는 기준, 즉 상대빈곤 기준비율을 50%로 설정하였을 경우의 상대빈곤율 추정결과를 절대빈곤의 경우와 비교해보면, 1989년 이후 단 한번의 예외도 없이 (도시가구의) 상대빈곤율이 절대빈곤율을 항상 상회하고 있는 것을 볼 수 있다. 이는 그만큼 외생적으로 주어진 최저생계비에 기초한 절대빈곤선 수준보다 동등소득 기준으로 중위수 소득의 50% 수준의 상대빈곤선 수준이 상대적으로 더 높게 설정되어 있음을 시사한다(<표 V-1> 참조).

<표 V-1> 절대빈곤과 상대빈곤의 비교(도시가계조사자료, 상대빈곤 기준비율=0.5)

(단위: %, %p)

	절대빈곤 (A)	상대빈곤 (B)	절○상○ (A∩B)	절○상× (A∩B ^c)	절×상○ (A ^c ∩B)	절×상× (A ^c ∩B ^c)	소계
1982	7.07	5.02	4.78	2.28	0.24	92.70	100
1983	8.04	5.99	5.74	2.30	0.24	91.72	100
1984	8.89	6.48	6.27	2.62	0.21	90.90	100
1985	10.36	5.55	5.55	4.81	0.00	89.64	100
1986	9.42	5.75	5.75	3.68	0.00	90.58	100
1987	7.97	4.96	4.84	3.13	0.12	91.91	100
1988	6.21	5.03	4.74	1.47	0.29	93.50	100
1989	3.94	4.94	3.89	0.05	1.05	95.01	100
1990	2.48	3.82	2.48	0.00	1.34	96.18	100
1991	1.68	4.63	1.68	0.00	2.95	95.37	100
1992	2.17	4.22	2.17	0.00	2.05	95.78	100
1993	2.09	4.51	2.09	0.00	2.42	95.49	100
1994	1.61	4.70	1.61	0.00	3.09	95.30	100
1995	1.30	4.62	1.30	0.00	3.32	95.38	100
1996	1.02	5.18	1.02	0.00	4.16	94.82	100
1997	6.03	10.51	6.03	0.00	4.49	89.49	100
1998	13.34	14.84	13.26	0.08	1.58	85.08	100
1999	4.18	6.08	4.16	0.02	1.91	93.91	100
2000	3.94	6.61	3.94	0.00	2.67	93.39	100
2001	3.02	5.22	3.02	0.00	2.20	94.78	100
2002	3.67	6.81	3.67	0.00	3.15	93.19	100
2003	4.12	6.68	4.12	0.00	2.57	93.32	100

주: 1. 상대빈곤 기준비율은 동등소득 기준으로 중위수 소득 대비 빈곤선 소득의 상대비를 나타냄.

2. ○는 절대빈곤(또는 상대빈곤)인 가구, ×는 절대빈곤(또는 상대빈곤)이 아닌 가구의 비율을 나타냄. 예를 들어 '절×상○'은 절대빈곤은 아니고 상대빈곤인 가구의 비율임.

<표 V-2> 절대빈곤과 상대빈곤의 비교(도시가계조사자료,
상대빈곤 기준비율=0.4)

(단위: %, %p)

	절대빈곤 (A)	상대빈곤 (B)	절○상○ (A∩B)	절○상× (A∩B ^c)	절×상○ (A ^c ∩B)	절×상× (A ^c ∩B ^c)	소계
1982	7.07	1.67	1.67	5.39	0.00	92.93	100
1983	8.04	1.67	1.67	6.37	0.00	91.96	100
1984	8.89	1.80	1.8	7.09	0.00	91.11	100
1985	10.36	1.89	1.89	8.47	0.00	89.64	100
1986	9.42	2.07	2.07	7.35	0.00	90.58	100
1987	7.97	1.85	1.85	6.12	0.00	92.03	100
1988	6.21	2.01	2.01	4.20	0.00	93.79	100
1989	3.94	1.57	1.57	2.37	0.00	96.06	100
1990	2.48	1.34	1.22	1.26	0.12	97.40	100
1991	1.68	1.15	1.11	0.58	0.04	98.28	100
1992	2.17	2.09	1.87	0.30	0.22	97.61	100
1993	2.09	1.59	1.36	0.72	0.23	97.68	100
1994	1.61	1.26	1.01	0.60	0.25	98.15	100
1995	1.30	1.65	1.13	0.18	0.52	98.18	100
1996	1.02	1.71	1.02	0.00	0.69	98.29	100
1997	6.03	7.09	6.01	0.02	1.08	92.89	100
1998	13.34	10.31	10.31	3.03	0.00	86.66	100
1999	4.18	2.21	2.18	2.00	0.02	95.80	100
2000	3.94	2.41	2.37	1.57	0.04	96.02	100
2001	3.02	1.99	1.99	1.04	0.00	96.98	100
2002	3.67	2.24	2.24	1.43	0.00	96.33	100
2003	4.12	2.72	2.72	1.40	0.00	95.88	100

주: 1. 상대빈곤 기준비율은 동등소득 기준으로 중위수 소득 대비 빈곤선 소득의 상대비를 나타냄.

2. ○는 절대빈곤(또는 상대빈곤)인 가구, ×는 절대빈곤(또는 상대빈곤)이 아닌 가구의 비율을 나타냄. 예를 들어 '절×상○'은 절대빈곤은 아니고 상대빈곤인 가구의 비율임.

상대빈곤 기준비율을 40%로 낮추어 상대빈곤율을 추정해보면 1989년 이후 최근까지의 기간 동안 1995~1997년의 3년간을 제외하고는 상대빈곤율이 절대빈곤율보다 낮게 나타났다. 이는 위의 3년을 제외하고는 1990년대 이후 최근까지 동등소득 기준 중위소득 40%의 상대빈곤선이 최저생계비에 기초한 절대빈곤선보다 다소 낮은 수준을 보였음을 시사한다(<표 V-2> 참조).

이는 도시가계조사자료를 토대로 분석하였을 경우, 1990년대 이후 1995~1997년의 3년간을 제외하고는 상대빈곤 기준비율을 40~50%의 범위 내에서 적절히 설정하면 절대빈곤율과 상대빈곤율이 서로 일치하는 결과를 얻을 수 있음을 시사한다.

절대빈곤과 상대빈곤의 여부를 기준으로 가구를 구분하면 모두 다음의 네 가지 유형의 가구로 구분이 가능하다. 첫째, 절대빈곤가구(A)이면서 동시에 상대빈곤가구(B)인 가구(절○상○ 또는 $A \cap B$), 둘째, 절대빈곤가구이지만 상대빈곤가구는 아닌 가구(절○상×, $A \cap B^c$), 셋째, 절대빈곤가구는 아니지만 상대빈곤가구인 가구(절×상○, $A^c \cap B$), 넷째, 절대빈곤가구도 상대빈곤가구도 아닌 가구(절×상×, $A^c \cap B^c$)가 바로 그것이다. 이들 가구유형은 각각 교집합(intersection sets)이 공집합(empty sets)이면서 합집합(union sets)은 전체집합(universal set)이 되는 특성을 지니므로 분할(partition)이 된다. 절대빈곤과 상대빈곤 간의 유사성 또는 상이성을 비교해 보기 위해 이들 네 가지 가구유형에 대해 각각의 구성비율을 추정하였다.

그런데 이런 비교가 의미를 가지기 위해서는 절대빈곤율과 상대빈곤율의 차이가 거의 없는 경우이어야 한다. 그렇지 않다면, 즉 상대빈곤 기준비율을 임의적으로 설정한 상태에서 절대빈곤가구와 상대빈곤가구 사이에 어떤 공통점 또는 차이점이 있는가를 비교한다면 비교의 결과가 상대빈곤기준비율의 수준에 따라 서로 뒤바뀌게 되어 그 자체로서 양자의 비교가 아무런 의미가 없어지기 때문

이다. 절대빈곤과 상대빈곤의 비교에 대해서는 다음 항에서 자세히 살펴본다.

나. 절대빈곤가구와 상대빈곤가구의 구성 비교

도시가계조사자료를 분석한 결과에 의하면, 2003년 현재 2인 이상 도시가구의 절대빈곤율은 4.12%로 추정되었다. 모의실험을 통해 살펴본 결과, 상대빈곤선을 동등소득 기준 중위수 소득의 44.1~44.2% 수준에서 설정하면 상대빈곤율은 대체로 절대빈곤율과 비슷한 수준을 보인다. 상대빈곤 기준비율 44.2%를 기준으로 하면 상대빈곤율은 4.14%로 절대빈곤율과 거의 같다. 이 경우 전체가구 가운데 3.43%가 절대빈곤가구인 동시에 상대빈곤가구로 분류되는 가구로 추정되었다. 이는 절대빈곤가구 가운데 약 83%가 동시에 상대빈곤가구로 분류되고 있고, 상대빈곤가구 가운데에서도 약 83% 정도가 동시에 절대빈곤가구로 분류되고 있음을 나타낸다. 절대빈곤가구 가운데 17% 정도는 비록 가처분소득이 최저생계비 수준에 미달하는 절대빈곤가구지만 동등가처분소득은 상대빈곤선보다 높은 비상대빈곤가구이다. 이와 반대로 상대빈곤가구 가운데 약 17%는 동등가처분소득이 상대빈곤선보다 작은 상대빈곤가구지만 가처분소득은 최저생계비보다 큰 비절대빈곤가구이다. 이들 두 가지 유형의 가구는 각각 전체가구 가운데 약 0.7% 정도씩의 점유비를 나타내고 있다. 나머지 약 95% 정도의 가구는 절대빈곤도 상대빈곤도 아닌 가구이다.

2000년과 1996년의 경우에도 상대빈곤율을 절대빈곤율과 유사하게 해주는 상대빈곤 기준비율하에서 절대빈곤가구이면서 동시에 상대빈곤가구에 속하는 가구는 절대빈곤가구 또는 상대빈곤가구 가운데 각각 약 80~85% 수준이다. 절대빈곤가구이면서 상대빈곤가구는 아닌 가구와, 상대빈곤가구이면서 절대빈곤가구는 아닌 가

구는 각각 절대빈곤가구와 상대빈곤가구 가운데 약 15~19% 수준으로 20%에 다소 못 미친다. 이러한 결과는 2003년의 경우와 거의 대동소이하다. 연도별로 절대빈곤율과 상대빈곤율의 차이는 상당히 큰 편이지만 빈곤가구유형별 구성비에는 큰 차이가 없다고 할 수 있다.

편의상 상대빈곤율을 절대빈곤율 수준과 일치시켜 주는 상대빈곤 기준비율을 적정 상대빈곤 기준비율이라고 하자. 적정 상대빈곤 기준비율하에서는 거시적으로 절대빈곤율과 상대빈곤율의 차이가 없다. 따라서 정부의 빈곤정책도 절대빈곤을 기준으로 하느냐 또는 상대빈곤을 기준으로 하느냐에 따라 예산상 또는 빈곤퇴치를 위한 정책목표상 차이가 없을 수 있다. 그러나 적정 상대빈곤 기준비율하에서도 미시적으로는 상당한 차이를 나타낼 수 있다. 왜냐하면 빈곤기준이 절대빈곤이냐 또는 상대빈곤이냐에 따라 적용대상 가구가 서로 달라질 수 있기 때문이다. 다시 말해 어떤 빈곤기준을 적용하느냐에 따라 빈곤가구 가운데 최대 약 20%에 가까운 가구가 국민기초생활보장제도 등과 같은 빈곤정책의 보호대상에 포함되느냐가 달라질 수 있다.

절대빈곤가구와 상대빈곤가구를 완전히 일치시킨다는 것은 현실적으로 거의 불가능하므로 현실에서는 두 기준 중 하나를 선택하여야 한다. 그런데 상대빈곤을 기준으로 선택하더라도 정책을 실행하는 단계에서는 동등중위수 소득 대비 적정 상대빈곤 기준비율에 해당하는 동등소득 수준을 토대로 가구원 수별 빈곤선을 산출하여 적용하게 되므로, 중간과정은 다르지만 마지막 단계에서의 빈곤가구 선정과정은 절대빈곤의 경우와 마찬가지로 된다. 다만 양자는 가구원 수별 빈곤선 수준이 빈곤기준에 따라 서로 다를 수 있다는 점이 다를 뿐이다. 절대빈곤과 상대빈곤 가운데 어느 것을 빈곤기준으로 선정하느냐는 별도의 목적함수가 없는 한 일종의 '선택의 문제'로도 볼 수 있다.

2000년과 2003년의 경우에는 상대빈곤 기준비율이 44%대 초반 일 경우 절대빈곤율과 상대빈곤율이 거의 일치하는 수준을 나타내고 있다. 그러나 1996년에는 상대빈곤 기준비율이 36.1%일 때 절대빈곤율과 상대빈곤율이 비슷하게 되어 상당히 큰 차이를 나타낸다. 이러한 차이는 우리 경제가 경제위기를 거치면서 구조적인 변화를 거쳤으며, 구조변화는 소득분배 구조 자체에도 크게 영향을 미쳤기 때문인 것으로 추정된다. 즉, 경제위기 이후 지니계수가 크게 상승하였고 이는 소득평균의 상승효과에 의한 것보다는 소득분산의 상승 효과에 의한 부분이 더 컸기 때문으로 사료된다.

경제위기 이후의 절대빈곤율 상승은 지니계수 상승에 의한 상대소득격차의 상승에 기인하는 바가 크다. 특히 실업률과 비정규직 비율이 모두 크게 상승하면서 절대빈곤가구의 비중이 크게 높아졌다. 인위적으로 최저생계비를 높게 책정하는 경우에도 절대빈곤율 수준이 높아질 수 있다. 그렇지만 경제위기 이후의 절대빈곤율 상승 효과 가운데 최저생계비 수준의 (초과)상승에 의한 부분이 얼마인지에 대해서는 추정이 용이하지 않지만 그런 개연성을 완전히 배제하기는 어렵다. 그런데 경제위기 이후, 특히 2000년 이후 최근까지 예전에 비해 경제성장률이 크게 낮아졌을 뿐만 아니라 저소득층이 크게 두터워지는 등 경제적 요인에 의한 소득분포 구조 자체가 크게 변화했다. 따라서 경제위기 이후의 소득격차 확대가 절대빈곤율 상승을 주도한 가장 큰 요인인 것으로 보인다²⁸⁾. 그렇지

28) 1996년은 경제위기 이전 시점으로, 상대소득격차가 작았다. 물가요인이나 경제성장요인을 고려하지 않을 경우 이는 소득 분산이 작았음을 의미한다. 반면에 2000년과 2003년은 경제위기 이후의 시기로 이전 기간에 비해 상대소득격차가 커졌다. 이는 곧 물가요인과 경제성장요인을 고려하지 않을 경우 소득 분산이 커졌음을 의미한다. 그러므로 다른 조건이 동일하다면 경제위기 이후에 실업률 등이 크게 상승하면서 최저소득층이 증가하였기 때문에 절대빈곤율이 상승하였다고 할 수 있다. 그와 반대로 만약 실업률이 떨어졌다면 절대빈곤율도 하락하였을 것임은 물론이다.

만 1996년에 비해 2000년 이후에 상대빈곤율이 절대빈곤율과 같아 지도록 해주는 상대빈곤 기준비율이 상승하였음은 소득분포의 구조변화뿐만 아니라 최저생계비의 초과상승에 의한 부분도 일부 있을 수 있음을 시사한다.

<표 V-3> 절대빈곤과 상대빈곤의 비교(도시가계조사자료)

(단위: %, %p)

	절대빈곤 (A)	상대빈곤 기준비율	상대빈곤 (B)	절○상○ (A∩B)	절○상× (A∩B ^c)	절×상○ (A ^c ∩B)	절×상× (A ^c ∩B ^c)	소계
1996	1.02	36.1	1.01	0.83	0.19	0.18	98.80	100
		36.2	1.04	0.83	0.19	0.21	98.77	100
2000	3.94	44.3	3.87	3.31	0.63	0.56	95.50	100
		44.4	3.97	3.33	0.61	0.64	95.42	100
2003	4.12	44.1	4.08	3.43	0.68	0.65	95.23	100
		44.2	4.14	3.43	0.68	0.70	95.18	100

주: 1. 상대빈곤 기준비율은 동등소득 기준으로 중위수 소득 대비 빈곤선 소득의 상대비를 나타냄.
 2. ○는 절대빈곤(또는 상대빈곤)인 가구, ×는 절대빈곤(또는 상대빈곤)이 아닌 가구의 비율을 나타냄. 예를 들어 '절×상○'은 절대빈곤은 아니고 상대빈곤인 가구의 비율임.

도시가계조사자료보다 자료의 포괄범위가 넓은 가구소비실태조사자료를 분석한 경우에도 전자에 기초한 분석결과와 유사한 결과를 보여주었다. 1996년과 2000년 사이에 농어가 등을 제외한 사실상 대부분의 전국가구에 대해 추정해본 결과에 의하면, 절대빈곤율은 각각 4.49%와 11.84%로 추정되었다. 절대빈곤율에 대해 상대빈곤율을 일치시켜주는 상대빈곤 기준비율은 각각 31.9~32.0%, 43.9~44.0% 정도이다. 기준연도에 따라 상대빈곤 기준비율의 절대수준에 다소 차이가 있기는 하지만 2000년 이후에 상대빈곤 기준비율을 40%대 중반 수준으로 하면 절대빈곤율과 상대빈곤율은 거의 비슷한 수준에서 산출된다고 볼 수 있다.

상대빈곤 기준비율이 얼마인지는 지난 기간에 대해서는 별로 의미가 없다. 왜냐하면 최저생계비가 이미 설정되어 있기 때문에 굳이 적정 상대빈곤 기준비율을 추정하지 않더라도 최저생계비에 미달하는 빈곤가구를 구분하여 내는 데 별 어려움이 없기 때문이다. 그러나 상당히 먼 미래의 시점을 대상으로 절대빈곤율을 분석함에 있어서는 상대빈곤 기준비율을 이용한 빈곤 연구가 절대빈곤 연구에 비해 유용성이 매우 높다. 미래 시점에서의 소득분포에 대한 모습을 알 수 있다고 하더라도 빈곤예측 기간이 머나먼 장래 시점이라면 최저생계비를 예측하기가 쉽지 않기 때문에 그 자체로서 절대빈곤율을 예측하는 것 또한 매우 어렵다. 반면에 상대빈곤율 분석의 경우에는, 적정 상대빈곤 기준비율 또는 최근의 기준비율이 장래에도 그대로 지속된다는 매우 간단한 가정하에서 얼마든지 절대빈곤율에 버금가는 상대빈곤율 분석이 용이해진다.

<표 V-4> 절대빈곤과 상대빈곤의 비교(가구소비실태조사자료)

(단위: %, %p)

	절대빈곤 (A)	상대빈곤 기준비율	상대빈곤 (B)	절○상○ (A∩B)	절○상× (A∩B ^c)	절×상○ (A ^c ∩B)	절×상× (A ^c ∩B ^c)	소계
1996	4.49	50.0	10.92	4.49	0.00	6.43	89.08	100
2000	11.84	50.0	15.01	11.79	0.05	3.21	84.94	100
1996	4.49	40.0	6.59	4.46	0.03	2.13	93.38	100
2000	11.84	40.0	9.86	9.35	2.49	0.51	87.65	100
1996	4.49	31.9	4.47	3.68	0.82	0.80	94.71	100
		32.0	4.51	3.71	0.78	0.80	94.71	100
2000	11.84	43.9	11.79	10.48	1.36	1.31	86.85	100
		44.0	11.85	10.51	1.33	1.34	86.81	100

주: 1. 상대빈곤 기준비율은 동등소득 기준으로 중위수 소득 대비 빈곤선 소득의 상대비를 나타냄.

2. ○는 절대빈곤(또는 상대빈곤)인 가구, ×는 절대빈곤(또는 상대빈곤)이 아닌 가구의 비율을 나타냄. 예를 들어 '절×상○'은 절대빈곤은 아니고 상대빈곤인 가구의 비율임.

2. 로렌즈곡선으로 살펴본 소득계층별 상대소득 분포의 비교

가. 로렌즈곡선과 지니계수

로렌즈곡선은 횡축에 소득을 기준으로 오름차순으로 재배열한 상태에서의 누적가구비를 나타내고, 종축에는 그에 상응하는 누적 소득비를 나타낸 곡선이다. 모든 가구의 소득이 균일하게 분포되어 있다면 로렌즈곡선은 45도선으로 나타난다. 이와 반대로 소득분배 상태가 가장 불균등할 경우, 즉 1가구가 경제 전체의 모든 소득을 가지고 나머지 가구는 모두 소득이 0원일 경우에는 로렌즈곡선이 'L'자를 옆으로 돌려놓은 직각 모양의 곡선이 된다. 이 두 가지 경우는 매우 극단적인 경우들로서 현실에서 이런 상황은 존재하지 않는다. 따라서 로렌즈곡선은 이들 두 곡선의 사이에 존재하면서 우상향한다. 정의상 로렌즈곡선의 횡축은 항상 소득을 기준으로 오름차순으로 재배열되기 때문에 로렌즈곡선은 항상 우상향하는 동시에 아래로 준볼록(downward quasi-convexity)한 모양을 가진다.

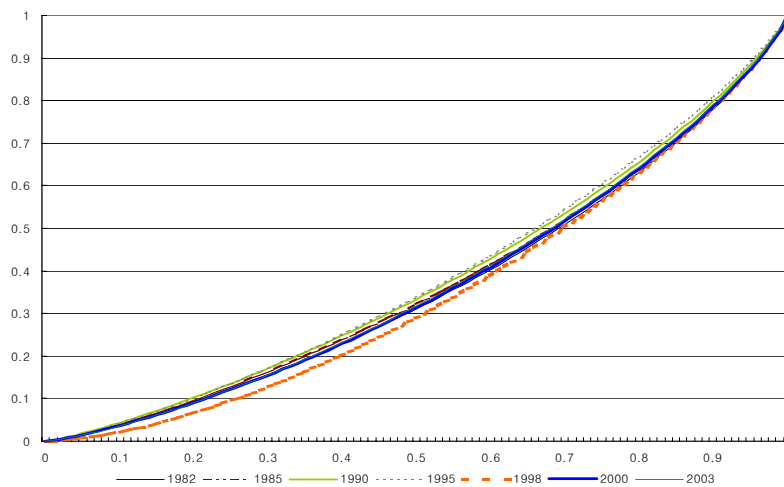
우리가 흔히 접하는 지니계수는 로렌즈곡선으로부터 정의된다. 지니계수는 45도선 아래의 삼각형의 면적 대비 45도선과 로렌즈곡선 사이의 면적의 상대비율로 정의된다. 따라서 소득분배 상태가 가장 균일할 경우 지니계수는 0의 값을 가지며, 소득분배 상태가 가장 열악할 때에는 1의 값을 가지게 된다. 따라서 지니계수는 일반적으로 0과 1 사이의 값을 가진다.

나. 추정결과

도시가구의 가처분소득을 기준으로 로렌즈곡선을 그려보면 [그림 V-1]을 얻을 수 있다. [그림 V-1]을 보면 경제위기 기간과 그 이후의 시점인 1998년과 2000년의 로렌즈곡선이 가장 아래에 처져

있다. 반면에 최상부에는 1995년을 비롯하여 1990년의 로렌즈곡선이 위치해 있다. 이는 앞에서 도시간구의 지니계수 변화추이를 보았을 때 1990년대 전반에 지니계수가 가장 작은 값을 가졌던 반면에 1990년대 중반 이후, 특히 경제위기 이후에 지니계수가 급격히 상승한 분석결과와 일치되는 모습을 보여주고 있다. 즉, 가장 상층부에 있는 1990년과 1995년의 경우에는 비교적 소득분배상태가 균일하여 로렌즈곡선이 45도선에 가까이 위치해 있었으나 1998년에는 대량실업 및 소득감소로 인해 저소득층에서의 소득점유비가 크게 낮아지면서 로렌즈곡선이 크게 아래로 처지는 결과를 나타내었다.

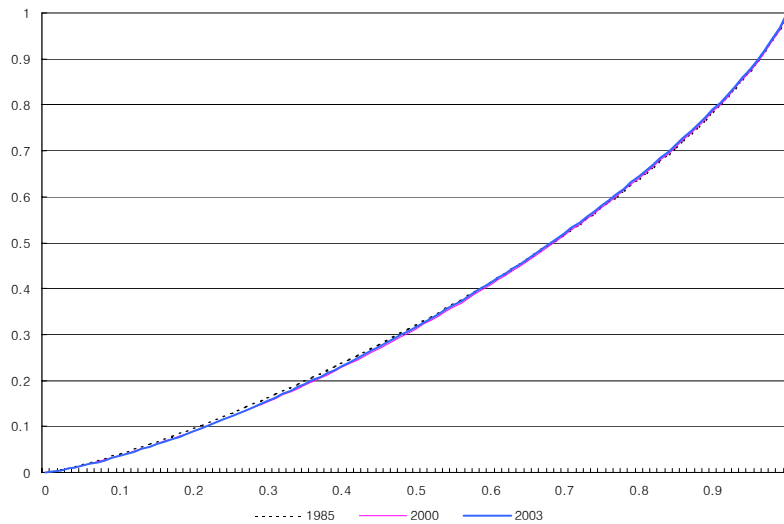
[그림 V-1] 로렌즈곡선(도시간구, 가처분소득 기준)



[그림 III-1]을 보면 지난 20여년간 도시간구의 지니계수 변화추이 곡선은 1990년대 전반을 저점으로 하여 대체로 U자형과 비슷한 형태를 이룸을 알 수 있다. 경제위기 이후의 기간, 특히 2000년 이후에는 지니계수가 약간의 등락을 보이면서 1980년대 초 또는

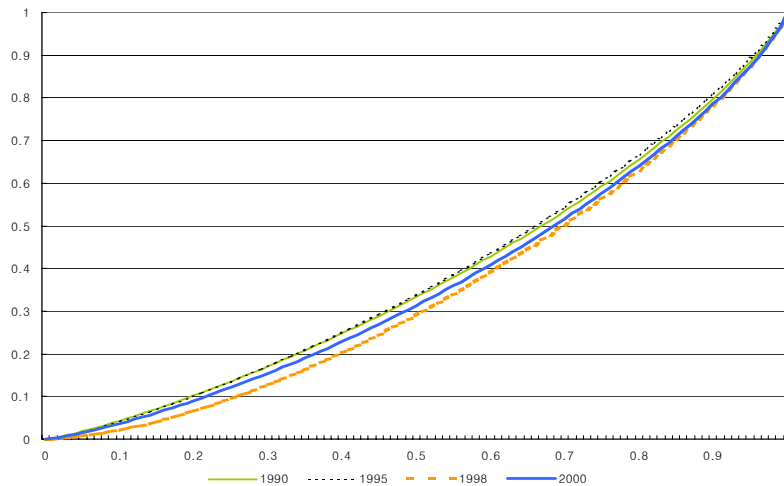
중반과 비슷한 수준의 값을 시현하고 있다. 이를 그림으로 확인하기 위해 1985년, 2000년, 2003년을 대상으로 로렌즈곡선을 그려본 결과 세 곡선이 거의 일치하고 있다. 특히 이들 연도는 지니계수의 값이 거의 비슷하다. 그런데 로렌즈곡선을 보면 매우 미세한 차이지만 1985년의 로렌즈곡선은 저소득층의 소득점유비가 미소하나마 조금 더 높은 반면 2000년과 2003년에는 고소득층의 소득점유비가 조금 더 높은 구조를 가지고 있음을 알 수 있다([그림 V-2] 참조).

[그림 V-2] 로렌즈곡선의 비교 I (도시가구, 가처분소득 기준)



지니계수가 가장 낮은 수준을 보였던 1990년대 초·중반과 경제위기 이후의 기간을 비교해보면 로렌즈곡선의 위치가 확연히 구분됨을 알 수 있다. 최근의 지니계수가 더 큰 값을 가지는 것이 단순히 45도선과 로렌즈곡선 사이의 면적이 더 크다는 것뿐만 아니라 어떤 소득백분위에서도 1990년대 초·중반과 경제위기 이후의 로렌즈곡선이 서로 교차하지 않는다는 점이다([그림 V-3] 참조).

[그림 V-3] 로렌즈곡선의 비교II(도시가구, 가처분소득 기준)

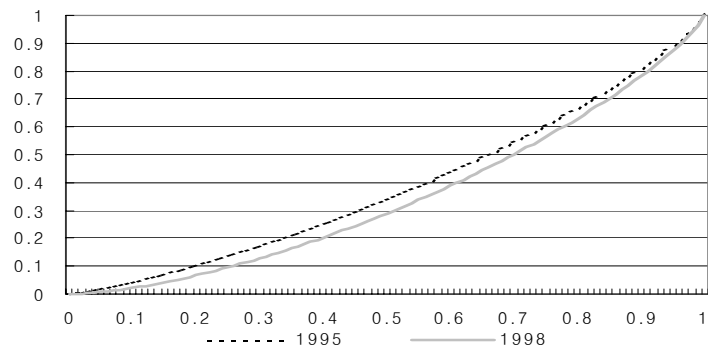


경제위기로 인해 우리나라의 상대소득격차가 크게 상승하였을 뿐만 아니라 그 이후에도 경제위기의 여파로 지니계수가 계속 높은 수준을 유지하고 있음은 이미 잘 알려진 사실이다. 물론 경제위기가 없었더라도 정보화 사회의 진전, 세계화 및 국제화의 급진전, 산업구조의 개편, 인구의 급격한 노령화 현상, 능력급 임금체계가 점차 확산되면서 연공서열형 임금체계에서 연봉제·총액임금제 등으로의 보수체계가 이행하는 등 이미 1990년대 중반 이래 우리나라의 상대소득격차가 서서히 확대되었을 것이다. 그렇지만 경제위기가 그러한 추세를 더욱 빠르게 가속하였음도 분명한 것으로 생각된다.

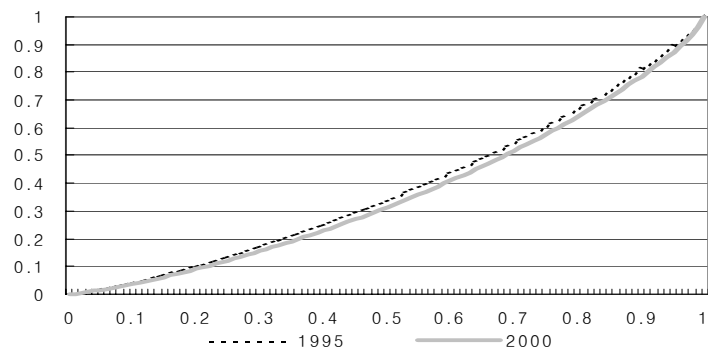
<표 III-1>에서 보듯이 지난 20여년중 우리나라 도시가구의 지니계수는 1995년에 가장 낮은 수준을 시현하였으며 경제위기 현상이 가장 극심하였던 1998년에는 지니계수가 가장 높은 수준을 시현하였다. 각각에 대해 로렌즈곡선을 그려보면 그 차이가 뚜렷하게 대비됨을 볼 수 있다([그림 V-4] 참조). 비록 경제위기가 우리나라

라의 경제구조를 구조적으로 크게 흔들어 놓았지만 1999년에 곧바로 회복기에 들어가면서 상대소득격차도 매우 짧은 기간 동안에 극단적으로 초과상승(overshooting)하는 모습을 보였다가 이후에 반사적으로 다시 축소되는 모습을 보였다. 물론 이러한 반사현상이 1990년대 중반 이후의 소득분배 확대추세를 뒤집을 정도로 크지는 않은 것으로 보인다. 1998년에 일시적으로 극심하게 아래로 처졌던 로렌즈곡선이 2000년에는 상당히 많이 상방으로 회복되었다.

[그림 V-4] 로렌즈곡선의 비교III(도시가구, 가처분소득 기준)



[그림 V-5] 로렌즈곡선의 비교IV(도시가구, 가처분소득 기준)



가구소비실태조사자료는 사실상 1996년과 2000년 자료만이 활용 가능하므로 최근의 전반적인 소득분배구조의 변화를 추세적으로 살펴볼 수는 없지만 최소한 경제위기 전후의 상대소득격차의 변화 효과는 살펴볼 수 있다. 그 결과는 [그림 V-7]에서 보듯이 2000년의 로렌즈곡선이 뚜렷하게 1996년보다 크게 하방에 처져 있음을 확인할 수 있다. 물론 동일 연도를 대상으로 도시가계조사자료를 이용한 결과에서도 비슷한 결과를 보여주고 있다. 다만 두 로렌즈곡선 사이의 거리가 상당히 차이가 난다는 점에서 차이점을 찾을 수 있다. 이러한 차이는 기본적으로 자료의 원천이 다르다는 점을 첫째 요인으로 지적할 수 있다. 그것 외에도 다음과 같은 차이 때문에 그러한 것으로 추정된다.

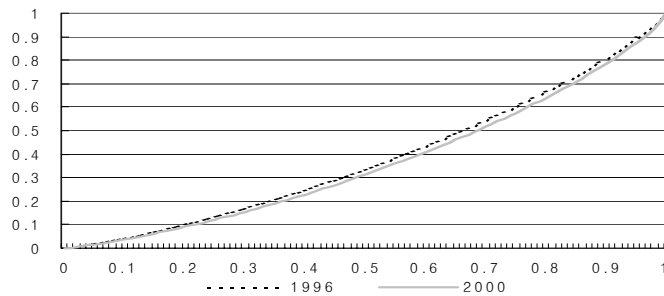
둘째, 도시가구는 2인 이상 가구만을 대상으로 하는 반면에 가구소비실태조사는 1인 단독가구도 포함하고 있는데, 가구원 수와 가구소득 간의 正(+)의 상관관계를 고려할 때 1인가구 중 상당 비율이 최저소득층을 구성하기 때문에 단독가구를 포함하였는지의 여부에 따라 소득격차의 차이가 크게 나타날 수 있다. 더욱이 최근에는 노령화가 급격히 진전되면서 노인가구의 비중이 빠르게 증가하고 있을 뿐만 아니라 독거노인가구도 빠르게 증가하면서 소득분배격차가 더욱 빠르게 확산되고 있다. 따라서 1인 가구를 포함하였는지의 여부에 따라 최근에 가까울수록 상대소득격차의 차이가 커지는 경향을 보이고 있다.

셋째, 가구소비실태조사자료는 도시가구뿐만 아니라 비도시지역에 거주하는 가구까지 포괄하고 있다. 따라서 가구소비실태조사자료를 기초로 추정된 상대소득격차는 도시지역 내에서의 소득격차뿐만 아니라 도시지역과 비도시지역 간의 소득격차까지도 함께 포함하고 있다. 단순히 비도시지역을 포함하였다는 것 자체가 상대소득격차를 더욱 크게 나타낸다는 보장은 없지만 실제로 도시지역과 비도시지역 간의 소득격차가 분명하게 대비되고 그러한 추세는 시

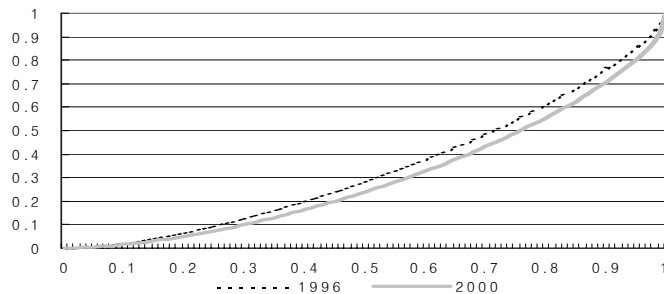
간이 경과할수록 더욱 커진다는 점에서 가구소비실태조사자료를 이용한 경우에 상대소득격차가 더 크게, 그리고 1996년보다는 2000년에 그러한 차이가 더 크게 나타난 것으로 보인다.

로렌즈곡선은 상대소득격차의 모습만 그려줄 뿐, 후생수준을 반영할 수 있는 실질소득수준을 표현해주지는 못하기 때문에 로렌즈곡선이 하방에 위치해 있다고 해서, 모든 소득분위에 대해 로렌즈곡선이 항상 상방에 위치해 있는 경우보다 사회후생 측면에서 반드시 열악하거나 또는 파레토 열위(Pareto inferior)하다고 할 수는 없다. 만약 후생수준을 고려하기 위해서는 실질소득수준을 감안할 수 있는 일반화로렌즈곡선을 비교하는 것이 보다 적절하다. 이에 대해서는 다음 절에서 자세히 논의한다.

[그림 V-6] 로렌즈곡선의 비교V(도시가구, 가처분소득 기준)



[그림 V-7] 로렌즈곡선(가구소비실태, 가처분소득 기준)



3. 일반화로렌즈곡선으로 살펴본 삶의 질 변화추이

가. 일반화로렌즈곡선(Generalized Lorenz Curve)의 개념

로렌즈곡선은 특정 시점에서 누적소득비를 기준으로 정의되기 때문에 소득의 절대수준에는 영향을 받지 않는다. 다만 절대소득 수준과 독립적으로 상대소득분배구조만을 보여줄 뿐이다. 따라서 가상적으로 모든 소득분위에서 실질소득수준이 크게 향상되어 모든 가구의 가처분소득이 최저생계비 수준을 상회하는 경우에도, 만약 저소득층의 소득점유비율을 낮출 정도로 고소득층의 소득증가율이 너무 크게 나타나는 극단적인 가정하에서 로렌즈곡선이 그 이전보다 하방에 위치하게 되어 마치 소득분배구조가 악화된 것같은 착시현상을 보여줄 수 있다. 이는 로렌즈곡선이 상대소득분배구조만을 반영할 뿐 실질적인 후생수준을 대변해주지 못하기 때문이다²⁹⁾.

이와 같은 로렌즈곡선의 단점을 보완하기 위해 고안된 것이 일반화로렌즈곡선(generalized Lorenz curve)이다. 일반화로렌즈곡선은 개념상 횡축은 로렌즈곡선과 동일하지만 종축은 누적소득점유비로 정의되는 로렌즈곡선과 달리, 물가수준으로 할인한 실질소득을 기준으로 각각의 평균소득을 누적인 수치에 일정한 상수를 곱한 것으로 정의된다고 할 수 있다. 일견 이해가 쉽지 않다. 일반화로렌즈곡선을 이와 같이 추상화하여 정의하면 이해하기 어렵지만 이를 풀어서 간단하게 다시 설명한다면, 각각의 로렌즈곡선에 실질소득평균을 곱해주면 일반화로렌즈곡선이 된다.

29) 물론 위와 같이 모든 가구의 소득수준이 최저생계비 상회하여 빈곤율이 0%인 상당히 정부차원에서의 정책목표상으로는 매우 이상적인 상태가 전개되는 가상적인 상황하에서도 각 경제주체들의 주관적인 판단에 따라 상대적인 박탈감을 느끼는 경우에는 상대소득격차의 확대만으로도 사회적 불만이 고조될 수도 있으나 그러한 심리적인 측면까지 본 연구에서 고려할 수는 없다.

이와 같이 정의하면 로렌즈곡선의 경우에는 종축의 최대값이 항상 1이지만 일반화로렌즈곡선의 경우에는 각 연도별 실질소득평균값이 해당 곡선의 상한선(upper bound)이 된다. 일반화로렌즈곡선은 누적상대소득비와 실질소득수준의 변화를 한꺼번에 고려함으로써 실질소득수준으로 평가한 각 소득계층별 후생수준을 비교할 수 있다는 장점이 있다. 예를 들면 어떤 소득분위를 택하였을 때, 해당 소득분위의 일반화로렌즈곡선의 값이 이전 기간의 일반화로렌즈곡선 값보다 커졌다면 이는 최소한 해당 소득분위까지의 누적실질소득수준이 이전 기간보다 높아졌음을 시사한다. 물론 이러한 경우에도 해당 소득분위에서의 로렌즈곡선은 이전기간의 로렌즈곡선보다 하방에 위치하는 것도 얼마든지 가능하기 때문에, 비록 일반화로렌즈곡선이 로렌즈곡선으로부터 도출되기는 하였지만 로렌즈곡선과는 분명히 구분되는 함의(implication)를 가진다.

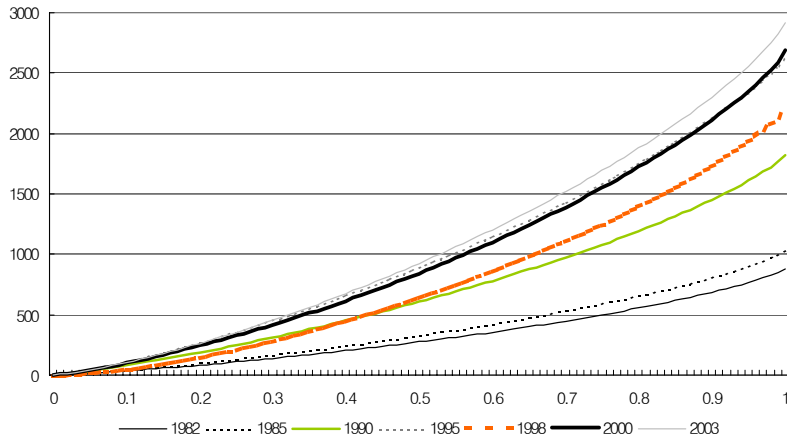
따라서 만약 모든 소득분위에서 일반화로렌즈곡선이 상방에 위치한다면, 비록 상대소득분배구조가 어떻게 변하였는지에 대해서는 추론이 곤란하지만, 최소한 실질소득 측면에서는 모든 소득분위가 이전기간보다 높아짐으로써 실질소득이 개선되었음을 나타낸다. 사회후생이 반드시 실질소득과 연계되지는 않기 때문에 일반화로렌즈곡선의 상방 이동 현상 하나만으로 사회후생수준이 높아졌다고 볼 수는 없다. 그렇지만 최소한 개념적으로는 그러할 가능성이 그렇지 않을 가능성보다 높다고 추정하더라도 무리하지는 않을 것으로 판단된다.

나. 일반화로렌즈곡선의 추정결과

[그림 V-8]에서는 지난 20여년간의 일반화로렌즈곡선의 변화추이를 보여주고 있다. 1982년부터 1995년에 이르기까지는 일반화로렌즈곡선이 지속적으로 상방으로 이동하는 모습을 보여주었다. 그러나 1998년에는 경제위기로 인해 일반화로렌즈곡선이 크게 하방으로 이동하였다.

[그림 V-8] 일반화로렌즈곡선(도시가구, 가처분소득 기준)

(단위: 만원)



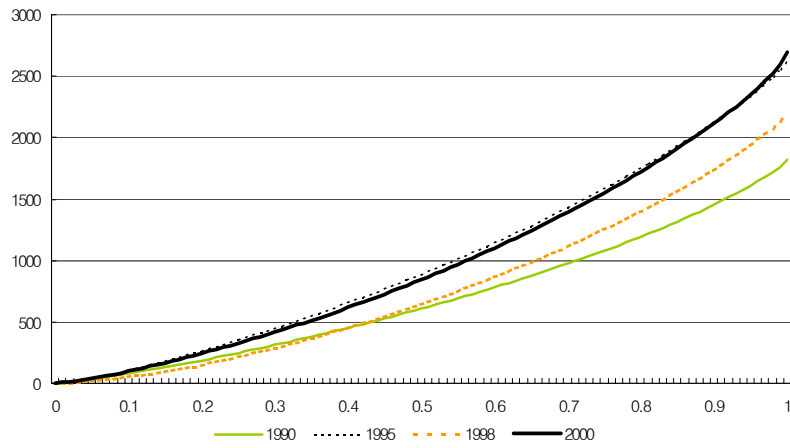
특히 소득하위 40%대 초반까지의 소득계층까지는 누적실질소득이 1990년 수준에도 미달할 정도로 크게 떨어졌다. 이는 1998년에 경제위기로 인해 전체 가구의 약 절반에 다소 못 미치는 매우 많은 가구의 실질소득 수준이 1990년에도 못 미칠 정도로 크게 감소시켰음을 보여주는 것으로 경제위기가 얼마나 크게 저소득층의 실질후생을 후퇴시켰는지 짐작할 수 있게 해준다([그림 V-9]~[그림 V-10] 참조).

경제위기가 경과하면서 2000년에는 대부분의 소득계층에서 실질소득수준이 대체로 1995년 수준을 거의 회복한 것으로 보인다([그림 V-11] 참조). 그리고 2003년에는 1990년대 중반 수준을 완전히 벗어나 회복된 것으로 보인다. 그런데 1982년 이래 1995년까지의 일반화로렌즈곡선의 상승추세를 고려해 볼 때 경제위기로 인한 일반화로렌즈곡선의 상방이동이 얼마나 크게 지체되었는지를 짐작할 수 있게 해준다([그림 V-8] 참조).

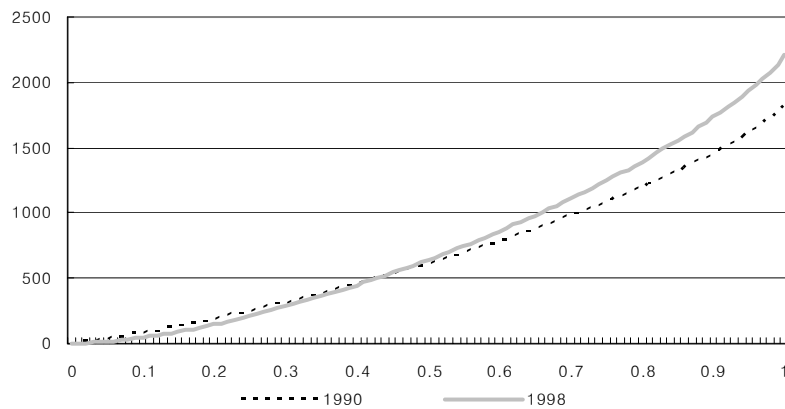
1996년과 2000년의 가구소비실태조사자료를 분석한 결과를 보면

경제위기가 경과한 직후인 2000년의 일반화로렌즈곡선이 경제위기 직전인 1996년 수준에 상당히 가깝지만 1996년 수준에는 아직 미치지 못함을 알 수 있다. 이는 도시가계조사자료를 분석한 결과와 거의 동일하다.

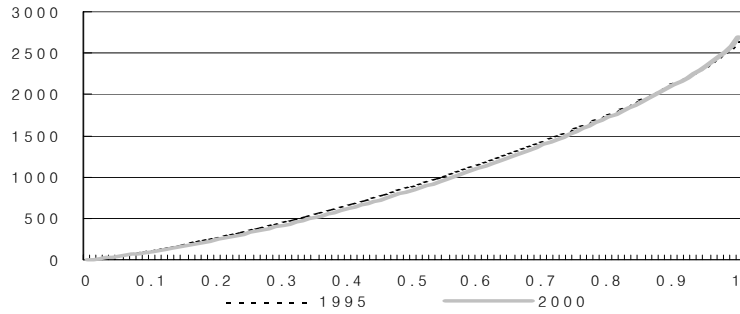
[그림 V-9] 일반화로렌즈곡선의 비교 I (도시가구, 가처분소득 기준)
(단위: 만원)



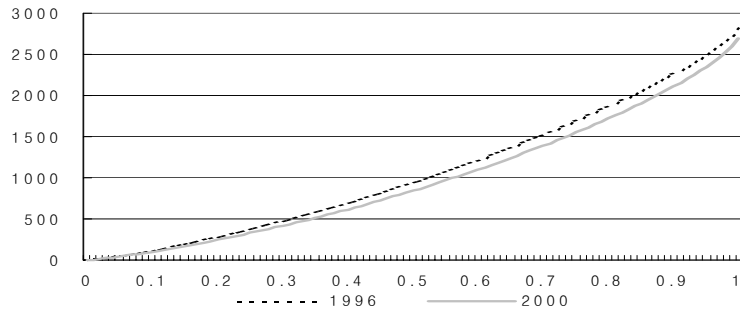
[그림 V-10] 일반화로렌즈곡선의 비교 II (도시가구, 가처분소득 기준)
(단위: 만원)



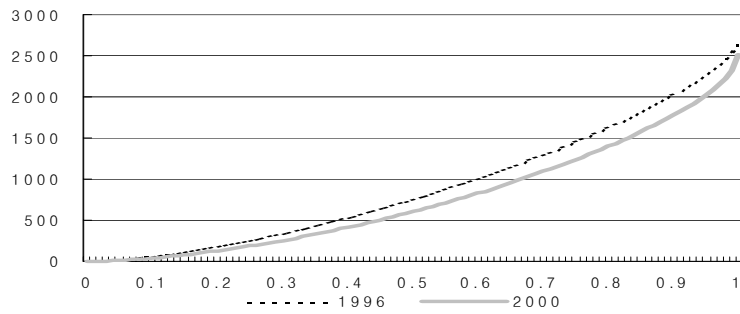
[그림 V-11] 일반화로렌즈곡선의 비교Ⅲ(도시가구, 가처분소득 기준)
(단위: 만원)



[그림 V-12] 일반화로렌즈곡선의 비교Ⅳ(도시가구, 가처분소득 기준)
(단위: 만원)



[그림 V-13] 일반화로렌즈곡선(가구소비실태, 가처분소득 기준)
(단위: 만원)



VI. 가상패널 생성을 통한 생애소득의 흐름 분석

본장에서는 생애소득 흐름과 그에 기초한 빈곤 관련 문제를 분석해보기 위해, 가상패널자료를 생성하기 위한 추정방법과 추정결과를 소개한다. 제1~2절에서는 가상패널의 필요성과 가상패널 구성을 위한 기본전제에 대해 간략히 살펴본다. 제3~4절에서는 각 기간별 소득생성 및 이행과정을 상정한 소득창출식을 비롯하여 소득분포와 관련된 각종 분포의 통계적 특성에 대해 살펴본다. 제5절에서는 제3절에서 구축된 가상패널 생성을 위한 소득창출식에 나타난 모수(母數)를 한국노동패널자료를 이용하여 추정하고 제6절에서는 이변결합정규분포를 이용하여 가상패널 추정식의 형태를 살펴본다. 제7~9절에서는 실제로 가상패널을 구축하는 과정에서 필요한 미래의 인구분포와 소득분포의 주요 특성을 전망해본다. 제10절에서는 이상에서 구축된 자료를 가지고 가상패널을 구축하는 과정을 예를 들어 설명하면서 분석의 한계점에 대해서도 간략히 논의한다.

1. 가상패널자료(pseudo-panel data set)의 필요성

흔히 빈곤은 일정 기간 동안의 소득이 최저생계비 또는 일정한 기준금액에 미달하는 경우로 정의된다. 그러나 현재 우리에게 주어진 분석자료가 충분하지 못하고 자산에 대한 정보 또한 제대로 확보할 수 없다. 또한 현존하는 패널자료도 추적기간이 일천하여 생애소득을 기준으로 한 빈곤문제를 분석하기에 역부족이다. 따라서

우리나라에서 빈곤 연구는 대부분 연간소득 기준의 단기분석에 그치고 있다.

만약 충분히 긴 기간을 대상으로 구축된 패널자료가 있다면 실제로는 빈곤하지 않지만 일시적으로 빈곤층으로 분류되거나 또는 그 반대의 경우에 대한 분석이 가능해진다. 그럼으로써 빈곤문제의 실제에 대해 현실적으로 보다 더 가깝게 접근할 수 있다. 물론 이러한 경우에도 자산가치의 변동 등에 의한 자본이득(capital gains)에 의한富力 효과에 대해서는 분석이 곤란하다. 그렇지만 최소한 소득 획득 및 저축-소비행위에 대한 저축 형태의 축적소득을 기준으로 한 생애소득 기준의 빈곤 연구는 가능하다.

최근 크게 논란이 되고 있는 국민연금의 재정안정성 문제와 형평성 문제 등과 관련하여 각종 사회보험의 수혜금 수준이나 중·장기 재정지출 소요를 파악하기 위해서는 특정 시점에서의 소득정보뿐만 아니라 생애소득의 흐름에 기초한 연금보험료 납부실적에 대한 추정이 필요하다. 바로 이러한 점 때문에 생애소득 흐름을 추정하기 위한 자료의 생성이 필요하다.

생애소득의 흐름을 분석하기 위해서는 충분히 긴 기간을 대상으로 축적된 패널자료가 긴요하지만 우리나라에서는 생애소득을 추적할 수 있을 정도로 긴 기간을 대상으로 축적된 자료가 부족하다. 지난 1994~1999년을 대상으로 한 대우패널자료와, 1998년부터 축적되기 시작한 한국노동연구원의 한국노동패널자료가 우리나라의 대표적인 패널자료이다. 그러나 이들 모두 자료의 축적기간이 일천하여 생애소득을 파악하기에는 역부족이다.

패널자료는 아니지만 횡단면자료의 형태로 축적된 도시가계조사 자료의 경우에는 상대적으로 긴 기간(1982~2003년)을 대상으로 원시자료가 이용가능하기 때문에 부족하나마 소득분포의 변화추세를 분석함으로써 간접적으로 생애소득의 흐름을 추정할 수 있을 것으로 기대된다.

최준욱·전병목·김우철(2004)의 연구에서는 대우패널자료를 이용하여 각 연도별 소득순위의 변위를 추정하고 이를 바탕으로 가상패널자료의 구축을 시도하였다. 그들의 연구에서는 소득분포 자체에 대한 검정과정이거나 소득 특성에 대한 본질적인 연구 없이 단순히 현재의 소득분포의 틀이 그대로 유지된다는 전제하에서 향후 소득흐름을 추정하였다. 그러나 그들의 연구는 실제적인 소득분포의 변화나 소득분포의 특성 변화에 기초한 가상패널 구축에는 이르지 못하였다. 그들은 기간별·연령대별 소득분포의 분포 특성에 대한 이론적인 모형의 설계 없이 소득순위의 변화효과에 대한 회귀분석 결과에만 치중하고 있어 소득분포 구조에 변화가 가해졌을 경우에는 가상패널 구축을 위한 해를 제공하는 데 어려움을 겪게 되는 등 본격적인 가상패널 구축에는 이르지 못한 것으로 보인다.

본 연구에서는 이러한 문제점을 타개하고, 상기 연구방법과는 접근방법을 완전히 달리하여 소득분포의 특성으로부터 향후의 소득분포를 예측하고, 각 가구 또는 개인별로 기간별·연령별 소득이행 모형(income transition model)을 구축하여 이를 추정하고, 소득이행변수의 분포를 추정하여 이를 토대로 가상패널을 구축한다.

가상패널은 비단 패널자료가 없거나 자료구축 기간이 일천할 경우에만 필요한 것은 아니다. 패널자료가 구축되어 있더라도 각 개별자료의 자료 길이가 충분히 길지 않은 경우에도 가상패널이 유용할 수 있다. 예를 들어 캐나다 재무부의 경우 조세분석에 사용하기 위해 패널자료를 구축하고 있는데 3년에 표본의 절반씩을 교체하고 있다. 이에 따라 개별자료의 자료 길이는 6년에 불과하다. 이러한 경우에도 연구목적상 생애소득에 대한 정보를 필요로 하는 경우에는 가상패널을 구축하는 것이 불가피하다.

2. 가상패널 생성을 위한 기본전제

생애소득 흐름을 추정하는 방법을 보다 구체적으로 제시하면 다

음과 같다.

먼저 가장 단순한 가정으로서, 어떤 시점에서 소득을 기준으로 상대위계수(relative rank)가 부여가 되면 그 위계수가 생애를 두고 고정된다고 가정하는 경우이다. 예를 들면, 어떤 경제주체가 25세에 취업함으로써 25세의 동일 연령층 내에서 상위 20% 위계수(또는 20백분위수)의 소득순위를 보였다면, 연령이 높아지더라도 동일 연령층 내에서 계속 20백분위수의 소득위계수를 유지하는 경우를 일컫는다. 개개인별로 능력이나 학력, 노력 정도 등이 서로 차이가 있기 때문에 고소득자일 경우 다음 기(期)에도 고소득을 획득할 가능성이 그렇지 않은 경우보다 높고, 저소득자일 경우에는 다음 기에도 소득수준이 낮을 가능성이 높을 것이라는 기대(expectation)에 근거한 논리라고 할 수 있다. 논리전개가 매우 단순하므로 비현실적이기는 하지만 분석의 편의상 기본시나리오(base scenario)로 채택할 수 있다.

그런데 상기의 방법론은 일면 그러한 기대 또는 가정이 타당한 측면도 있지만 지나치게 가정을 단순화하고 있다. 뿐만 아니라 불확실성이 상존하는 현실을 제대로 반영하지 못한다는 비판을 면하기 어렵다. 그러므로 기본시나리오에 대한 대안으로서 다음의 가정을 채택하기로 한다.

각 가구(또는 개인)의 소득흐름은 시계열적으로 상당한 정도의 유사성을 지녀 소득순위는 평균적으로 동일하다는 가정을 도입한다. 즉, 특정 시점에서 어떤 소득자가 동일 연령층 내에서 p-백분위수의 소득순위를 가졌다면 그 다음 해에는 해당 연령층 내에서의 소득순위가 역시 평균적으로 p-백분위수를 나타낸다고 가정한다. 다음 연도의 소득이 p-백분위수 소득금액을 중심으로 평균이 0인 오차항이 더해짐으로써 하나의 값으로 실현된다고 가정한다. 이 때 오차항의 확률변수는 소득변수 자체와 반드시 통계적으로 독립일 필요는 없다.

이 가정은 t 기에 어떤 가구의 소득순위가 p -백분위였다면 $(t+1)$ 기의 소득순위도 평균적으로 p -백분위의 순위를 기대할 수 있음을 의미한다. 이는 실현되는 소득이 무작위적으로 발생하는 것이 아니라 소득자가 가지고 있는 부존자원(endowment), 즉 학력, 능력, 노력 정도, 직종, 업종 등이 확률적으로 지속성을 지님으로써 시계열적으로 연속성을 지니는 경우가 많기 때문에, 평균적으로 소득순위에 대한 기대치는 동일할 것이라는 점에 착안한 것이다. 즉, 고학력에, 경험도 풍부하고 노력도 남들보다 많이 하는 등 생산성이 높은 소득자는 지속적으로 고소득을 창출하는 경우가 많으며, 반대로 저학력에 경험과 노력이 부족하고 생산성도 낮은 경우에는 지속적으로 저소득을 창출하는 경우가 많다는 일반적인 현실을 잘 설명할 수 있을 것이기 때문이다. 이는 일견 항상소득가설에서 주장하는 바와도 일맥상통한다고 할 수 있다.

그런데 현실에서는 매기(每期)마다 소득수준은 물론이고 소득순위 또한 변하는 것이 일반적이다. 그러나 이것이 위에서 가정한 기본시나리오와 모순되지는 않는다. 왜냐하면 위의 가정은 금기(今期)의 소득순위에 대한 기대치가 전기(前期)의 소득순위와 동일하다는 것을 의미할 뿐 실제로는 금기의 소득순위가 전기의 소득순위와 달라지는 것을 허용하기 때문이다. 오히려 소득순위를 연속확률변수로 표현할 경우, 금기의 소득순위가 전기와 동일하게 실현될 확률은 0이라는 점에 주목할 필요가 있다.

만약 오차항에 해당되는 변수가 일정한 범위 내에서 절대값이 작은 값으로 실현된다면 해당소득자의 소득순위는 시간이 경과하여도 평균적으로 변하지 않았다고 볼 수 있다. 그러나 단 한 번이라도 오차항의 절대값이 매우 큰 값으로 실현된다면 이는 해당 소득자의 소득순위가 구조적으로 변화(이동)하였다고 볼 수 있다. 이러한 형태로 생애소득의 흐름이 창출된다면 불규칙보행가설(random walk hypothesis)에서 보는 바와 같이 매우 유사한 논리

가 적용될 수 있음을 알 수 있다.

3. 가상패널 도출을 위한 소득창출식

가. 개요

시간이 경과하면서 모든 연령대의 세대가 자연적으로 다음 연령대로 이동하면서 시계열적으로 각 연령층의 소득분포는 물가변동 및 경제성장 등에 따라 분포의 모습이 변화한다. 시간의 흐름에 관계없이 연령대를 하나로 고정시키더라도 해당 연령대의 소득분포는 시간이 경과함에 따라 분포의 모습이 변화한다. 이는 시간이 경과하면서 물가와 실질소득이 함께 변화하기 때문이다. 예를 들어 작년 40세였던 세대는 금년도에 40세인 세대와 인적 특성이 동일하다. 그러나 각 연령대의 소득분포는 물가변동 및 실질소득의 변화로 인해 분포의 모습, 즉 소득의 평균과 분산이 달라진다. 그 밖에 동일세대 내에서도 소득자들 간의 소득순위는 시간이 경과함에 따라 변화한다. 그러므로 어떤 연도에서 어떤 연령대를 이루는 동일세대(t 시점에서 태어난 현재 a 세인 세대) 내에서 소득분포는 다음 기로 넘어가면서 인적 특성 변화에 따른 연령대의 이동(상승), 소득분포의 모습 변화, 소득순위의 변화라는 세 가지 변화요인을 동시에 경험하게 된다.

여기서 한 가지 흥미로운 사실은 김종면·성명재(2003A·B, 2004)의 연구에서도 밝혔듯이 시간이 경과하여 각 연령대 내에서의 소득분포가 변하더라도 기본적인 분포의 특성, 즉 시계열적으로 상당히 안정적인 자연대수정규분포의 모습을 유지한다는 점은 본 연구에서 가상패널을 구성함에 있어 출발점을 나타내는 핵심적인 기본적인 가정이다. 시간이 경과하여 각 연령대의 소득분포 모습이 변하더라도 자연대수정규분포라는 큰 틀을 그대로 유지하면서, 소

득분포의 모양을 결정하는 평균과 분산만 바뀐다고 할 수 있다.

시간이 경과할 때 동일 연도에 태어난 소득자들의 소득분포의 변화는 시점변화에 따른 연령층대의 이동(1단계), 소득평균 및 분산의 변화(2단계)로 요약된다. 그러나 이는 피상적으로 해당 연령층의 소득분포 모양만을 논한 것일 뿐 개개인의 소득순위 변화(3단계)는 얘기하지 않고 있다. 가상패널자료를 생성하는 것은 전체적인 소득분포의 모양이 변하는 것뿐만 아니라 개별소득자의 소득순위 변화도 함께 포괄한다. 이런 효과는 시간이 경과하면서 동시에 발생한다. 만약 이러한 변화효과를 다음과 같이 세 단계로 세분화하여 고찰하면 직전 기의 소득자료로부터 다음 기의 소득자료를 창출하는 메커니즘을 보다 쉽게 형상화할 수 있기 때문에 개념상 여러가지로 매우 편리하다.

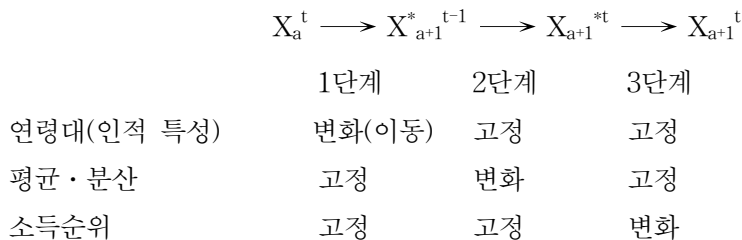
먼저 어떤 시점(t)에 태어난 해당 시점에서 a 세인 연령층에 속하는 소득자들의 소득분포가 다음 기, 즉 $(a+1)$ 세에 이르러 새로운 소득분포로 이행하는 과정은 다음과 같이 분리할 수 있다.

- 1단계: 현재 a 세의 소득분포로부터 해당 시점에서 $(a+1)$ 세인 소득자, 즉 $(t-1)$ 기에 태어난 사람들이 해당 시점에서 보여 주었던 소득분포를 이행하는 단계
단, 소득순위는 a 세 때의 순위를 그대로 유지(소득연령층의 이동)
- 2단계: 해당 시점과 직후 시점 간에는 물가 및 실질소득의 변화로 인해 소득분포의 평균과 분산이 변화(물가 및 실질소득 분포의 변동: 평균·분산의 변화)
- 3단계: 2단계의 소득분포하에서 소득자 간의 소득순위 변동이 발생
3단계에서의 소득분포의 평균과 분산은 2단계와 동일
그렇지만 각 개별소득자의 소득순위는 서로 다름(소득순위의 변동).

위의 논의를 기호를 사용하여 정리하여 설명하면 다음과 같다.
 먼저 다음의 변수를 정의한다.

- X_a^t : t시점에서 태어나 기준연도 현재 a세인 세대의 소득 확률 변수(참고: X_{a+1}^t 은 t시점에 태어나 차년도 현재 (a+1)세인 세대의 소득 확률변수)
- X_{a+1}^{*t-1} : t시점에 태어나 기준연도 현재 a세인 세대가 기준연도에 시험하였던 소득분포(X_a^t)하에서의 소득자별 소득순위를 그대로 유지한 채, t-1시점에서 태어나 기준연도 현재 (a+1)세였던 세대가 기준연도에 시험하였던 소득분포 (X_{a+1}^{t-1})와 동일한 소득분포를 가지는 가상적인 경우를 상정한 가상의 확률변수(현실에서는 관찰되지 않음)
- X_{a+1}^{*t} : t시점에서 태어나 기준연도 현재 a세인 세대들이 차년도에 (a+1)세가 되었을 때 가지게 되는 소득 확률변수 X_{a+1}^t 와 소득분포의 형태가 동일한 소득 확률변수이지만, 소득순위는 기준연도의 X_a^t 와 동일하다는 가상적인 경우를 가정한 가상의 확률변수(현실에서는 관찰되지 않음)

위에서 설명하였듯이 t시점에 태어나 기준연도 현재 a세인 세대(소득자)의 소득 확률변수 X_a^t 가 시간이 경과함에 따라 차년도에 (a+1)세가 되었을 때 최종적으로 X_{a+1}^t 의 소득분포를 보이게 되는 과정을 위에서 정의한 변수를 이용하여 도식화하면 다음과 같다.



위의 전개과정을 수식으로 모형화하면 다음과 같다.

나. 수식모형

수식으로 소득창출식을 설명함에 있어 가항에서 제기한 세 가지 단계의 변화단계 중 제1단계는 다른 조건이 동일하다는 전제하에서 연령상승에 따른 인적특성 변화로 인해 기준연도 시점에서 연령이 a 세인 세대의 소득분포(X_a^t)가 소득순위의 변화 없이 기준연도에서 $(a+1)$ 세의 연령분포와 동일한 자연대수정규분포(X_{a+1}^{*t-1})로 이행함을 의미한다.

2단계는 $t-1$ 시점에 태어난 세대와 t 시점에서 태어난 세대가 시점은 서로 다르지만 각기 $(a+1)$ 세가 되었을 때 가지게 되는 2개의 소득분포(X_{a+1}^{t-1} , X_{a+1}^t)의 경우, 각각의 인적특성은 $(a+1)$ 세로 모두 동일하지만 시점이 기준연도에서 차년도로 1년의 시차가 있기 때문에 물가 및 실질소득 변동 등의 요인에 의해 물리적인 소득분포의 형태가 다르게 나타난다. 현재 시점에서 $(a+1)$ 세인 세대의 소득 확률변수와 동일한 분포를 가지는 (가상의) 소득 확률변수 X_{a+1}^{*t} 는, 전기에 $(a+1)$ 세였던 세대의 소득분포와 동일한 소득분포를 가지는 (가상의) 확률변수 X_{a+1}^{*t-1} 과 자연대수정규분포의 범주 안에서 평균과 분산의 차이만 있을 뿐이다. 이 차이는 소득의 평균과 분산의 차이로 설명된다. 이는 각각의 소득분포가 자연대수정규분포를 따르므로 각각의 확률변수에 자연대수를 취하면 소득 평균과 분산의 차이는 선형변환(linear transformation)의 형태로 설명된다.

$$\ln(X_{a+1}^{*t}) = a + b \cdot \ln(X_{a+1}^{*t-1}) \quad (\text{VI-1})$$

또는

$$X_{a+1}^{*t} = e^a \cdot \{X_{a+1}^{*t-1}\}^b \quad (\text{VI-2})$$

t시점에서 태어나 기준연도에서 차년도로 이행하면서 소득분포가 변화하는 과정을 세 단계로 분해한 것 중 마지막 단계(3단계)에서는 먼저 t시점에서 태어난 한 소득자의 소득이 어떤 시점에서 해당 연령층 내에서 소득위계수가 p-백분위수로 실현되었다고 하자. 이 때 그(녀)의 소득 X_a^t 는 $Y_{a,p}^t$ 로 실현되었다고 표시할 수 있다. 그(녀)는 다음 기, 즉 (a+1)세에 이르러 (a+1)세 연령층의 소득분포 중 소득위계수 p-백분위수의 소득금액 $Y_{a+1,p}^*$ (이를 확률변수로 표현하면 X_{a+1}^*)를 중심으로 하여 일정한 확률분포를 가지는 변수가 곱해진 형태로 p'-백분위수의 소득금액으로 실현되었다고 하자. 이 과정에서 p-백분위수 소득금액에 곱해지는 확률변수 비율은 평균이 1이라고 가정한다. 그러면 a세 때 p-백분위수 소득금액을 가진 소득자는 (a+1)세에도 평균적으로 해당 연령층 내에서 p-백분위수 소득을 창출한다. 이를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$Y_{a+1,p'}^t = (1+\gamma_{a+1}^t) \cdot Y_{a+1,p}^* \quad (\text{VI-3})$$

식 (VI-3)은 모든 $p(\in[0,1])$ 에 대해 성립하므로 백분위수 하첨자 p를 제외하고 이를 확률변수로 바꾸어 표현하면 다음과 같이 변환된다.

$$X_{a+1}^t = (1+\gamma_{a+1}^t) \cdot X_{a+1}^* \quad (\text{VI-4})$$

식 (VI-4)를 소득창출식이라고 표현하자. 소득창출식의 오른쪽항을 전개하면 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$X_{a+1}^t = X_{a+1}^* + \gamma_{a+1}^t \cdot X_{a+1}^* = X_{a+1}^* + \epsilon_{a+1}^t \quad (\text{VI-5})$$

여기서 X_{a+1}^t 와 X_{a+1}^* 는 각 소득자의 소득순위만 다를 뿐 평균과 분산이 같은 값을 가지는 동일한 자연대수정규분포를 따른다. 그러므로 식 (VI-5)의 양변에 기대값(expectation)을 취하면 식 (VI-5)의 우변의 마지막 항은 사라지게 된다. 즉, ε 은 평균이 0인 오차항으로 해석할 수 있다. 그런데 위의 식을 보면 비록 γ 가 X_{a+1}^* 에 대해 통계적으로 독립이라는 매우 강한 가정을 채택하더라도 오차항으로 표현되는 ε 은 X_{a+1}^* 에 대해 결코 통계적으로 독립일 수 없음을 알 수 있다. 더욱이 오차항 ε 은 분산이 X_{a+1}^* 에 의존하는 전형적인 이분산성(heteroskedasticity)을 나타낸다. 그러므로 ε 은 X_{a+1}^* 에 대해 통계적으로 독립이 아님을 쉽게 알 수 있다. 다음에 설명하듯이 본질적으로 γ 역시 X_{a+1}^* 와 통계적으로 독립일 수 없기 때문에 ε 은 X_{a+1}^* 에 대해 결코 독립일 수 없다.

식 (VI-4)의 소득창출식에 기대값을 취하면 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$\begin{aligned}\mu_X &\equiv E(X_{a+1}^t) = E\{(1+\gamma_{a+1}^t) \cdot X_{a+1}^*\} & (VI-6) \\ &= E(X_{a+1}^*) + E(\gamma_{a+1}^t \cdot X_{a+1}^*) \\ &= \mu_X + E(\gamma_{a+1}^t \cdot X_{a+1}^*)\end{aligned}$$

$$E(\gamma_{a+1}^t \cdot X_{a+1}^*) = 0 \quad (VI-7)$$

γ_a^t 는 출생연도(t)와 연령(a)에 의존할 수도 있지만, 명시적으로 γ 가 t와 a의 함수라고 표현하지 않아도 논리전개상 큰 무리는 없다. 논의의 단순화를 위해 γ_a^t 대신 γ 로 표기하도록 한다.

식 (VI-7)은 곧 γ 가 X^* 에 대해 직교성(orthogonal) 조건을 만족시킴을 의미한다. 그렇지만 위의 직교성 조건이 곧 ' γ 의 기대값이 0' 또는 ' X^* 에 대한 γ 의 조건부 기대값이 0'이라는 명제를 보장해

주지는 않는다는 점에 주목할 필요가 있다. 일반적인 회귀분석, 즉 단순회귀분석 등에서는 오차항이 회귀변수(regressors)에 대해 직교성 조건을 만족시키면서 동시에 조건부 기대값 또는 기대값이 0 또는 일정한 상수라는 조건을 충족시킨다. 물론 이 조건은 상수항이 존재하는 경우에는 항상 0으로 환원할 수 있다.

식 (VI-4)와 식(VI-7)의 경우에는 직교성 조건과 $E(\epsilon)=0$ 이라는 조건만 성립할 뿐, γ 의 기대값이 0임을 보장해주지는 않는다. 실제로 다음 절에서 좀 더 자세히 설명하겠지만 $(1+\gamma)$ 는 자연대수 정규분포를 따른다. 특히 $\ln(1+\gamma)$ 의 평균은 0이다. 편의상 $\ln(1+\gamma)$ 의 분산을 σ_r^2 라고 하자. 그러면 자연대수정규분포와 정규분포 사이의 1:1 대응관계를 기초로 할 때 $(1+\gamma)$ 의 기대값은 $\exp(\sigma_r^2/2)^{30)}$ 이 된다. 따라서 분산 σ_r^2 이 0이 아닌 이상 $(1+\gamma)$ 의 기대값은 항상 1보다 큰 값을 가진다. 물론 γ 가 상수가 아니기 때문에 σ_r^2 은 당연히 양의 값을 가진다. 그러므로 γ 의 기대값은 항상 양의 값을 가짐에 유의하여야 한다³¹⁾. 이러한 결과는 제5절의 추정 결과에서도 확인할 수 있다.

여기서 한 가지 흥미로운 점은 $\Gamma(=\ln(1+\gamma))$ 와 $Z^*(=\ln(X^*))$ 의 공분산은 Z^* 의 값에 의존하지 않는다는 점이다. 이는 비록 γ 와 X^* 의 공분산이 0보다 작기 때문에 負(-)의 상관관계를 나타내어 γ 는 확률적으로 X^* 와 반대방향으로 움직이는 경향을 보이지만, X^* 와 γ 의 공분산은 소득 단위(scale)에 관계없이 일정함을 의미한다. 따라서 물가가 상승하거나 또는 경제성장의 결과로 실질소득 규모가 증대하더라도 명목소득 수준과 γ 사이의 공분산은 항상 일정함에 유의할 필요가 있다.

30) 이에 대해서는 제III장 1절 가항을 참조하기 바란다.

31) γ 는 소득금액이 0이 아닌 이상 필연적으로 정의구역이 -1부터 (+)무한대까지이다. 얼핏 보더라도 γ 의 기대값이 0이 되기는 어렵다는 점이 직관적으로도 보인다고 할 수 있다.

위의 논의에 기초하면 γ 는 X^* 에 대해 직교성 조건을 만족할 뿐이며 평균독립(mean independence)을 의미하지는 않는다. 만약 그렇다면 γ 의 조건부 기대값 또는 기대값이 0이 되어버리는 결과가 나타나는데 이는 결코 성립할 수 없는 조건이 되기 때문이다.

4. 소득분포의 통계적 특성과 가상패널의 생성방법

전술한 바와 같이 김종면·성명재(2003A·B)에서는 2인 이상의 도시가구의 경우 전체 표본의 소득분포가 자연대수정규분포를 따를 뿐만 아니라 각 연령대별 소득분포도 (대체로) 자연대수정규분포를 따르며 그 관계도 시계열적으로 상당히 안정적이라는 점을 실증해주었다. 또한 김종면·성명재(2004)의 연구에서는 가계소비 실태조사자료를 이용하여 농어가 등을 제외한 전국 가구에 대한 소득분포 특성을 검증하였는데 그들의 연구에서도 2인 이상 가구의 경우 소득분포가 자연대수정규분포를 따르면 1인 가구의 경우에도 연령별로 2개 그룹으로 나누면 각각이 자연대수정규분포를 따른다는 점을 실증적으로 보여주었다. 또한 각 연령대별 소득분포 역시 자연대수정규분포로 보아도 무리하지 않다는 결론에 도달하였다.

이에 따라 본 연구에서는 소득분포가 자연대수정규분포를 따르고 각 연령대별 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 위의 연구결과를 참명제(true statement)로 받아들이도록 한다. 이 경우 식 (VI-4)의 소득창출식의 좌우에 있는 확률변수 X_{a+1}^t 와 X_{a+1}^{*t} 는 모두 자연대수정규분포를 따른다고 할 수 있다. 이는 결과적으로 소득창출 과정에서 소득순위를 변화시키는 매개체로 도입한 $(1+\gamma_a^t)$ 도 자연대수정규분포를 따른다는 것을 의미한다. 이를 좀 더 자세히 살펴보자.

전년도 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다고 할 때 이를 기

초로 추정된 다음 연도의 소득분포 또한 자연대수정규분포를 따라야 하기 때문에 위의 식에서와 같이 전년도와 당해연도 사이의 소득발생식(income generating equation)의 관계로부터 지속적으로 소득분포가 자연대수정규분포를 나타내기 위한 조건이 충족되어야 한다. 이 조건을 만족시켜주기 위한 필요충분조건은 $(1+\gamma a^t)$ 이 자연대수정규분포를 따른다는 것이다. 예를 들어 2개의 확률변수가 곱의 형태로 또다른 하나의 확률변수를 구성할 때, 곱을 이루던 두 확률변수 각각이 자연대수정규분포를 따르는 경우에는 곱의 형태로 도출된 새로운 확률변수도 자연대수정규분포를 따르게 된다는 점을 상기하면 이해가 용이하다³²⁾.

γ 는 a 에 대해 독립적이라고 보기는 어렵다. 만약 γ 가 모든 a 에 대해 통계적으로 X^* 와 독립이라고 가정한다면 이는 매우 비현실적이다. 왜냐하면 γ 와 X^* 의 공분산이 0이 아니고 X^* 의 분포는 a 에 의존하기 때문이다. 이 점은 쉽게 증명할 수 있다. 이 문제는 논의를 계속하면서 아래에서 자연스럽게 전개하도록 한다.

32) 3개의 확률변수 (X, Y, Z)가 $X=Y \cdot Z$ 의 관계를 만족시킨다고 하자. 만약 Z 가 자연대수정규분포를 따른다고 할 때 X 도 자연대수정규분포를 따르기 위한 필요충분조건은 Y 도 역시 자연대수정규분포를 따른다는 것이다. 이해를 돕기 위해 위의 관계식에 자연대수를 취하면 $\ln X = \ln Y + \ln Z$ 가 된다. 가정에 따라 $\ln Z$ 는 정규분포를 따른다. 먼저 $\ln Y$ 가 정규분포를 따르면 두 정규분포 확률변수의 합($\ln Y + \ln Z$) 역시 정규분포를 따르므로 $\ln X$ 는 정규분포를 따르게 된다(충분조건). 따라서 $\ln Z$ 가 정규분포를 따른다는 전제하에서 $\ln Y$ 가 정규분포를 따른다는 조건은 $\ln X$ 가 정규분포를 따르기 위한 충분조건(sufficient condition)이 된다. 반대로 $\ln X$ 가 정규분포를 따른다면 이 항에 임의의 정규분포를 합산하더라도 그 합이 0(degenerate)이 되지 않는 한 정규분포를 따른다. 그러므로 $\ln X$ 에 정규분포를 따르는 확률변수 $-\ln Z$ 를 더하면 우항은 $\ln Y$ 만이 남는다. 정규분포의 합(또는 차)으로 표현된 좌항은 여전히 정규분포를 따르므로 우항도 결국 정규분포를 따르게 된다. 그러므로 $\ln Z$ 가 정규분포를 따른다는 전제하에서 $\ln Y$ 가 정규분포를 따른다는 조건은 $\ln X$ 가 정규분포를 따르기 위한 필요조건(necessary condition)이 된다. 그러므로 위의 두 가지 논거로부터, $\ln Z$ 가 정규분포를 따른다는 전제하에서, $\ln Y$ 가 정규분포를 따른다는 조건은 $\ln X$ 가 정규분포를 따르기 위한 필요충분조건이 된다.

위의 소득창출식으로부터 γ 에 대해 몇 가지 유용한 정보를 추출할 수 있다. 확률변수로 표현한 소득창출식에 자연대수를 취하면 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$\ln(X_{a+1}^t) = \ln(1+\gamma) + \ln(X_{a+1}^{*t}) \leftrightarrow Z^t = \Gamma + Z^{*t} \quad (\text{VI-8})$$

$$\text{단, } Z^t = \ln(X_{a+1}^t), Z^{*t} = \ln(X_{a+1}^{*t}), \Gamma = \ln(1+\gamma).$$

식 (VI-8)로부터 다음의 관계가 도출된다.

$$E(Z^t) = E(\Gamma) + E(Z^{*t}) \quad (\text{VI-9})$$

$$\text{Var}(Z^t) = \text{Var}(\Gamma) + \text{Var}(Z^{*t}) + 2\text{Cov}(\Gamma, Z^{*t}) \quad (\text{VI-10})$$

이 성립한다. 위의 식에서 $E(\Gamma)=0$ 은 쉽게 이해할 수 있다. 왜냐하면 Γ 가 오차항의 역할을 수행한다고 볼 수 있기 때문이다. 그런데 만약 Γ 와 Z^{*t} 가 서로 독립이라면 공분산이 0이 된다. 이 경우 둘째 식은 $\text{Var}(Z^t) = \text{Var}(\Gamma) + \text{Var}(Z^{*t})$ 이 되어 $\text{Var}(Z^t)$ 이 $\text{Var}(Z^{*t})$ 보다 큰 값을 가지게 된다. 그런데 앞서서도 보았듯이 Z^t 와 Z^{*t} 는 서로 소득순위만 다를 뿐 분포가 동일한 소득 확률변수이다. 그러므로 Γ (또는 γ)와 Z^* 가 통계적으로 독립이 아니라는 것을 알 수 있다. $E(Z^t) = E(Z^{*t})$, $\text{Var}(Z^t) = \text{Var}(Z^{*t})$ 의 관계로부터 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$E[\Gamma] = E[\ln(1+\gamma)] = 0 \quad (\text{VI-11})$$

$$\sigma_{\Gamma Z^*} \equiv \text{Cov}(\Gamma, Z^{*t}) = -\text{Var}(\Gamma)/2 \quad (\text{VI-12})$$

위의 두 식은 확률변수 $\Gamma=(1+\gamma)$ 가 Z^* , 즉 $\ln(X_{a+1}^*)$ 와 負(-)의 상관관계를 맺고 있음을 의미한다. 만약 두 변수 간에 아무런 상관관계가 없어서 공분산이 0이라면 식 (VI-12)에서 보듯이 연령대가 동일하다고 하더라도 t 가 증가함에 따라 X 의 분산이 계속 증가하게 되어 결국에는 무한대로 발산하게 되는 경우가 발생한다. 현실에서는 이런 일이 결코 발생하지 않는다. 위의 소득창출식이 시계열적으로 안정적이면서 의미를 가지기 위해서는 γ 와 X 의 공분산이 반드시 음의 값을 가져야 한다.

Γ 와 Z^* 가 모두 정규분포를 따르고 0이 아닌 공분산을 지녔으므로 Γ 와 Z^* 의 결합분포는 이변결합정규분포(二變結合定規分布; bivariate normal distribution)를 따른다고 할 수 있다. 그러므로 가상패널 도출을 위해 소득창출식의 좌변을 예측하기 위해서는 우변의 2개 결합확률변수, 즉 (Γ, Z^*) 또는 (γ, X^*) 가 동시에 추출되어야 한다. 만약 그렇지 않고 γ 와 X^* 가 독립적으로 추출되어 새로운 $(a+1)$ 세의 소득분포를 구성한다면 이는 필연적으로 Γ 와 Z^* 의 상관관계를 반영하지 못하게 됨으로써 $(a+1)$ 세의 본래의 소득분포와 다른 분포를 초래하게 된다. 그러므로 추정된 분포가 본래의 분포와 달라지게 되는 경우를 방지하기 위해서는 소득창출시 (γ, X^*) 또는 (Γ, Z^*) 를 함께 생성(generating)하여야 한다. 소득창출을 위한 (Γ, Z^*) 의 생성을 위해서는 이변결합정규분포의 모수(parameters)를 추정해야 한다. (Γ, Z^*) 의 평균과 분산은 각각 표본자료로부터 직접 추정이 가능하다. 문제는 양자 간의 공분산인데 이것도 위의 관계식에서 Γ 의 분산으로부터 추정할 수 있다.

위에서 Γ 와 Z^* 의 공분산은 음의 값을 가짐을 보았다. 이는 곧 X^* 가 큰 값을 가질수록 γ 는 확률적으로 작은 값을 가지려는 경향이 있으며, 반대로 X^* 가 작아질수록 γ 는 큰 값을 가지는 경향이 있음을 시사한다.

현실적으로 Z^* (또는 X^*)의 값이 주어진 상태에서 양자의 결합분

포에 근거하여 Γ (또는 γ)를 무작위추출하는 것은 매우 어렵기 때문에 본 연구에서는 이러한 어려움을 우회하기 위해 Γ 와 Z^* 의 이변결합정규분포로부터 직접 $(\Gamma, Z^*) = (\ln(1+\gamma), \ln(X^*))$ 에 대한 결합무작위수를 무수히 많이 생성한 다음, X^* 의 값 중 p-백분위수 소득금액에 해당되는 경우의 (γ, X^*) 조합의 값을 소득창출식의 오른쪽 항에 대입하여 (a+1)세 때의 소득금액을 생성한다. 이와 같은 방법을 모든 t와 a를 대상으로 반복시행함으로써 가상패널을 구성할 수 있다.

예를 들어, 2000년 자료를 기준자료로 하여 2010년의 소득분포를 추정한다고 하자. 이 때 2010년 현재 45세 연령층의 소득분포는 2000년 당시 45세 연령층의 소득분포의 구조를 근간으로 하되 두 시점 사이의 물가상승 및 실질소득증가, 상대소득분포구조의 변화의 차이를 소득의 평균과 분산의 변화율만큼 조정하여 줌으로써 완료할 수 있다. 특히 김종면·성명재(2003A·B)의 연구에서 밝혀진 바와 같이 각 연령대별 소득분포가 안정적으로 자연대수정규분포를 따른다는 점을 상기한다면, 소득의 평균과 분산의 2개 모수로써 소득분포의 모든 특성이 모두 요약되므로 소득평균과 분산의 변화율을 적용하고 앞에서 추정된 γ 를 적용함으로써 패널생성을 위한 작업을 완료할 수 있다.

횡단면자료로부터 가상패널을 구성할 때 위에서와 같이 가구소득의 자연대수정규분포 특성을 이용하여 소득창출식을 설정하면 추정이 필요한 모수가 $\sigma_{I^*} = -\frac{\sigma_{\Gamma}^2}{2}$, 즉 σ_{Γ}^2 로 집약되므로 모수공간의 차수가 무한대에서 1차로 대폭 단순화된다. 따라서 위의 방법은 가상패널을 구축하는 과정이 매우 쉽게 이루어질 수 있으므로 실증분석에서 쉽게 응용될 수 있을 뿐만 아니라 각종 모의실험도 용이해짐으로써 좀 더 다양한 정책분석을 시행할 수 있다는 점에서 의의가 크다.

5. 가상패널 생성을 위한 모수의 추정결과

가. 소득이행변수(Γ)의 분포 추정을 통한 (Γ, Z^*)의 결합분포 추정

편의상 본 연구에서는 $\Gamma(=\ln(1+\gamma))$ 를 소득이행변수(所得移行變數; income transition variable)라고 부르기로 하자.

가상패널을 구성하기 위해서는 기본적으로 Γ 와 Z^* 에 대한 결합분포를 생성할 필요가 있다. 위에서 논의하였듯이 (Γ, Z^*)의 조합은 이변결합정규분포(二變結合正規分布; bivariate normal distribution)를 따르므로 이들의 결합분포는 각각의 평균, 분산과 양자 간의 공분산에 대한 정보만 얻으면 도출이 가능하다. 먼저 Z^* 의 한계분포(marginal distribution), 즉 Z^* 의 평균과 분산은 외생적으로 추정한다고 하자. 그리고 Γ 의 평균과 분산은 현재 우리나라에서 현존하는 자료 가운데 유일하게 패널자료로 생산되고 있는 한국노동패널 자료를 이용하여 추정한다. 양자 간의 공분산은 식 (VI-12)에서 보듯이 $\sigma_{\Gamma Z^*} = -\text{Var}(\Gamma)/2$ 이므로 Γ 의 분산 추정치로부터 직접 도출된다. 그런데 식 (VI-4)의 소득창출식으로부터 Γ 의 평균은 0이므로 사실상 Z^* 의 분포가 외생적으로 주어진다는 전제하에서는 Γ 의 분산만 추정하면 (Γ, Z^*)의 결합분포가 완전히 추정된다고 할 수 있다. 그러므로 가상패널을 생성하기 위해서는 결국 소득이행변수 Γ 의 분산에 대한 추정이 관건이다.

나. 소득이행변수의 분산 추정

식 (VI-4)를 기준으로 한국노동패널자료를 이용하면 Γ 를 추정할 수 있다. 먼저 현재 한국노동패널자료 가운데 이용가능한 연도는 1998~2002년 자료이다. 한국노동패널은 당초 5천가구를 대상으로 서베이가 개시되었는데, 중간에 일부의 경우에는 자료가 누락·

탈락되거나 또는 신규가구가 새로 편입되는 변화가 있었다. 일단 본 연구에서는 5개년도 자료 가운데 자료가 누락되지 않은 2,592가구의 자료를 대상으로 하여 세 단계를 거쳐 각 가구의 Γ 값을 추정하였다.

1단계에서는 각 연도의 소득기준 위계수(rank) 또는 누적상대비(cumulative relative frequencies)를 산출하였다. 2단계에서는 각 가구의 전년도 소득위계수와 동일한 위계수를 지닌 당해연도의 소득금액을 분모로 하고 해당 가구의 당해연도 소득금액을 분자로 한 것의 비율을 산출하였다. 마지막으로 이 비율에 자연대수를 취하여 해당 가구의 Γ 값을 산출하였다.

제3~4절에서 논의하였듯이 소득이행변수 Γ 는 평균이 0인 정규분포를 따른다. 그런데 Γ 의 추정치들을 기준으로 표본평균을 구해보면 반드시 0이 되지는 않는다. 이는 평균이 0인 정규분포로부터 유한 개(finite number)의 무작위수를 추출하여 평균을 구해보면 반드시 0이 되지는 않는 것과 마찬가지로의 이치이다. 다만 대수의 법칙(law of large numbers)에 따라 표본의 수가 무한대로 증가할수록 표본평균은 모평균인 0으로 수렴(vonvergence)한다. 연속확률변수의 경우에는 모집단의 평균이 0이라고 하더라도 표본평균이 0의 값을 가질 확률은 0임에 유의할 필요가 있다.

Γ 의 분산을 구하는 가장 간단한 방법은 표본분산공식을 이용하는 것이다. 이러한 전통적인 방법에 의한 Γ 의 분산 추정법을 본 연구에서는 편의상 직접법(direct method)이라고 부르기로 한다. 직접법 말고도 Γ 의 분산을 추정하는 방법에는 여러 가지가 있다. 그 가운데 하나가 정규분포의 틀 안에서 평균자승오차(mean squared error)를 최소화시켜주는 값을 분산 추정치로 하는 방법이다. 이 방법을 좀 더 자세히 살펴보자. 우선 본 연구의 모형설정에 따라 Γ 의 분포는 평균이 0인 정규분포를 따른다. 평균이 0인 정규분포는 무수히 많다. Γ 의 추정된 표본자료를 기초로 작성한 (누

적) 확률밀도함수와 평균이 0인 정규분포의 (누적) 확률밀도함수 간의 차이에 대한 제곱합은 바로 평균자승오차로 볼 수 있다. 이것을 최소화시켜주는 평균이 0인 정규분포의 분산 값을 Γ 에 대한 분산 추정치로 볼 수 있다. 본 연구에서는 이 방법을 간접법(indirect method)이라고 명명하자.

위에서 언급하였듯이 Γ 의 분산은 1998~2002년의 한국노동패널 자료를 이용하여 추정한 Γ 의 표본자료로부터 추정하였다. Γ 의 분포는 연도(시간)이나 연령 및 Γ 의 과거치 등에 의존하지 않는다고 가정하였기 때문에 각 연도 자료의 Γ 를 혼합(pooling)하여 직접법과 간접법으로 Γ 의 분산을 추정하였다(<표 VI-1> 참조).

Γ 의 분산 추정치는 직접법이나 또는 간접법이나의 여부에 따라 그 값이 크게 차이를 보인다. 전자가 0.540으로 후자의 0.216보다 2배 이상 크다. Γ 의 분포에 대해 비모수적으로 확률밀도함수를 그려보면 [그림 VI-1]에서 보는 바와 같이 정규분포와 마찬가지로 좌우대칭적인 모습을 하고 있지만, 평균을 중심으로 한 중앙부분과 꼬리부분에서의 확률밀도가 정규분포보다 높은 반면 중간부분에서는 정규분포보다 확률밀도가 낮은 구조를 보임으로써 정규분포와 다소 다른 모습을 보이고 있다. 이는 앞에서 소득창출식으로부터 Γ 의 분포가 평균이 0인 정규분포를 따른다고 유도하였던 결과와 배치되는 추정결과가 나타난 것으로 볼 수 있다. 그런데 이에 대해서는 아래와 같은 원인이 있는 것으로 판단되는 만큼 오차의 원인에 대한 분석과 함께 오차수정을 위한 과정을 살펴보도록 하자.

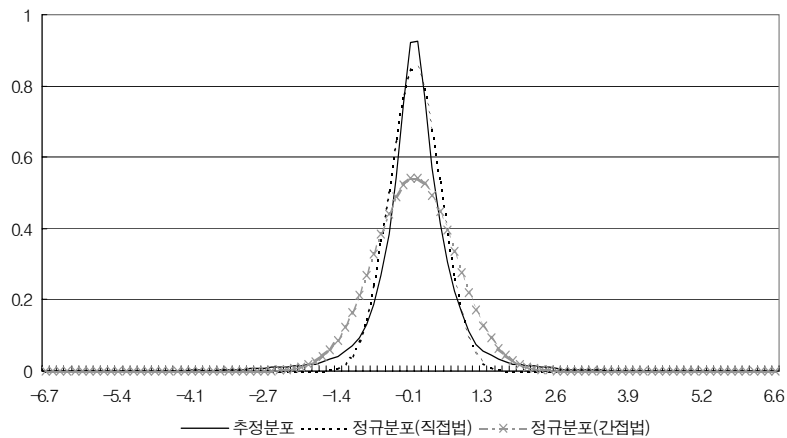
<표 VI-1> 소득이행변수(Γ)의 평균과 분산 추정치

(단위: ln(월))

Γ 의 범위	직접법		분산(간접법)
	평균	분산	
$-\infty < \Gamma < \infty$ (제약 없음)	0.00358	0.54011	0.21635
$ \Gamma \leq 2.0$ 인 경우	0.00736	0.30162	0.19586
$ \Gamma \leq 1.5$ 인 경우	0.01010	0.23855	0.18098
$ \Gamma \leq 1.25$ 인 경우	0.00979	0.19961	0.16726
$ \Gamma \leq 1.2$ 인 경우	0.01115	0.18907	0.16282
$ \Gamma \leq 1.1$ 인 경우	0.01114	0.17872	0.15795
$ \Gamma \leq 1.0$ 인 경우	0.00995	0.15930	0.14763

- 주: 1. 직접법은 Γ 의 추정치 자료를 이용하여 직접 평균과 분산공식에 대입하여 산출한 값임.
 2. 간접법은 Γ 의 평균이 0이라는 전제하에 Γ 의 경험분포(empirical)의 누적밀도(cumulative density)와, 평균이 0인 정규분포 중 누적밀도함수(cumulative distribution function)의 값의 차(差)에 대한 평균자승오차(mean squared error)를 최소화시켜주는 정규분포의 분산 값을 추정하는 것임.

[그림 VI-1] 소득이행변수 분포의 확률밀도함수 추정결과

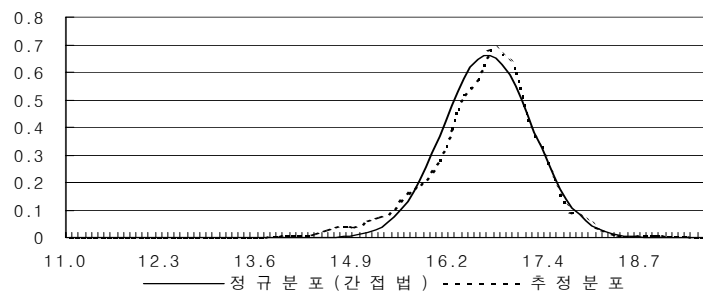


먼저 Γ 의 추정을 위해 사용된 한국노동패널자료의 특성에 주목할 필요가 있다. 한국노동패널자료는 기본적으로 연간 1회 설문조사를 통해 소득·소비 및 기타 관련 항목에 대한 조사가 이루어진다. 장부나 기록에 의한 조사가 아니라 대부분 기억에 의존한 설문조사는 전자의 방법에 의한 것보다 일반적으로 조사의 오차가 크다고 할 수 있다. 일반적으로 소득 관련 정보에 대해서는 일반인들이 설문조사에 응답할 경우 과소보고하는 경향이 있다. 이는 중산층의 비율이 작아지고 저소득층의 비율이 상대적으로 과다해지는 결과를 초래할 수 있다. 이는 소득분포도를 기준으로 할 때 저소득층의 확률밀도가 높아지는 반면 중산층의 확률밀도가 낮아지는 것으로 해석할 수 있다.

이러한 것을 확인하기 위해 1998~2002년의 한국노동패널자료를 대상으로 자연대수소득에 대한 확률밀도함수를 추정하여 도식화해보았다. [그림 VI-2]~[그림 VI-6]에서 보듯이 한국노동패널자료를 사용하여 비모수적인 추정방법으로 자연대수소득의 확률밀도함수를 추정해본 결과, 추정분포는 한결같이 정규분포보다 저소득층의 비중(밀도함수의 값)이 높은 반면, 중소득층의 비중(밀도함수의 값)은 낮은 구조를 보였다([그림 VI-2]~[그림 VI-6] 참조).

[그림 VI-2] 자연대수소득 분포(노동패널, 1998년)

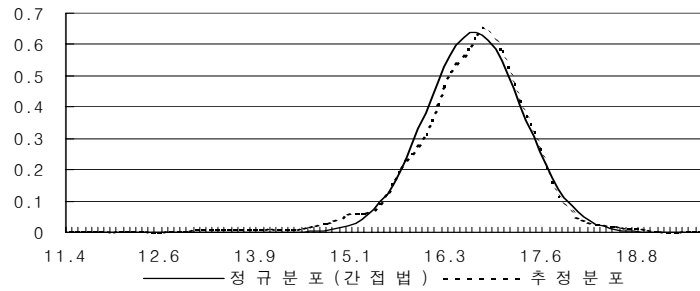
(단위: ln(원))



주: 평균=16.63666, 표준편차=0.60138

[그림 VI-3] 자연대수소득 분포(노동패널, 1999년)

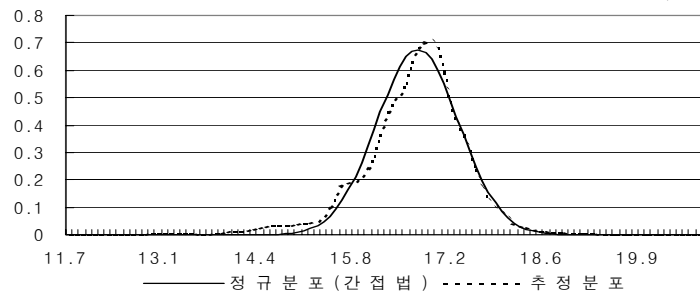
(단위: ln(원))



주: 평균=16.63099, 표준편차=0.62322

[그림 VI-4] 자연대수소득 분포(노동패널, 2000년)

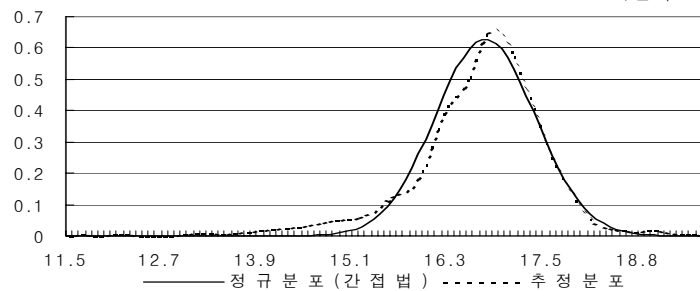
(단위: ln(원))



주: 평균=16.71449, 표준편차=0.59062

[그림 VI-5] 자연대수소득 분포(노동패널, 2001년)

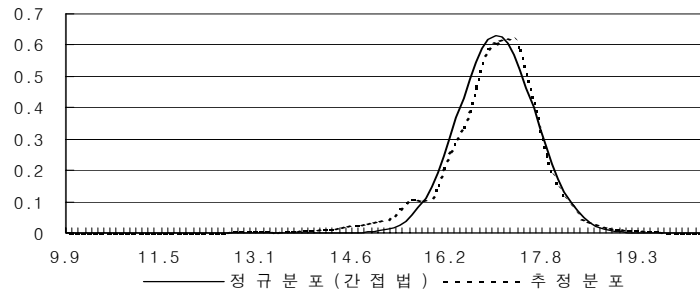
(단위: ln(원))



주: 평균=16.78084, 표준편차=0.63595

[그림 VI-6] 자연대수소득 분포(노동패널, 2002년)

(단위: ln(원))



주: 평균=16.95972, 표준편차=0.63307

$\Gamma(=\ln(1+\gamma))$ 의 절대값이 매우 큰 값을 가지는 계층은 상당수가 저소득층과 관련되어 있다. 예를 들면 한국노동패널자료의 경우 1998년에 소득이 6만원이라고 신고한 가구가 1999년에는 1,320만원으로 소득을 신고하여 소득배수($1+\gamma$)는 무려 220, 여기에 자연대수를 취한 소득이행변수(Γ)의 값은 5.39에 이른다. 1999년에 가구 소득이 1,320만원이면 평균에 크게 미달하지만 전년도 소득수준이 거의 0에 가깝기 때문에 소득배수($1+\gamma$)는 무려 220배를 나타내었다. 이는 중소득층 이상의 소득계층에서는 자주 나타나지 않으며 신규 취업 또는 실직, 은퇴 등의 경우가 발생할 때 많이 나타난다고 할 수 있다. 그런데 이들 계층은 대부분 저소득층에 속한 경우가 많다.

실제로 한국노동패널자료를 분석해본 결과 저소득층에서 Γ 의 절대값이 크게 나타난 비율이 다른 계층에 비해 절대적으로 매우 높았다. 먼저 1998~2002년의 한국노동패널자료 중 5개연도의 소득자료가 모두 있는 2,592가구를 대상으로 연도 간의 물가수준이나 경제성장 요인 등을 무시하고 편의상 명목총소득을 합산한 소득금액을 기준으로 계층을 소득 5분위(quintiles)로 구분하고 가구별로 Γ 의 절대값 평균을 구하였다. 1998~2002년 기간 동안 Γ 의 절대값 평균이 2.0 이상인 가구는 전체의 7.9%였는데 그 가운데 최하

위 20% 가구에 속하는 비율이 29.5%에 이르러 평균(20%)을 훨씬 초과하였다. 또한 Γ 의 절대값 평균이 더 커질수록 저소득층의 비율이 더 높아지는 것으로 추정되었다. 예를 들어 Γ 의 절대값 평균이 3보다 더 큰 가구는 전체의 3.9%로 대폭 줄어들지만 그러한 가구들 가운데 31.8%의 가구가 소득 최하위 20%에 속할 정도로 소득 최하위 계층의 비율이 더 커진다. Γ 의 절대값이 4보다 더 큰 가구 가운데 최하위 20%에 속하는 가구의 비중은 35.1%로 더욱 높아진다.

반면에 Γ 의 절대값 평균이 커질수록 소득 20~80%의 중소득층의 비중은 크게 떨어지는 것으로 나타났다. 최상위 20% 계층에서도 최하위 20% 계층과 다소 비슷하게 Γ 의 절대값이 기준값보다 더 크게 나온 가구 중 최상위 20%에 속하는 비중은 20%를 다소 상회하였다. 그러나 그 정도는 최하위 20%에 비해서는 미약한 편이다. 이와 같이 최고소득층에서도 Γ 의 절대값이 높게 나타나는 비중이 중위소득층보다 높은 것은, 최고소득층의 경우 소득수준이 지속적으로 평균소득을 상회하더라도 소득의 부침이 중위소득층보다는 상대적으로 더 크다는 것을 시사한다³³⁾. 그러므로 최상위 소득층의 경우에도 Γ 의 확률분포 중 꼬리부분을 두텁게 하는 한 요인이 된다. 그러나 최하위층에 비해서는 그 정도가 작은 편이다.

한국노동패널자료의 경우 다른 자료(또는 정규분포)에 비해 저소득층의 구성비가 더 높다는 점은 결과적으로 Γ 의 분포에서 절대값이 큰 값을 가지는 영역, 즉 분포의 꼬리(tail) 부분의 확률밀도 함수가 정규분포보다 두터워지는 결과를 가져다준다. 특히 꼬리 부분의 확률밀도가 높아지면 결과적으로 직접법을 통해 분산을 추정

33) Γ 의 절대값 평균이 2.0보다 큰 가구 중 소득 최상위 20%에 속하는 가구의 비중은 21.9%이다. Γ 의 절대값 평균이 3보다 큰 가구 중 최상위 20%에 속하는 가구의 비중은 24.0%로 높아지지만 그 이상으로 기준값이 상승하면 오히려 최상위층에 속하는 비중은 다시 낮아진다. 예를 들어 기준값이 4인 경우에는 최상위 20%에 속하는 가구의 비중은 23.6%로 다시 낮아진다.

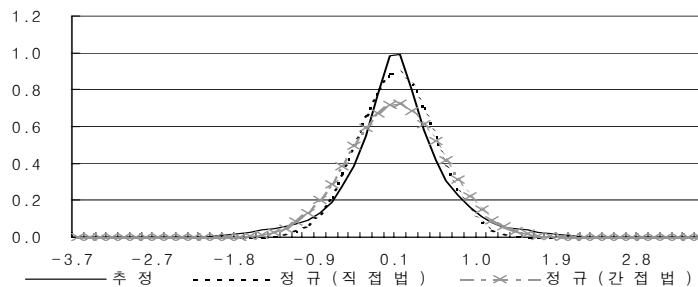
하면 그 추정치가 실제보다 과대하게 커지는 현상이 나타난다.

한국노동패널자료의 경우 각 피조사자들이 소득을 과소보고하는 경향이 있는 것으로 추정된다. 특히 국민기초생활보장제도의 적용 대상이 되는 월소득 1백만원(연소득 1,200만원) 부근에서 월소득 수준이 1백만원을 초과하는 소득자들이 소득을 과소하게 보고하는 경향이 있다. 이에 따라 [그림 VI-2]~[그림 VI-6]에서 보는 바와 같이 중하위 소득층의 비중이 정규분포의 경우보다 작은 반면 분포의 왼쪽 끝 부분에 해당하는 저소득층의 추출비중이 실제보다 과다해지는 경향을 보이는 것으로 추정된다.

그러므로 한국노동패널자료의 소득 관련 정보가 실제보다 다소 과소보고(underreport)되는 경향이 있다는 가설을 받아들인다면, 그에 따른 표본추출 오차를 해소하기 위해 저소득층에 대한 표본추출가중치를 낮추어주면 결국 Γ 의 경우에도 절대값이 큰 분포의 양쪽 꼬리 부분의 확률밀도가 낮아지는 대신 가운데 부분의 확률밀도가 높아지면서 정규분포에 가까워질 수 있음을 시사한다.

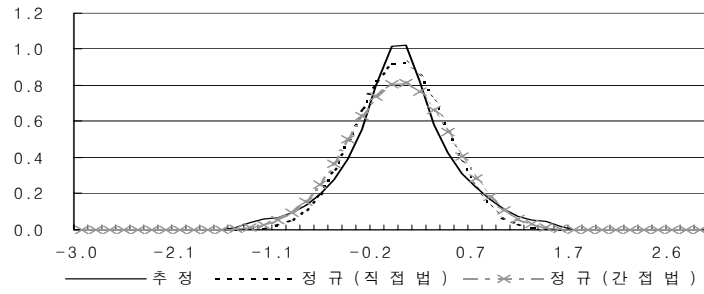
실제로 Γ 의 분포에 대해 Γ 의 절대값이 일정 수준 이상이 되는 경우에 대해 가중치를 낮추면 Γ 의 추정분포가 점차 정규분포에 가까워지는 것을 관찰할 수 있다. 또한 꼬리 부분에서 Γ 의 가중치를 조정하면 직접법에 의한 Γ 의 분산 추정치도 작아지면서 간접법으로 추정된 분산과 비슷해지는 모습도 관찰할 수 있다([그림 VI-7]~[그림 VI-11] 참조).

[그림 VI-7] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P20)



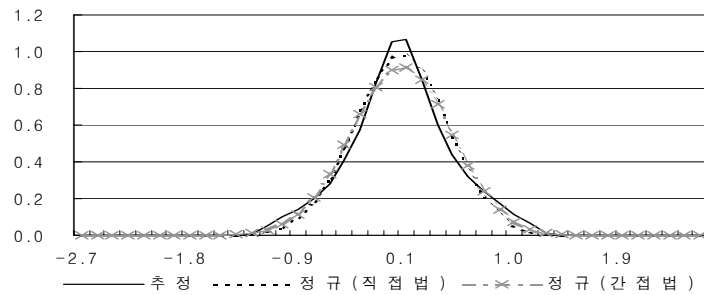
주: 분석에 사용한 Γ 의 범위: $|\Gamma| \leq 2.0$

[그림 VI-8] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P15)



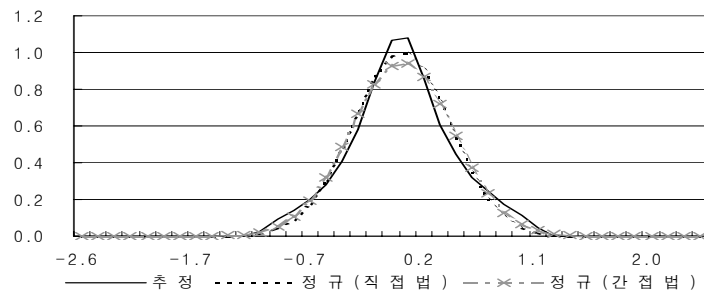
주: 분석에 사용한 Γ 의 범위: $|\Gamma| \leq 1.5$

[그림 VI-9] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P12)

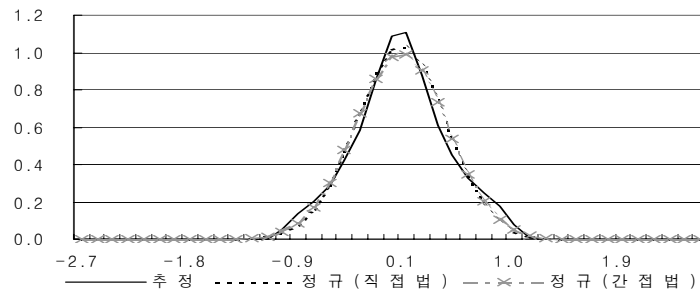


주: 분석에 사용한 Γ 의 범위: $|\Gamma| \leq 1.2$

[그림 VI-10] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P11)



주: 분석에 사용한 Γ 의 범위: $|\Gamma| \leq 1.1$

[그림 VI-11] Γ 의 확률밀도함수 추정결과(P10)

주: 분석에 사용한 Γ 의 범위: $|\Gamma| \leq 1.0$

더욱이 꼬리부분에서의 과대한 표본가중치를 조정하는 경우 표본분포의 모습만 점차 정규분포에 가까워지는 것뿐만 아니라 정규분포에 대한 가설검정 결과도 그러한 변화를 강력하게 뒷받침해준다. <표 VI-2>에서 보듯이 Γ 의 범위에 대해 아무런 제약을 가하지 않은 경우에는 정규분포에 대한 검정통계치가 매우 큰 값을 가졌지만 Γ 의 값에 제한을 두는 경우 점차 χ^2 -검정통계치의 값이 크게 줄어드는 것을 볼 수 있다. 다만 Γ 의 범위를 지나치게 협소하게 축소하면 오히려 분포의 모양이 정규분포에서 멀어질 뿐만 아니라 χ^2 -검정통계치도 다시 커지는 경향을 보인다. 경험적으로 볼 때 $\Gamma(=\ln(1+\gamma))$ 의 절대값이 약 1.2 수준일 때 가장 정규분포에 가까운 것으로 사료된다. 실제의 소득배수를 나타내는 γ 의 값은 $\exp(\Gamma)-1$ 로 표현된다. 그러므로 Γ 의 값이 1.2 또는 -1.2일 경우 소득배수(γ)는 각각 3.320배와 0.301배를 나타낸다. 이는 직전 연도와 당해연도 사이의 소득배수를 나타내는 것으로 전자의 경우에는 전년도보다 소득증가율이 약 232%에 이르거나 또는 후자의 경우 소득감소율이 70%에 이르는 등 매우 극단적인 경우를 많이 보여준다. 이러한 변화가 현실에서 불가능한 것은 아니지만 현실에서 일상적으로 쉽게 발생하는 현상으로 보기는 어렵다. 물론 시계열적으로 대폭적인 소득배수의 변화는 신규취업, 또는 실직이나 은퇴

등에 의해 많이 발생할 것으로 사료된다. 그렇다고 해도 이 정도의 변화를 나타내는 빈도가 높다고 보기는 어렵다. 저자의 판단으로는 일회성 설문조사에 의한 보고소득(reported income)의 부정확성 및 설문조사 특성상 나타나는 소득의 과소보고 경향 및 과소보고 수준의 시간적인 불규칙성 때문에 소득배수(γ)의 값이 실제보다 부풀려진 경우가 많아짐으로써 이와 같은 현상이 나타난 것으로 보인다.

<표 VI-2> 소득이행변수(Γ)의 정규분포 가설검정의 χ^2 -검정통계치

Γ 의 범위	1998~1999	1999~2000	2000~2001	2001~2002	1998~2002
$-\infty < \Gamma < \infty$ (제약 없음)	8916.276	8820.847	5831.531	15279.725	38913.203
$ \Gamma \leq 2.0$ 인 경우	212.642	272.086	160.766	294.870	890.021
$ \Gamma \leq 1.5$ 인 경우	41.778	54.896	17.043	68.438	148.013
$ \Gamma \leq 1.25$ 인 경우	4.644	11.533	0.487	10.513	15.855
$ \Gamma \leq 1.2$ 인 경우	1.994	7.552	0.127	5.364	4.610
$ \Gamma \leq 1.1$ 인 경우	1.090	2.745	0.872	3.184	0.739
$ \Gamma \leq 1.0$ 인 경우	3.685	1.952	3.818	2.121	4.684

주: 1. $\chi_{0.01}^2(2)=9.210$, $\chi_{0.05}^2(2)=5.991$, $\chi_{0.10}^2(2)=4.605$
 2. $\exp(1.1)=3.00417$, $\exp(-1.1)=0.33287$, $\exp(1.2)=3.32012$, $\exp(-1.2) = 0.30119$

그러므로 이러한 오차를 교정하기 위해서는 Γ 가 큰 값을 가지는 현상은 허용하되, 그 비율이 실제보다 과다해지는 것을 방지하기 위해 이론분석에서 유도하였던 결론, 즉 Γ 가 정규분포를 따른다는 전제를 받아들이면서, 분산 추정치는 직접법이 아니라, 정규분포의 전제하에서 Γ 의 추정표본자료를 가장 근사(近似)하게 만들어주는 간접법에 의한 분산 추정치를 채택하기로 한다. 이 경우 Γ 의 분산추정치는 <표 VI-1>에서 보듯이 0.21635가 된다. 그러므

로 아래의 분석에서는 Γ 가 평균이 0이고 분산이 0.21635인 정규 분포를 따른다고 가정한다.

6. 이변결합정규분포(二變結合正規分布; bivariate normal distribution)와 가상패널

위의 제4절에서 설명하였듯이 가상패널을 구성하기 위해서는 (Γ, Z^*) 의 결합분포에 기초한 무작위수 생성(random number generation)이 필요하다. 전술하였듯이 소득창출과 관련된 모형설정의 결과로서 Γ 의 한계분포(marginal distribution)는 연령이나 시점에 의존하지는 않지만 소득분위수(income rank) Z^* 의 수준에 의존한다. 즉, (Γ, Z^*) 는 이변결합정규분포를 따른다. 이변결합정규분포하에서의 무작위수 생성을 위해 이변결합정규분포의 특성에 대해 간략히 살펴보자.

2개의 확률변수 z_1 과 z_2 는 서로 독립(independent)이면서 각각이 모두 표준정규분포 $N(0, 1)$ 을 따른다고 하자. 정규분포를 따르는 확률변수의 선형결합(linear combinations)으로 표현되는 확률변수는 역시 정규분포의 특성을 지닌다. 또다른 확률변수 x_1 과 x_2 는 다음과 같이 z_1 과 z_2 의 선형결합으로 표현된다고 하자.

$$x_1 = \sqrt{\frac{1+\rho}{2}} z_1 + \sqrt{\frac{1-\rho}{2}} z_2 \quad (\text{VI-13})$$

$$x_2 = \sqrt{\frac{1+\rho}{2}} z_1 - \sqrt{\frac{1-\rho}{2}} z_2 \quad (\text{VI-14})$$

$$\text{단, } \rho = \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{\Gamma} \cdot \sigma_{Z^*}} \quad (\text{VI-15})$$

그러면 x_1 과 x_2 는 각기 평균이 0이고 분산이 1이며, 양자 사이에는 ρ 의 상관계수(correlation coefficient)가 존재하는 이변결합정규

분포(二變結合正規分布; bivariate normal distribution)³⁴를 따르게 된다. 위의 x_1 과 x_2 를 다시 아래와 같이 선형변환(linear transformation)을 하여 Γ 와 Z^* 로 전환하면 Γ 와 Z^* 는 제4절에서 논의한 (Γ, Z^*) 에 대한 통계적 특성을 모두 만족시키는 이변결합 정규분포 변수로 전환된다.

$$\begin{aligned} \Gamma &= \sigma_{\Gamma} x_1 \\ &= \sigma_{\Gamma} \left(\sqrt{\frac{1+\rho}{2}} z_1 + \sqrt{\frac{1-\rho}{2}} z_2 \right) \end{aligned} \quad (\text{VI-16})$$

$$\begin{aligned} Z^* &= \mu_Z + \sigma_{Z^*} x_2 \\ &= m + \sigma_{Z^*} \left(\sqrt{\frac{1+\rho}{2}} z_1 - \sqrt{\frac{1-\rho}{2}} z_2 \right) \end{aligned} \quad (\text{VI-17})$$

가상패널 구축을 위한 무작위수(random numbers) 생성시에는 아래의 관계식과 Γ 와 Z^* 의 결합확률분포를 이용하여, 쌍(pairs)으로 z_1 과 z_2 에 대한 무작위수를 생성한 뒤 x_1 과 x_2 로의 전환을 거쳐, Z^* 에 대응되는 위계수 값에 대응되는 Γ 값을 해당 소득자에 대한 소득이행변수의 실현된 값으로 하여 가상패널하에서의 소득을 추정한다.

Γ 의 분산 추정치는 $0.21635(\sigma_{\Gamma}=0.46512)$ 이다. 식 (VI-12)를 식 (VI-15)에 대입하면 다음의 관계를 얻을 수 있다.

$$\rho = \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{\Gamma} \cdot \sigma_{Z^*}} = \frac{-\sigma_{\Gamma}^2/2}{\sigma_{\Gamma} \cdot \sigma_{Z^*}} = -\frac{\sigma_{\Gamma}}{2\sigma_{Z^*}} = -\frac{0.23256}{\sigma_{Z^*}} \quad (\text{VI-18})$$

그러므로 상관계수 ρ 의 값은 $\sigma_{Z^*}^2(=\sigma_Z^2)$ 의 값에 의존한다. 일

34) 이에 대한 보다 자세한 논의는 Kenny and Keeping(1951)을 참조하기 바란다.

례로 $\sigma_{z^*}^2 = 0.49196 (= \sigma_z^2)$ (또는 $\sigma_{z^*} = 0.24203$) 라면 $\rho = -0.47272$ 의 값을 가지게 된다. 편의상 예를 들어 $\mu_z = 17.26347$ 로 가정하자. 이 경우 서로 독립인 표준정규분포를 따르는 z_1 과 z_2 를 기준으로 Γ 와 Z^* 를 표현하면 다음과 같다.

$$\Gamma = 0.23882 \cdot z_1 + 0.39913 \cdot z_2 \quad (\text{VI-19})$$

$$Z^* = 17.26347 + 0.25260 \cdot z_1 - 0.42216 \cdot z_2 \quad (\text{VI-20})$$

7. 가구주 연령분포의 전망³⁵⁾

가. 가상패널 구성을 위한 인구학적 특성에 대한 가정

가상패널을 구성하기 위해서는 각 연령대별로 소득분포와 분포 구성비를 추정해야 한다. 소득분포는 자연대수정규분포를 따른다는 가설을 받아들이므로 자연대수소득의 평균과 분산(표준편차)을 추정하면 된다. 본항에서는 미래 소득분포를 추정하기 위해 필요한 기본적인 가정을 소개하고, 미래 소득분포를 추정하기 위해 필요한 모수 추정은 아래의 제7~9절에서 논의한다.

미래 소득분포를 예측함에 있어서 가장 기본적으로 필요한 것은 인구와 가구 수 등에 대한 예측치들이다. 통계청에 따르면 우리나라의 추계인구는 2005년 현재 4,829.4만명이다. 추계인구는 당분간 계속 증가하여 2020년에 이르러 4,995.6만명에 도달한 후 감소추세로 반전될 것으로 예측되고 있다([그림 VI-12] 참조).

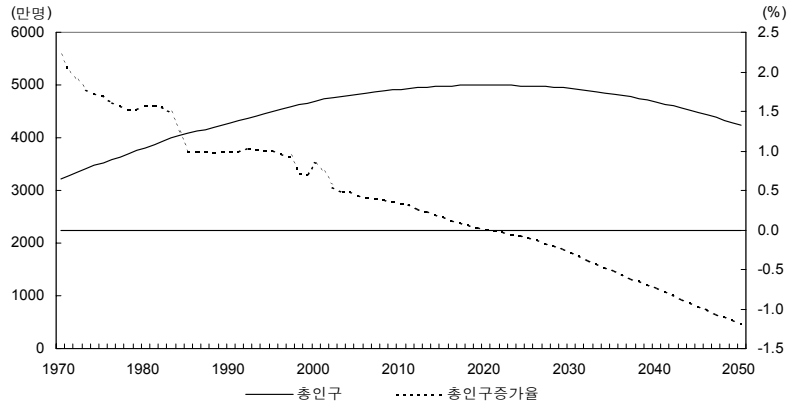
통계청에서 추계한 추계가구 수(2000~2020년)는 2000년 현재 1,460.9만가구이다. 그런데 2000년 인구주택총조사에 의하면 가구 수는 1,431.2만가구이다. 2000년을 기준으로 끝수조정(end-point

35) 본장에서 장래인구 및 장래가구 등을 추계함에 있어 방법론적으로 김중면·성명재(2004)의 제IV장 제3절을 많이 참조하였다.

adjustment)을 하고 이와 동일한 비율로 통계청의 추계가구 수를 조정하면 <표 VI-5>에 나타난 바와 같이 2000~2020년의 수정가구 수를 얻을 수 있다.

추계인구를 수정가구 수로 나누면 가구당 평균가구원 수를 얻을 수 있다. 평균가구원 수는 2000년 현재 3.28명, 2010년에는 2.98명, 2020년에는 2.81명 등으로 지속적으로 감소하는 추세를 보이고 있다.

[그림 VI-12] 총인구와 총인구증가율(통계청 추계인구 기준)



<표 VI-3> 가구 수의 변화추이(인구센서스 기준)

(단위: 가구)

	1980	1985	1990	1995	2000
전체	7,969,201	9,571,361	11,354,540	12,958,181	14,311,807
1인 가구	3,82,743	660,941	1,021,481	1,642,406	2,224,433
2인 가구	8,39,839	1,175,532	1,565,713	2,184,626	2,730,548
3인 가구	1,152,569	1,579,668	2,163,272	2,636,254	2,987,405
4인 가구	1,619,742	2,421,627	3,350,728	4,110,359	4,447,170
5인 가구	1,597,002	1,862,908	2,140,073	1,666,981	1,442,895
6인 가구	1,167,500	1,182,604	671,062	496,861	344,992
7인 이상 가구	1,209,806	688,081	442,211	220,694	134,364

자료: 통계청, 『인구주택총조사』, 각 연도.

나. 연령별 인구추계

가상패널을 구축하기 위해서는 기본적으로 가구주 연령별 소득 분포를 알아야 하고, 그 과정에서 미래의 횡단면자료를 생성하기 위해서는 이에 추가하여 가구주 연령분포, 즉 연령별 표본점유비가 필요하다. 지난 20여년간 도시가계조사자료에 나타난 가구주의 연령별 분포는 <표 VI-4>에서 보는 바와 같다. 인구의 노령화 추세를 반영하듯이 가구주의 연령별 비중이 고연령층으로 갈수록 더 높아지는 경향을 보이고 있다.

<표 VI-4> 가구주 연령별 가구비중 추이(도시가계조사자료)

(단위: %)

	~20	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49	50~54	55~59	60~	계
1982	0.63	5.09	15.34	20.01	15.76	15.84	12.38	7.04	4.25	3.67	100
1983	0.98	4.66	15.73	18.95	16.30	14.75	13.28	6.54	4.41	4.41	100
1984	1.37	5.19	16.99	19.61	16.25	14.54	11.74	7.01	4.28	3.02	100
1985	0.83	4.34	15.95	20.44	16.78	13.94	12.08	7.69	4.23	3.72	100
1986	0.66	3.99	15.20	19.47	17.17	15.10	12.90	7.79	4.32	3.42	100
1987	1.24	4.20	14.65	21.05	17.18	14.08	11.65	8.11	4.06	3.77	100
1988	0.70	3.21	13.47	22.69	17.38	15.25	11.50	8.36	3.45	3.99	100
1989	0.80	3.04	12.63	23.47	17.89	14.67	12.04	7.91	4.57	2.98	100
1990	0.70	2.63	10.87	21.14	19.38	16.37	12.48	8.41	4.84	3.19	100
1991	0.54	3.02	8.58	21.08	18.95	17.12	12.37	9.02	5.12	4.20	100
1992	0.39	2.79	8.83	19.65	20.04	16.31	12.91	9.22	5.59	4.27	100
1993	0.69	2.98	10.13	21.59	19.56	14.29	11.78	8.36	5.09	5.53	100
1994	0.54	2.40	9.38	18.69	18.97	14.84	12.44	9.44	6.38	6.94	100
1995	0.30	1.83	8.78	17.98	20.20	14.30	12.52	9.25	6.98	7.84	100
1996	0.42	2.13	6.96	16.99	18.52	15.28	13.36	10.01	7.51	8.82	100
1997	0.28	1.93	7.30	15.51	17.86	15.31	13.79	10.14	7.85	10.03	100
1998	0.25	1.67	7.87	15.96	20.59	16.78	11.79	9.43	7.27	8.39	100
1999	0.34	1.70	6.81	13.85	21.00	16.39	12.59	10.00	6.98	10.33	100
2000	0.33	1.54	5.37	11.99	18.78	19.16	12.91	11.19	7.26	11.48	100
2001	0.25	1.07	4.44	11.38	16.62	18.38	14.77	11.71	8.05	13.34	100
2002	0.11	1.04	4.94	11.54	15.52	18.59	14.98	11.68	8.01	13.57	100
2003	0.18	0.89	4.60	12.42	16.94	20.29	14.88	10.51	7.29	12.00	100

가구주 연령분포는 장래 가구의 소득분포를 추정함에 있어 가구의 연령별 분포구조를 결정하는 기본 요소이므로 장래의 소득분포를 예측하는 데 있어 매우 중요한 요소 중 하나이다. 가구주 연령분포는 장래의 인구분포 연령별 자연대수소득의 표준편차를 추정하는 데에도 사용된다. 가구주 연령분포를 추계하기 위해서는 먼저 연령별 인구추계가 필요하므로 연령별 가구 수 및 가구주 연령별 비중 추계에 선행하여 연령별 인구를 추계한다.

가상패널 추계를 위해서는 가구주 연령별 가구의 점유비중에 대한 전망자료가 필요하다. 그런데 현재 통계청에서 제공하고 있는 미래의 인구 및 가구 전망은 2050년까지의 총추계인구 및 5세 단위의 연령대 총인구, 2020년까지의 추계가구 수 및 5세 단위의 연령대별 추계인구 등에 국한되어 있다. 그러므로 통계청에서 제공하고 있는 자료로부터 우리가 필요한 자료를 추정해서 사용해야 한다.

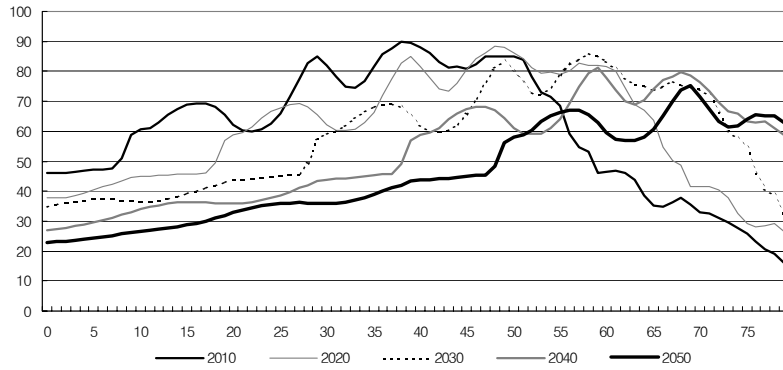
그런데 가구주 연령별 가구분포는 주어진 정보로부터 직접 추정하기 어렵다. 일차적으로 연령별 인구와 각 연령별 가구주율을 추계에 근거하여 각 연령별 가구 수를 추계한다. 이차적으로는 각 연령별 가구주율 추정치와 각 연령별 추계인구를 곱하여 각 연령별 가구 수를 추계한 후 최종적으로 연령별 가구점유 비중을 산출한다.

이를 위해 본 연구에서는 1980~2000년 인구주택총조사 2% 원시자료와 통계청의 인구 및 가구에 대한 집계전망 자료를 사용한다.

장래인구의 경우에는 이미 통계청에서 2050년을 시한으로 전망해 놓은 자료가 있다. 통계청에서 전망한 추계인구는 총원뿐만 아니라 시도, 가구주 성별, 1세 단위의 연령군 등으로 구성되어 있다. 2050년까지의 연령별 인구통계는 [그림 VI-13]과 <표 VI-5>에서 보는 바와 같다.

[그림 VI-13] 연령별 추계총인구 전망(0~79세)

(단위: 만명)



주: 80세 이상 인구는 수치가 높아 한꺼번에 포함하지 못하였음.
 자료: 통계청

<표 VI-5> 연령별 추계인구 추이

(단위: 명)

	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0	479,102	460,774	409,413	378,330	379,482	347,882	299,857	271,389	247,663	230,198
1	478,115	460,675	418,438	377,027	378,411	354,739	305,806	274,314	250,754	231,129
2	479,029	462,121	428,702	379,767	377,591	361,748	314,183	278,621	254,987	233,573
3	513,930	464,513	438,134	385,442	376,037	367,666	323,617	283,551	259,329	236,698
4	594,759	468,167	450,529	393,673	374,282	371,944	333,568	289,326	263,578	240,327
5	613,603	472,337	454,325	403,720	373,122	374,276	343,119	295,764	267,696	244,299
6	620,072	473,516	456,288	414,483	373,506	374,895	351,449	302,980	271,787	248,449
7	637,655	474,567	457,880	424,799	376,347	374,207	358,516	311,383	276,148	252,730
8	666,793	508,863	460,013	433,918	381,768	372,472	364,188	320,560	280,882	256,893
9	686,634	588,449	463,237	445,816	389,584	370,411	368,106	330,132	286,352	260,874
10	700,562	606,341	466,781	449,009	399,026	368,799	369,950	339,157	292,354	264,616
11	705,887	611,939	467,346	450,369	409,136	368,702	370,083	346,945	299,101	268,315
12	706,437	628,532	467,807	451,398	418,818	371,061	368,963	353,499	307,030	272,293
13	693,704	656,784	501,237	453,180	427,508	376,142	366,996	358,841	315,860	276,768
14	663,735	675,412	578,880	455,744	438,644	383,328	364,478	362,220	324,856	281,783
15	629,234	688,219	595,719	458,651	441,227	392,122	362,436	363,578	333,322	287,330

<표 VI-5>의 계속

	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
16	606,611	692,038	599,997	458,282	441,680	401,255	361,619	362,987	340,300	293,378
17	603,965	692,713	616,381	458,805	442,779	410,834	364,008	361,968	346,803	301,221
18	608,884	682,135	645,887	492,940	445,779	420,543	370,036	361,058	353,046	310,763
19	627,718	653,850	665,416	570,392	449,132	432,304	377,806	359,251	357,038	320,214
20	662,213	622,144	680,553	589,160	453,661	436,458	387,899	358,554	359,702	329,774
21	716,468	601,915	686,818	595,513	454,888	438,431	398,324	358,989	360,367	337,853
22	775,168	601,004	689,555	613,502	456,728	440,807	409,025	362,414	360,402	345,314
23	827,792	607,139	680,433	644,311	491,731	444,760	419,607	369,224	360,292	352,307
24	849,975	626,944	653,332	664,948	570,045	448,894	432,103	377,641	359,123	356,923
25	816,524	660,139	620,446	678,795	587,731	452,593	435,470	387,040	357,788	358,951
26	782,155	716,681	602,298	687,380	596,101	455,394	438,957	398,818	359,466	360,870
27	749,408	776,745	602,406	691,308	615,148	457,980	442,090	410,239	363,518	361,525
28	744,131	828,357	607,724	681,306	645,181	492,354	445,432	420,261	369,821	360,903
29	770,035	851,199	627,980	654,702	666,386	571,272	449,898	433,093	378,512	359,979
30	817,260	819,798	662,941	623,415	682,153	590,606	454,783	437,648	388,993	359,606
31	858,112	784,357	718,866	604,433	689,968	598,347	457,119	440,652	400,383	360,894
32	878,462	750,152	777,727	603,431	692,697	616,345	458,917	443,062	411,166	364,362
33	903,739	744,163	828,740	608,229	682,136	645,969	492,934	446,074	420,899	370,407
34	900,950	769,450	851,054	628,028	655,072	666,782	571,665	450,267	433,492	378,883
35	886,140	816,279	819,326	662,693	623,512	682,327	590,822	454,987	437,910	389,253
36	866,651	856,268	783,198	717,960	603,980	689,564	598,059	456,955	440,549	400,322
37	836,979	875,914	748,462	776,225	602,556	691,869	615,618	458,433	442,690	410,857
38	820,609	900,469	741,893	826,653	606,950	680,952	644,891	492,085	445,471	420,372
39	825,543	896,892	766,431	848,363	626,214	653,502	665,248	570,423	449,376	432,693
40	818,288	881,018	812,054	815,739	659,911	621,232	679,951	588,852	453,534	436,593
41	834,207	860,347	850,596	778,671	713,944	600,906	686,240	595,263	454,914	438,649
42	860,641	829,600	868,841	743,019	770,825	598,639	687,630	611,874	455,724	440,214
43	859,580	812,242	892,200	735,516	820,027	602,261	676,048	640,283	488,530	442,503
44	860,397	816,244	887,788	759,022	840,956	620,758	648,243	659,942	566,008	446,026
45	861,362	808,415	871,617	803,835	808,291	653,804	615,958	674,295	584,127	450,018
46	850,273	824,063	851,262	842,209	771,737	707,501	595,911	680,748	590,658	451,558
47	793,267	850,359	820,857	860,443	736,507	764,158	593,860	682,439	607,358	452,456
48	741,144	849,157	803,537	883,812	729,017	813,219	597,521	671,171	635,741	485,010
49	725,066	849,812	807,501	879,521	752,206	834,293	615,859	643,667	655,346	562,265
50	694,422	850,385	799,256	863,246	796,463	801,743	648,415	611,474	669,537	580,247

<표 VI-5>의 계속

	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
51	604,013	840,007	814,980	843,497	835,017	765,874	702,016	591,817	676,343	587,023
52	558,462	783,784	841,468	813,517	853,381	731,052	758,630	590,041	678,430	603,866
53	545,005	731,508	839,763	795,810	876,438	723,118	807,275	593,415	667,160	631,948
54	476,234	714,824	839,339	798,914	871,361	745,160	827,772	610,952	639,291	650,878
55	480,940	684,058	838,643	789,348	854,044	787,988	794,466	642,253	606,502	664,205
56	487,620	592,725	826,393	802,538	832,283	824,100	756,945	693,536	585,405	669,314
57	481,125	545,623	768,296	826,126	799,940	839,495	720,062	747,278	581,873	669,522
58	456,354	531,428	714,443	821,976	780,089	860,121	710,022	793,399	583,582	656,903
59	404,288	461,929	696,414	819,406	781,326	853,238	729,715	812,267	599,380	628,204
60	371,188	464,885	665,328	816,618	769,687	834,262	769,927	777,876	628,461	594,614
61	371,061	469,754	574,054	802,813	780,177	810,832	803,295	739,241	676,913	572,365
62	387,035	462,298	526,417	744,289	801,458	777,176	816,269	701,285	727,854	567,620
63	402,804	437,381	511,892	689,298	794,817	755,192	834,226	689,001	770,912	567,480
64	381,468	385,537	441,934	669,814	789,641	754,093	825,132	705,526	787,630	580,905
65	358,137	351,687	442,805	638,567	784,123	739,657	803,924	741,879	751,755	606,639
66	355,869	349,965	446,204	548,663	769,553	747,586	779,478	772,476	712,738	651,828
67	341,788	363,383	437,729	500,639	710,910	766,006	744,420	782,385	673,684	699,018
68	328,933	377,304	412,967	486,225	655,174	756,808	720,410	797,649	659,188	738,739
69	312,244	355,060	361,559	415,885	634,054	748,486	716,597	786,058	671,798	753,069
70	294,167	330,398	326,960	414,414	603,280	740,057	699,214	762,776	703,798	716,191
71	270,729	325,675	322,068	414,599	513,654	722,390	701,599	734,926	728,645	674,866
72	246,521	309,324	331,117	403,624	463,762	661,833	714,005	696,003	732,125	632,529
73	230,837	294,387	341,698	378,163	448,393	603,315	699,047	667,022	741,108	612,885
74	200,053	276,032	317,893	327,016	377,019	578,570	684,661	657,784	724,201	618,129
75	183,160	256,681	290,827	290,755	371,077	547,009	669,675	633,877	695,454	641,005
76	172,805	232,807	283,280	281,865	366,992	458,806	647,994	628,212	662,997	657,219
77	150,836	207,856	264,389	285,063	352,755	406,640	585,469	631,956	618,869	651,129
78	136,208	192,436	247,542	291,786	327,303	391,127	524,472	610,044	583,985	652,080
79	122,986	162,315	227,754	266,792	277,576	319,537	495,429	588,107	568,029	628,596
80+	677,883	968,890	1,390,357	1,876,940	2,264,065	2,710,878	3,355,456	4,449,827	5,318,238	5,859,483
계	48,294,143	49,219,537	49,802,615	49,956,033	49,835,930	49,329,456	48,290,883	46,743,259	44,746,631	42,347,690

자료: 통계청

다. 연령별 가구의 분포 추계

연령별 가구 및 가구분포 추계는 ① 연령별 가구주율 방정식 추정, ② 5년 단위의 연령별 가구주율 추계, ③ 5년 단위의 연령별 인구 수에 기초한 5년 단위 연도별 가구 수 추계, ④ 통계청에서 추계한 2000~2020년의 5세 연령소그룹별 가구 수 추계와의 조정(adjustment), ⑤ 5년 단위 각 연령별 가구구성비 산출, ⑥ 5년 사이 연도의 연령별 가구구성비 추계(interpolation), ⑦ 2021~2050년의 5년 사이 연도에 대한 총가구 수 추정 및 ⑧ ⑥과 ⑦의 곱을 통한 각 연령별 가구 수 및 가구구성비 추계의 8단계를 거친다.

(연령별) 가구주율이란 어떤 연령층 내의 모든 인구 가운데 가구주의 비율을 나타내는 비율로서, 해당 연령 인구 중에서 가구주의 연령이 해당 연령에 속하는 가구의 수를 해당 연령의 총인구로 나눈 값을 말한다. $H(x, t)$ 를 t 시점에서 가구주의 연령이 x 세인 가구의 수를 나타낸다고 하자. 그러면 연령별 가구주율(h)은 해당 연령 인구 중 가구주인 인구 ÷ 해당 연령 인구로 정의되며 수식으로는 $h \equiv h(x, t) = H(x, t)/P(x, t)$ 과 같이 표현된다.

가구주율에 대한 추계는 인구비중 추계시와 마찬가지로 인구주택총조사 2% 자료를 토대로 선형자연대수식을 바탕으로 한다(① 완료).

$$\ln\{h(x, t)\} = a_2 + b_2 \cdot \ln(n) \quad (\text{VI-21})$$

2005~2050년 기간에 대한 연령별 가구주율은 식 (VI-21)에 대한 회귀방정식 추정결과를 바탕으로 연도에 따라 $n=6, \dots, 15$ 를 대입하여 추계한다(② 완료). 이 비율에다 앞의 나항에서 추계한 해당 연도에 대한 연령별 추계인구를 곱하면 연령별 가구 수를 얻을 수 있다(③ 완료). 그런데 이렇게 추정한 가구 수는 통계청에서

추계한 2000~2020년 기간에 대한 추계가구 수와 차이를 보일 수 있다. 그러므로 해당 기간에 대해 본절에서 추계한 추계가구 수의 합과 통계청 추계가구 수의 상대비를 조정계수로 하여 본절의 각 연령별 추계가구 수에 상대비를 나누어줌으로써 오차를 교정한다. 2021~2050년 사이의 매 5년간 추계가구 수는 2020년 기준의 끝수 조정(endpoint adjustment), 즉 2020년의 조정계수를 적용하여 연령별 추계가구 수를 확정한다(④ 완료). ④의 작업이 완료되면 해당 연도의 총추계가구 수를 분모로 하여 각 연령별로 가구구성비를 산출한다(⑤ 완료).

⑤까지의 작업은 각기 5년 단위의 연도만을 대상으로 하였다. 그런데 그 사이 연도에 대해서는 회귀방정식을 이용한 가구주율 또는 가구주율을 이용한 가구구성비의 추계가 불가능하기 때문에 불가피하게 내삽법(interpolation)을 통해 각 연령별 가구구성비를 추정하였다. 내삽법을 이용한 가구구성비의 추계는, 사이 연도에 인접한 2개의 5년 단위 연도의 가구구성비를 기간의 거리에 따라 가중평균하는 방법을 이용하였다. 예를 들어 2036년도에 특정 연령의 가구구성비는 2035년도의 해당 연령의 가구구성비의 가중치를 80%로 하고, 2040년의 가구주율의 가중치를 20%로 하여 이를 가중평균하여 산출하였다. 그런데 각 연령별 가구구성비 추계치의 합이 반드시 1이 된다는 보장이 없기 때문에 합이 1이 되도록 단위를 다시 재조정(rescaling)하였다(⑥ 완료). 2021~2050년의 경우에는 통계청에서조차 총가구 수를 추계하지 않았기 때문에 이를 추계하여야 한다. 5년 단위 연도의 경우에는 앞의 ③에서 이미 연령별 추계가구 수 및 해당 연도별 총가구 수를 추계한 바 있다. 그러므로 사이 연도의 경우에는 인접한 5개연도와 해당 사이 연도들 간의 총추계인구의 상대증가율을 기준으로 하여 내삽법(interpolation)으로 각 연도별 총추계가구 수를 추계한다(⑦ 완료). 마지막으로 ⑥의 각 연도별·연령별 가구구성비에 ⑦의 해당 연도별 총추계가구

수를 곱하여 연령별로 가구 수를 배분해준다(⑧ 완료).

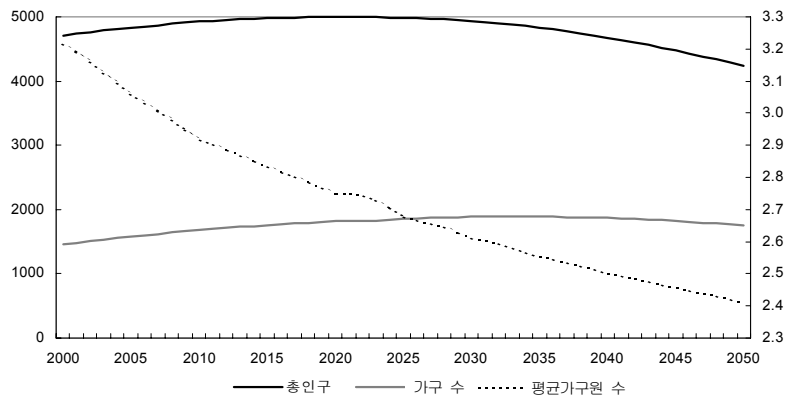
이상의 방법을 이용하면 통계청의 총추계인구(2000~2050년), 총추계가구(2000~2020년)에 추가하여 2021~2050년의 총추계가구, 2000~2050년의 연령별 가구분포를 추정할 수 있다.

라. 연령별 가구분포의 추계결과

총인구와 추계가구를 구해 보면 총인구의 경우에는 2020년을 정점으로 하여 감소추세로 반전된다. 반면에 추계가구 수는 그 이후에도 상당기간 증가추세를 지속하다가 2035년 이후부터 감소추세로 반전될 것으로 전망되었다. 인구가 감소함에도 불구하고 가구 수가 당분간 계속 증가하는 이유는, 인구감소 속도보다 가구의 증가속도가 빠르기 때문이다. 이는 총인구를 가구 수로 나눈 평균가구원 수를 보면 쉽게 알 수 있다. [그림 VI-14]와 <표 VI-6>에서 보듯이 평균가구원 수는 2050년까지도 계속 감소추세를 지속한다. 다만 시간이 경과함에 따라 평균가구원 수의 감소추세는 점차 느려지는 경향을 보일 것으로 예측되었다.

[그림 VI-14] 총인구, 추계가구, 평균가구원 수 전망

(단위: 만명, 만가구, 명)



<표 VI-6> 총인구 및 가구 수, 평균가구원 수의 전망(2000~2050년)

(단위: 명, 가구, 명)

	총인구	가구 수	평균 가구원 수		총인구	가구 수	평균 가구원 수
2000	47,008,111	14,608,576	3.21784	2026	49,771,248	18,645,895	2.66929
2001	47,353,519	14,834,242	3.19218	2027	49,689,649	18,689,033	2.65876
2002	47,615,132	15,063,671	3.16092	2028	49,589,969	18,741,729	2.64597
2003	47,849,227	15,297,892	3.12783	2029	49,470,224	18,805,033	2.63069
2004	48,082,163	15,538,741	3.09434	2030	49,329,456	18,879,450	2.61287
2005	48,294,143	15,788,962	3.05873	2031	49,166,637	18,882,668	2.60380
2006	48,497,166	15,988,599	3.03323	2032	48,981,037	18,886,336	2.59346
2007	48,692,062	16,194,276	3.00675	2033	48,772,690	18,890,454	2.58187
2008	48,877,252	16,407,977	2.97887	2034	48,542,319	18,895,007	2.56906
2009	49,053,093	16,630,938	2.94951	2035	48,290,883	18,899,976	2.55508
2010	49,219,537	16,863,594	2.91869	2036	48,018,557	18,860,310	2.54601
2011	49,374,788	17,004,701	2.90360	2037	47,726,671	18,817,795	2.53625
2012	49,509,512	17,144,915	2.88771	2038	47,416,611	18,772,633	2.52584
2013	49,626,235	17,285,395	2.87099	2039	47,088,663	18,724,865	2.51477
2014	49,724,180	17,427,295	2.85324	2040	46,743,259	18,674,555	2.50305
2015	49,802,615	17,570,901	2.83438	2041	46,380,185	18,592,019	2.49463
2016	49,862,489	17,688,481	2.81892	2042	45,998,954	18,505,355	2.48571
2017	49,905,657	17,805,550	2.80281	2043	45,599,469	18,414,541	2.47628
2018	49,933,890	17,922,615	2.78608	2044	45,181,787	18,319,591	2.46631
2019	49,949,889	18,039,998	2.76884	2045	44,746,631	18,220,669	2.45582
2020	49,956,093	18,158,106	2.75117	2046	44,294,674	18,094,760	2.44793
2021	49,954,095	18,165,648	2.74992	2047	43,826,848	17,964,429	2.43965
2022	49,942,852	18,208,089	2.74289	2048	43,346,250	17,830,541	2.43101
2023	49,920,230	18,293,483	2.72885	2049	42,852,372	17,692,953	2.42200
2024	49,884,994	18,426,493	2.70724	2050	42,347,690	17,552,355	2.41265
2025	49,835,930	18,611,701	2.67767				

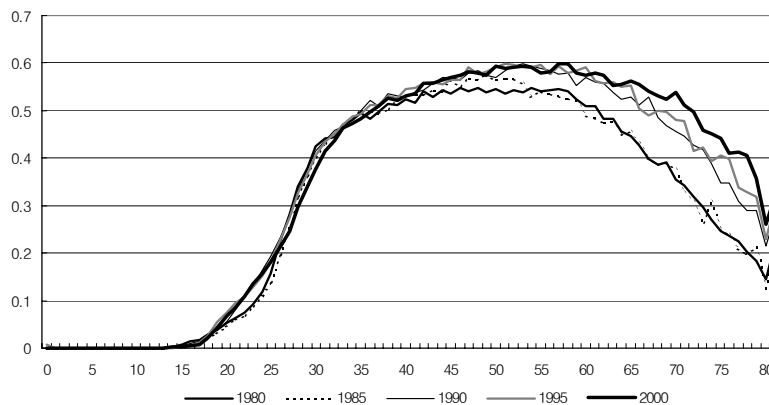
주: 총인구는 통계청의 추계인구 기준, 가구 수는 2020년까지는 통계청의 추계인구 기준임. 2021~2050년의 가구 수는 1980~2000년의 인구주택 총조사 2% 자료를 기준으로 $\ln(\text{가구주율})$ 을 피회귀변수로 하고 상수항과 추세선($\ln(n)$), 단 n 은 1980년이 1이고 5년 단위로 1씩 증가)에 대해 선형로그방정식으로 회귀분석하여 추정하였음. 평균가구원 수는 총인구를 가구 수로 나눈 값임.

자료: 통계청

인구주택총조사 2% 원시자료를 분석해본 결과 연령별 인구 중에서 가구주의 상대비를 나타내는 가구주율은 연령이 상승하면서 증가추세를 보이다가 40대 후반~50대 후반 부근을 정점으로 하여 60대 이후 점차 감소하는 추세를 보이는 것으로 추정되었다. 가구주율은 15~30세의 연령 영역에서 급상승한다. 이는 이 연령층이 본격적으로 경제활동에 참여하기 시작하는 연령층이기 때문에 급속히 새로운 가구를 구성하거나 또는 가구주를 승계하는 경우가 많기 때문인 것으로 생각된다.

40세 이전 연령층의 가구주율 변화는 상대적으로 작은 편이지만, 시간이 경과함에 따라 점차 40대 이상 연령층의 가구주율이 증가하는 추세를 보이고 있다. 특히 60세 이상 연령층에서의 가구주율 상승현상이 크게 두드러지게 나타나고 있다. 이는 인구가 노령화되고 핵가족화가 더욱 가속화되면서 노인단독가구 또는 노인부부가구 등이 급격히 증가하는 것과 관계가 깊다.

[그림 VI-15] 가구주율 변화추이(1980~2000)

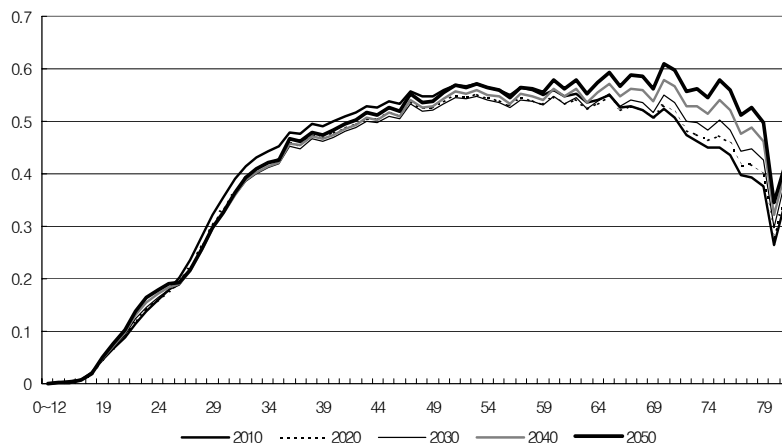


인구주택총조사 2% 자료를 토대로 선형자연대수식을 이용하여 장래의 연령별 가구주율을 전망하였다. 그런데 인구주택총조사 2%

자료에 의하면 0~15세 사이의 연령층에서는 가구주가 1명도 없는 연령이 상당수에 이르기 때문에 1세를 기본단위로 하여 연령을 구분하면 15세 이하의 경우에 가구주율에 자연대수를 취할 수 없는 경우가 대부분이었다. 따라서 15세 이하의 연령층은 0~12세, 13~15세의 두 부류로 통합하여 가구주율을 추정하였다.

[그림 VI-16]을 보면 장래의 가구주율 곡선이 1980~2000년의 곡선과 거의 비슷함을 알 수 있다. 종래에는 가구주율이 연령적으로는 50대, 수준으로는 0.6 수준에서 최고수준에 도달하였다. 그러나 장래에는 시간이 경과할수록 가구주율이 가장 높은 연령층이 점진적으로 고연령층으로 이행하는 것을 볼 수 있다. 가구주율의 최고수준은 대체로 0.6 수준으로 큰 차이가 없다. 최고가구주율 연령대가 높아지는 것은, 인구가 급속히 노령화되면서 노인가구가 급속히 증가할 뿐만 아니라 핵가족화 추세가 지속되면서 노인들로만 구성된 가구, 즉 독거노인가구 또는 노인부부가구의 구성비가 높아지는 것과 관련이 깊은 것으로 추정된다.

[그림 VI-16] 가구주율 전망



<표 VI-7> 가구주율의 추정결과

연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0~12	0.0011	0.0010	0.0008	0.0008	0.0007	0.0006	0.0006	0.0006	0.0005	0.0005
13~15	0.0037	0.0033	0.0030	0.0028	0.0026	0.0025	0.0024	0.0023	0.0022	0.0022
16	0.0041	0.0037	0.0033	0.003	0.0028	0.0026	0.0025	0.0024	0.0023	0.0022
17	0.0089	0.0083	0.0078	0.0074	0.0071	0.0068	0.0067	0.0066	0.0065	0.0064
18	0.0215	0.0207	0.0198	0.0192	0.0188	0.0185	0.0184	0.0184	0.0184	0.0185
19	0.0453	0.0456	0.0454	0.0455	0.0458	0.0463	0.0472	0.0482	0.0493	0.0503
20	0.0665	0.0672	0.0672	0.0676	0.0683	0.0693	0.0708	0.0726	0.0743	0.0760
21	0.0876	0.0888	0.0891	0.0899	0.0910	0.0926	0.0947	0.0973	0.0998	0.1023
22	0.1126	0.1153	0.1165	0.1183	0.1205	0.1234	0.1268	0.1310	0.1349	0.1388
23	0.1352	0.1379	0.1391	0.1409	0.1432	0.1463	0.1501	0.1548	0.1592	0.1635
24	0.1580	0.1595	0.1594	0.1601	0.1616	0.1641	0.1673	0.1716	0.1756	0.1795
25	0.1801	0.1797	0.1777	0.1769	0.1771	0.1785	0.1808	0.1842	0.1874	0.1906
26	0.2074	0.2025	0.1966	0.1926	0.1900	0.1890	0.1891	0.1906	0.1920	0.1934
27	0.2439	0.2362	0.2277	0.2217	0.2175	0.2152	0.2144	0.2151	0.2158	0.2166
28	0.2915	0.282	0.2716	0.2642	0.2590	0.2561	0.2550	0.2557	0.2564	0.2572
29	0.3329	0.3226	0.3111	0.3030	0.2973	0.2943	0.2933	0.2943	0.2953	0.2965
30	0.3676	0.3558	0.3428	0.3336	0.3271	0.3235	0.3222	0.3232	0.3241	0.3252
31	0.4007	0.3895	0.3766	0.3676	0.3614	0.3584	0.3578	0.3597	0.3614	0.3633
32	0.4246	0.4143	0.4019	0.3935	0.3880	0.3857	0.3858	0.3887	0.3913	0.3940
33	0.4416	0.4307	0.4177	0.4087	0.4028	0.4003	0.4003	0.4031	0.4057	0.4085
34	0.4546	0.4433	0.4299	0.4207	0.4146	0.4119	0.4120	0.4148	0.4175	0.4204
35	0.4643	0.4523	0.4382	0.4285	0.4220	0.4191	0.4189	0.4215	0.4240	0.4267
36	0.4885	0.479	0.4667	0.4586	0.4536	0.4523	0.4537	0.4581	0.4623	0.4666
37	0.4875	0.4773	0.4645	0.4559	0.4505	0.4488	0.4499	0.4540	0.4578	0.4617
38	0.5048	0.4945	0.4815	0.4728	0.4674	0.4658	0.4670	0.4714	0.4755	0.4797
39	0.5022	0.4913	0.4777	0.4687	0.4629	0.4609	0.4618	0.4657	0.4694	0.4733
40	0.5119	0.5008	0.4870	0.4777	0.4718	0.4698	0.4707	0.4748	0.4785	0.4825
41	0.5197	0.5094	0.4962	0.4875	0.4822	0.4807	0.4821	0.4868	0.4912	0.4957
42	0.5286	0.5177	0.5039	0.4948	0.4890	0.4873	0.4885	0.493	0.4972	0.5016
43	0.5376	0.5276	0.5144	0.5059	0.5007	0.4995	0.5013	0.5065	0.5113	0.5162
44	0.5380	0.5272	0.5134	0.5043	0.4986	0.4970	0.4984	0.5032	0.5076	0.5122
45	0.5483	0.5381	0.5246	0.5159	0.5106	0.5093	0.5112	0.5164	0.5213	0.5264
46	0.5449	0.5341	0.5203	0.5112	0.5056	0.5041	0.5056	0.5105	0.5151	0.5198
47	0.5672	0.558	0.5453	0.5372	0.5326	0.5322	0.5349	0.5411	0.5469	0.5529
48	0.5578	0.5475	0.5339	0.5251	0.5197	0.5186	0.5205	0.5259	0.5309	0.5361
49	0.5588	0.5488	0.5354	0.5268	0.5217	0.5207	0.5228	0.5284	0.5336	0.5390
50	0.5680	0.5589	0.5462	0.5382	0.5336	0.5332	0.5360	0.5422	0.5480	0.5540

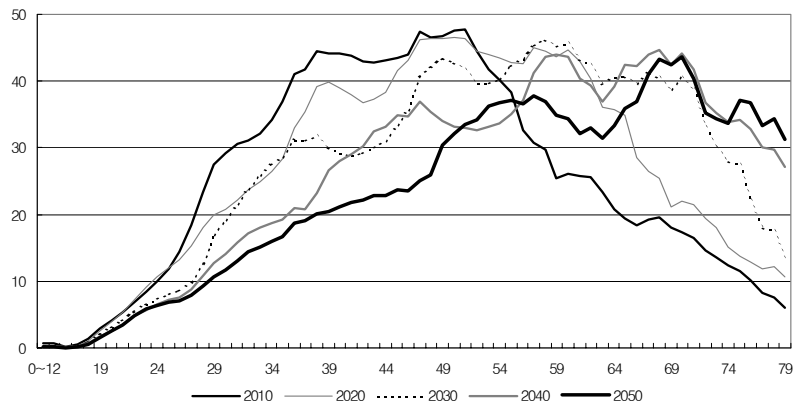
<표 VI-7>의 계속

연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
51	0.5770	0.5690	0.5571	0.5498	0.5460	0.5463	0.5498	0.5568	0.5634	0.5701
52	0.5766	0.5678	0.5553	0.5475	0.5432	0.5431	0.5461	0.5527	0.5589	0.5652
53	0.5784	0.5705	0.5587	0.5515	0.5477	0.5481	0.5517	0.5588	0.5655	0.5722
54	0.5716	0.5634	0.5515	0.5442	0.5402	0.5404	0.5438	0.5506	0.557	0.5635
55	0.5687	0.5604	0.5483	0.5408	0.5367	0.5368	0.5400	0.5466	0.5529	0.5593
56	0.5599	0.5509	0.5384	0.5305	0.5260	0.5256	0.5283	0.5345	0.5402	0.5461
57	0.5711	0.5632	0.5514	0.5443	0.5405	0.5408	0.5443	0.5513	0.5578	0.5645
58	0.5677	0.5600	0.5485	0.5415	0.5378	0.5382	0.5418	0.5488	0.5554	0.5621
59	0.5579	0.5507	0.5397	0.5332	0.5299	0.5305	0.5343	0.5414	0.5481	0.5549
60	0.5650	0.5603	0.5514	0.5466	0.5449	0.5472	0.5525	0.5612	0.5694	0.5777
61	0.5540	0.5487	0.5393	0.5341	0.5320	0.5337	0.5385	0.5466	0.5543	0.5620
62	0.5563	0.5534	0.5461	0.5427	0.5422	0.5455	0.5517	0.5614	0.5705	0.5796
63	0.5403	0.5359	0.5273	0.5228	0.5212	0.5234	0.5285	0.5368	0.5447	0.5526
64	0.5413	0.5402	0.5344	0.5323	0.5329	0.5371	0.5442	0.5546	0.5644	0.5742
65	0.5501	0.5504	0.5456	0.5445	0.5460	0.5513	0.5593	0.5707	0.5815	0.5922
66	0.5260	0.5264	0.5220	0.5210	0.5226	0.5277	0.5355	0.5466	0.5569	0.5673
67	0.5251	0.5287	0.5270	0.5285	0.5323	0.5395	0.5493	0.5624	0.5748	0.5870
68	0.5165	0.5212	0.5206	0.5230	0.5276	0.5355	0.5460	0.5597	0.5726	0.5854
69	0.5047	0.5078	0.5059	0.5071	0.5105	0.5172	0.5265	0.5388	0.5505	0.5621
70	0.5154	0.5237	0.5262	0.5314	0.5386	0.5490	0.5619	0.5780	0.5933	0.6085
71	0.4980	0.5075	0.5112	0.5174	0.5254	0.5365	0.5501	0.5667	0.5825	0.5982
72	0.4643	0.4730	0.4765	0.4822	0.4897	0.5000	0.5125	0.5280	0.5427	0.5573
73	0.4503	0.4617	0.4676	0.4755	0.4850	0.4971	0.5114	0.5286	0.5450	0.5612
74	0.4401	0.4508	0.4562	0.4636	0.4725	0.4841	0.4978	0.5143	0.5300	0.5455
75	0.4344	0.4506	0.4609	0.4728	0.4860	0.5018	0.5196	0.5402	0.5601	0.5797
76	0.4192	0.4347	0.4447	0.4561	0.4689	0.4840	0.5012	0.5211	0.5402	0.5591
77	0.3822	0.3966	0.4058	0.4164	0.4281	0.4421	0.4578	0.4761	0.4937	0.5111
78	0.3769	0.3939	0.4057	0.4186	0.4326	0.4487	0.4667	0.4872	0.5070	0.5265
79	0.3598	0.3754	0.3860	0.3977	0.4104	0.4253	0.4418	0.4608	0.4790	0.4971
80+	0.2530	0.2634	0.2703	0.2781	0.2867	0.2966	0.3078	0.3207	0.3331	0.3453
전체	0.3269	0.3426	0.3528	0.3635	0.3735	0.3827	0.3914	0.3995	0.4072	0.4145

<표 VI-6>에서 보았듯이 가구 수는 2035년까지는 계속 증가하다가 그 이후 감소추세로 반전될 것으로 전망되었다. 그런데 전체 가구 수의 변화 못지않게 연령별 가구 수의 변화추이는 매우 변화무쌍할 것으로 예상된다. 2010년에도 노령화 추세는 여전히 빠른 속도로 진행되지만 50대 후반 이후의 노인가구주 가구의 절대빈도 수는 아직 상당히 낮은 편이다. 그러나 베이비붐 세대가 본격적으로 65세 이상의 노인세대로 편입되기 시작하는 2020년대 이후에는 가구주 연령이 65세 이상인 노인가구의 수가 급속히 증가하는 것을 볼 수 있다. 그리고 2030년 및 그 이후에는 가구주의 연령이 65세 이상인 가구의 절대수가 가장 높은 현상을 보일 것으로 예측된다. 반면에 가구주 연령이 50세 미만인 가구는 그 수가 급격히 줄어드는 것을 볼 수 있다. 이는 핵가족화에 따른 가구 수의 증가에도 불구하고 출산율 저하에 따라 50세 이하 인구가 절대적으로 매우 빠르게 감소하기 때문이다. 또한 핵가족화가 지속되면서, 비록 효과가 상대적 작기는 하지만, 다세대 가구의 경우 장수화 등의 영향으로 가구주의 승계연령이 점차 높아지는 데에도 일부 기인하는 것으로 추측된다.

[그림 VI-17] 가구주 연령별 추계가구 수

(단위: 만가구)



이에 따라 2020년 경까지는 가구주 연령별 가구의 분포곡선이 노인 연령에 이르러서는 노인가구의 수가 감소하는 역U자형의 형태를 보였지만, 그 이후에는 노인가구의 수가 지속적으로 증가하면서 연령별 가구 수의 추세선이 우상향하는 형태로 바뀌는 것으로 전망해볼 수 있다.

<표 VI-8> 가구주 연령별 가구 수 분포

(단위: 가구)

	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
0~12	8,750	6,450	4,953	4,099	3,471	3,067	2,692	2,285	1,938	1,689
13~15	7,335	6,742	5,080	3,830	3,424	2,860	2,605	2,501	2,179	1,843
16	2,518	2,555	1,984	1,383	1,233	1,051	900	868	783	652
17	5,401	5,781	4,805	3,386	3,124	2,803	2,425	2,375	2,242	1,924
18	13,085	14,116	12,829	9,493	8,384	7,797	6,819	6,659	6,515	5,743
19	28,479	29,818	30,227	25,959	20,556	20,030	17,825	17,346	17,609	16,123
20	44,051	41,814	45,763	39,848	30,965	30,256	27,459	26,044	26,755	25,099
21	62,793	53,485	61,247	53,556	41,384	40,597	37,739	34,964	36,001	34,590
22	87,346	69,289	80,414	72,655	55,058	54,388	51,905	47,500	48,664	47,981
23	112,000	83,780	94,712	90,853	70,428	65,070	63,025	57,183	57,398	57,673
24	134,345	100,013	104,184	106,566	92,131	73,633	72,339	64,837	63,105	64,147
25	147,178	118,657	110,324	120,191	104,090	80,748	78,756	71,339	67,106	68,488
26	162,304	145,184	118,500	132,500	113,274	86,038	83,064	76,071	69,061	69,860
27	182,909	183,561	137,280	153,382	133,793	98,533	94,824	88,316	78,513	78,390
28	217,051	233,694	165,178	180,142	167,102	126,058	113,629	107,543	94,894	92,926
29	256,537	274,699	195,509	198,520	198,139	168,072	131,995	127,563	111,875	106,838
30	300,577	291,757	227,394	208,096	223,118	191,016	146,590	141,541	126,178	117,073
31	344,067	305,576	270,888	222,350	249,404	214,413	163,630	158,604	144,822	131,260
32	373,210	310,875	312,806	237,642	268,773	237,652	177,153	172,324	161,012	143,723
33	399,382	320,607	346,353	248,786	274,795	258,507	197,426	179,954	170,913	151,467
34	409,821	341,202	366,072	264,381	271,585	274,606	235,619	186,925	181,139	159,429
35	411,729	369,350	359,290	284,184	263,142	285,870	247,584	191,938	185,851	166,280

<표 VI-8>의 계속

	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
36	423,659	410,281	365,735	329,489	273,995	311,791	271,462	209,505	203,836	186,976
37	408,271	418,206	347,856	354,161	271,504	310,454	277,089	208,270	202,827	189,905
38	414,528	445,470	357,433	391,149	283,727	317,107	301,331	232,147	211,998	201,869
39	414,863	440,796	366,399	397,896	289,887	301,110	307,320	265,862	211,140	205,020
40	419,125	441,333	395,696	389,981	311,389	291,777	320,193	279,768	217,224	210,880
41	433,769	438,395	422,336	379,895	344,263	288,765	331,008	289,987	223,625	217,648
42	455,226	429,636	438,112	367,899	377,000	291,627	336,067	301,885	226,789	221,035
43	462,422	428,677	459,273	372,346	410,611	300,746	339,070	324,522	249,987	228,669
44	463,170	430,459	456,085	383,055	419,376	308,447	323,254	332,313	287,555	228,688
45	472,610	435,133	457,570	414,980	412,725	332,920	315,013	348,477	304,774	237,112
46	463,563	440,284	443,192	430,859	390,222	356,526	301,424	347,775	304,493	234,968
47	450,196	474,653	447,874	462,590	392,329	406,582	317,811	369,554	332,463	250,397
48	413,673	465,053	429,280	464,399	378,934	421,586	311,148	353,217	337,812	260,280
49	405,429	466,531	432,660	463,710	392,472	434,316	322,145	340,377	350,012	303,364
50	394,707	475,443	436,834	464,922	425,047	427,387	347,680	331,783	367,243	321,784
51	348,750	478,110	454,318	464,124	455,951	418,293	386,140	329,782	381,385	335,002
52	322,191	445,167	467,563	445,730	463,587	396,904	414,495	326,375	379,511	341,666
53	315,448	417,464	469,470	439,211	480,090	396,252	445,566	331,849	377,586	361,999
54	272,389	402,891	463,191	435,053	470,767	402,589	450,307	336,641	356,402	367,171
55	273,701	383,450	460,110	427,196	458,432	422,864	429,176	351,341	335,618	371,841
56	273,168	326,622	445,183	426,032	437,808	433,028	400,080	370,945	316,523	365,896
57	274,947	307,389	423,953	449,980	432,411	453,914	392,117	412,271	324,863	378,308
58	259,247	297,704	392,110	445,404	419,580	462,835	384,856	435,751	324,399	369,610
59	225,677	254,474	376,126	437,201	414,023	452,553	390,037	440,098	328,813	348,952
60	209,840	260,570	367,073	446,672	419,440	456,361	425,544	436,865	358,160	343,837
61	205,694	257,841	309,795	429,088	415,065	432,660	432,768	404,397	375,526	321,989
62	215,432	255,940	287,657	404,194	434,563	423,830	450,578	393,992	415,585	329,311
63	217,771	234,462	270,115	360,618	414,295	395,151	441,054	370,154	420,281	313,917
64	206,620	208,327	236,321	356,780	420,819	404,948	449,263	391,585	444,925	333,879
65	197,148	193,616	241,765	347,947	428,199	407,631	449,844	423,717	437,510	359,620

<표 VI-8>의 계속

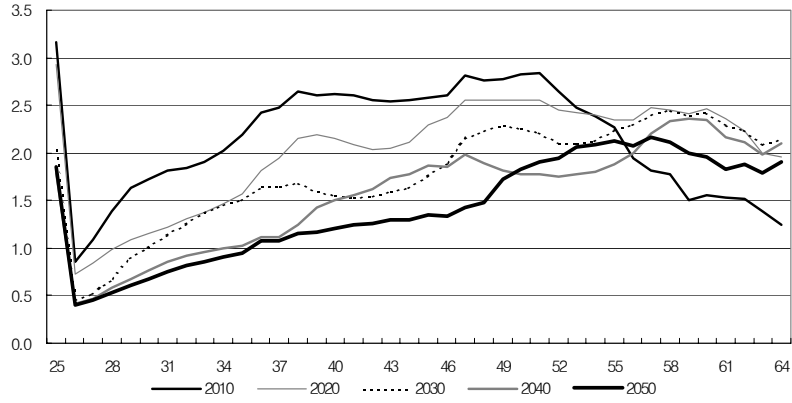
	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
66	187,294	184,266	233,063	286,076	402,223	394,415	417,626	422,510	397,302	370,160
67	179,602	192,183	230,854	264,781	378,456	413,152	409,130	440,341	387,542	410,757
68	169,997	196,714	215,139	254,476	345,699	405,165	393,517	446,732	377,769	432,909
69	157,683	180,352	183,039	211,038	323,719	387,022	377,432	423,840	370,126	423,700
70	151,720	173,088	172,170	220,380	324,952	406,169	393,067	441,214	417,936	436,223
71	134,905	165,321	164,751	214,660	269,913	387,482	386,101	416,782	424,816	404,100
72	114,519	146,367	157,871	194,763	227,103	330,806	366,126	367,765	397,687	352,859
73	104,008	135,965	159,889	179,952	217,474	299,837	357,684	352,846	404,241	344,294
74	88,093	124,482	145,128	151,719	178,170	280,012	340,976	338,516	384,132	337,532
75	79,614	115,689	134,131	137,576	180,370	274,396	348,112	342,694	389,840	371,970
76	72,476	101,238	126,047	128,663	172,081	222,007	324,909	327,588	358,455	367,829
77	57,688	82,457	107,357	118,784	151,034	179,713	268,180	301,114	305,794	333,111
78	51,368	75,834	100,490	122,241	141,604	175,467	244,884	297,430	296,314	343,698
79	44,281	60,952	87,960	106,182	113,940	135,851	218,990	271,183	272,339	312,804
80세 이상	171,612	255,305	376,130	522,451	649,079	803,936	1,033,397	1,428,115	1,772,960	2,025,617
계	15,788,962	16,863,365	17,570,896	18,158,105	18,611,701	18,879,449	18,899,974	18,674,555	18,220,671	17,552,354

주: 전체 가구 수는 반올림에 따른 오차로 인해 <표 VI-6>과 끝수가 다소 차이가 남.

이에 따라 가구주 연령별 가구비중도 시간이 경과함에 따라 점차 고연령층의 비중이 증가하는 모양으로 서서히 바뀔 것으로 전망되었다. 특히 65세 이상 노인가구의 경우에는 2010년에는 약 14.1% 정도인데 2030년에는 29.1%, 2050년에는 43.5%로 급격히 증가하는 것을 볼 수 있다. 우리나라의 노령화 추세가 얼마나 빠르게 진행될 것인지를 단적으로 나타내준다고 할 수 있다.

[그림 VI-18] 가구주 연령별 추계가구 점유비(25~64세)

(단위: %)



주: 65세 이상 가구의 비중은 수치가 높아 한꺼번에 포함하지 못하였음.

<표 VI-9> 가구주 연령별 분포

(단위: %)

연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
25	4.14	3.16	3.17	2.93	2.33	2.02	1.93	1.79	1.81	1.86
26	1.03	0.86	0.67	0.73	0.61	0.46	0.44	0.41	0.38	0.40
27	1.16	1.09	0.78	0.84	0.72	0.52	0.50	0.47	0.43	0.45
28	1.37	1.39	0.94	0.99	0.90	0.67	0.60	0.58	0.52	0.53
29	1.62	1.63	1.11	1.09	1.06	0.89	0.70	0.68	0.61	0.61
30	1.90	1.73	1.29	1.15	1.20	1.01	0.78	0.76	0.69	0.67
31	2.18	1.81	1.54	1.22	1.34	1.14	0.87	0.85	0.79	0.75
32	2.36	1.84	1.78	1.31	1.44	1.26	0.94	0.92	0.88	0.82
33	2.53	1.90	1.97	1.37	1.48	1.37	1.04	0.96	0.94	0.86
34	2.60	2.02	2.08	1.46	1.46	1.45	1.25	1.00	0.99	0.91
35	2.61	2.19	2.04	1.57	1.41	1.51	1.31	1.03	1.02	0.95
36	2.68	2.43	2.08	1.81	1.47	1.65	1.44	1.12	1.12	1.07
37	2.59	2.48	1.98	1.95	1.46	1.64	1.47	1.12	1.11	1.08
38	2.63	2.64	2.03	2.15	1.52	1.68	1.59	1.24	1.16	1.15
39	2.63	2.61	2.09	2.19	1.56	1.59	1.63	1.42	1.16	1.17
40	2.65	2.62	2.25	2.15	1.67	1.55	1.69	1.50	1.19	1.20

8. 가구주 연령별 자연대수소득 평균의 전망

가. 연령별 자연대수소득 평균의 변화추이

소득수준은 연령이 상승하여 중년기에 이를 때까지 지속적으로 증가하는 추세를 보이다가 이후 장년층과 노년층에 접어들면서부터 감소하는 추세를 보이는 것이 일반적인 연령별 소득패턴이다. 김중면·성명재(2003A·B, 2004)에서 본 바와 같이 가구당 명목소득을 경상GDP 상승률(상승지수)로 할인하여 외형적인 경제성장이 없다는 가상적인 상황하에서의 할인소득을 비교하였다. 본고에서도 이들의 연구에서와 같이 1982~2003년의 도시가계조사자료를 토대로 자연대수할인소득의 평균을 연령대별로 추정하여 평균을 구해 보았다.

그 결과 25세 이하 연령층의 자연대수할인소득의 평균은 16.860ln(원)이다. 연령이 증가할수록 평균은 약간의 등락을 보이면서 계속 증가하는 패턴을 보이다가 50세에 17.227ln(원)으로 자연대수할인소득 평균이 정점에 도달하는 모습을 보였다. 이후 소득평균이 빠르게 감소하여 65세 이상의 연령대에 이르러서는 16.627ln(원)으로 최저치를 기록하였다.

1996년과 2000년 가구소비실태조사자료를 분석한 결과를 보더라도 이와 유사한 모습을 보이고 있다. 2000년 자료를 예로 들면, 25세 이하의 연령층은 자연대수소득의 평균이 16.440ln(원)인데 연령이 상승하면서 소득평균 또한 상승하다가 54세에 이르러 17.029ln(원)으로 최고점에 도달하였다가 65세 이상 연령대에서는 15.858ln(원)으로 최저치를 기록하였다. 다소의 절대수준 차이가 있을 뿐, 전체적인 연령별 소득평균의 패턴은 도시가계조사자료와 대동소이하다.

<표 VI-10> 도시가계(1982~2003)의 연령별 자연대수할인가처분소득의 평균
(단위: ln(원))

연령	평균	표준편차	최대값	최소값
25	16.85955	0.01318	16.99483	16.60564
26	16.91074	0.00993	17.03444	16.70380
27	16.94515	0.00816	17.05957	16.76276
28	16.97171	0.00728	17.08180	16.80669
29	16.99906	0.00625	17.12100	16.85580
30	17.01204	0.00559	17.13299	16.88805
31	17.02695	0.00575	17.15437	16.90415
32	17.04140	0.00530	17.16734	16.92884
33	17.05744	0.00554	17.18397	16.94298
34	17.07290	0.00541	17.17857	16.95917
35	17.09075	0.00600	17.20268	16.97164
36	17.10729	0.00698	17.21755	16.96004
37	17.11432	0.00754	17.23446	16.95669
38	17.12497	0.00847	17.27135	16.98544
39	17.13650	0.00785	17.27166	16.96792
40	17.14551	0.00821	17.28541	16.99989
41	17.16203	0.00906	17.29590	17.00624
42	17.17063	0.00935	17.30116	17.00620
43	17.18154	0.00959	17.32747	17.01365
44	17.19091	0.00864	17.35717	17.03959
45	17.20070	0.00801	17.36445	17.04014
46	17.20849	0.00741	17.36522	17.05179
47	17.21495	0.00731	17.33591	17.06861
48	17.21977	0.00878	17.36558	17.06010
49	17.22163	0.00992	17.37789	17.04551
50	17.22704	0.00927	17.35806	17.05528
51	17.22613	0.01009	17.36011	17.04114
52	17.22060	0.01205	17.36869	17.01061
53	17.22434	0.01390	17.40258	17.00628
54	17.21302	0.01426	17.40085	17.02013
55	17.19705	0.01407	17.38787	16.98786
56	17.18528	0.01323	17.36469	16.96996
57	17.16118	0.01644	17.36873	16.94841
58	17.11094	0.01994	17.34257	16.88985
59	17.06889	0.01757	17.32490	16.87823
60	17.02050	0.01827	17.23684	16.78451
61	16.96815	0.01505	17.20800	16.72642
62	16.86227	0.01772	17.06937	16.49427
63	16.77642	0.02288	16.93527	16.28291
64	16.69381	0.04695	16.97359	15.97367
65	16.62683	0.06966	16.93852	15.72503

<표 VI-11> 가구주 연령별 자연대수가처분소득의 평균과 분산
(1996년 가구소비실태조사자료)

(단위: ln(원))

가구주 연령	직접법			간접법		
	평균	분산	표준편차	평균	분산	표준편차
25세 이하	16.41008	0.32474	0.56986	16.42826	0.24141	0.49134
26세	16.52252	0.29961	0.54737	16.54071	0.23841	0.48827
27세	16.62129	0.27766	0.52694	16.64134	0.21965	0.46867
28세	16.70020	0.25159	0.50158	16.70754	0.19874	0.44580
29세	16.76564	0.22696	0.47640	16.76597	0.17807	0.42198
30세	16.79166	0.22004	0.46909	16.79685	0.16626	0.40775
31세	16.82261	0.20461	0.45234	16.82620	0.16245	0.40305
32세	16.84427	0.20041	0.44767	16.84645	0.16019	0.40024
33세	16.86494	0.20565	0.45349	16.86804	0.15892	0.39865
34세	16.87546	0.21984	0.46887	16.88251	0.16502	0.40623
35세	16.86894	0.24030	0.49021	16.88028	0.16758	0.40937
36세	16.88737	0.25137	0.50137	16.89844	0.16818	0.41010
37세	16.89632	0.26116	0.51104	16.91076	0.17925	0.42338
38세	16.91497	0.26542	0.51519	16.92883	0.18590	0.43117
39세	16.92243	0.27795	0.52721	16.93480	0.18927	0.43505
40세	16.90596	0.28058	0.52970	16.92932	0.19513	0.44174
41세	16.90318	0.29478	0.54294	16.93093	0.20354	0.45115
42세	16.90896	0.27589	0.52525	16.93174	0.20847	0.45659
43세	16.92070	0.26298	0.51281	16.94228	0.20321	0.45078
44세	16.93636	0.27562	0.52500	16.95644	0.21643	0.46523
45세	16.95540	0.27548	0.52487	16.97890	0.21690	0.46573
46세	16.96480	0.27338	0.52286	16.99259	0.20971	0.45795
47세	16.97724	0.29553	0.54362	17.01456	0.20698	0.45495
48세	16.97449	0.30036	0.54805	17.01618	0.20939	0.45759
49세	16.97444	0.32556	0.57058	17.01743	0.22922	0.47877
50세	16.96524	0.33532	0.57907	17.01072	0.25334	0.50333
51세	16.95300	0.36033	0.60028	16.99687	0.29004	0.53856
52세	16.94108	0.39940	0.63198	16.98550	0.31783	0.56377
53세	16.93847	0.40965	0.64004	16.98631	0.31842	0.56429
54세	16.90616	0.46881	0.68470	16.95468	0.35923	0.59936
55세	16.87913	0.50341	0.70951	16.92837	0.37654	0.61363
56세	16.84734	0.55846	0.74730	16.90232	0.41590	0.64490
57세	16.79699	0.61736	0.78572	16.85037	0.46327	0.68064
58세	16.76485	0.67181	0.81964	16.82508	0.51000	0.71414
59세	16.69203	0.71507	0.84562	16.74459	0.61118	0.78178
60세	16.66295	0.72460	0.85123	16.70017	0.66006	0.81244
61세	16.61747	0.75577	0.86935	16.65106	0.73098	0.85498
62세	16.34165	0.95422	0.97684	16.36954	0.98887	0.99442
63세	16.12315	0.96143	0.98053	16.13261	1.01248	1.00622
64세	15.89390	0.94608	0.97267	15.87749	0.99076	0.99537
65세 이상	15.72630	0.89933	0.94833	15.69887	0.91659	0.95739
전체	16.75266	0.46336	0.68071	16.81497	0.30127	0.54888

주: 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정할 것임. 간접법은 자연대수소득 분포가 정규분포를 따른다는 가상적인 상황에서, 추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정할 것임.

<표 VI-12> 가구주 연령별 자연대수가처분소득의 평균과 분산
(2000년 가구소비실태조사자료)

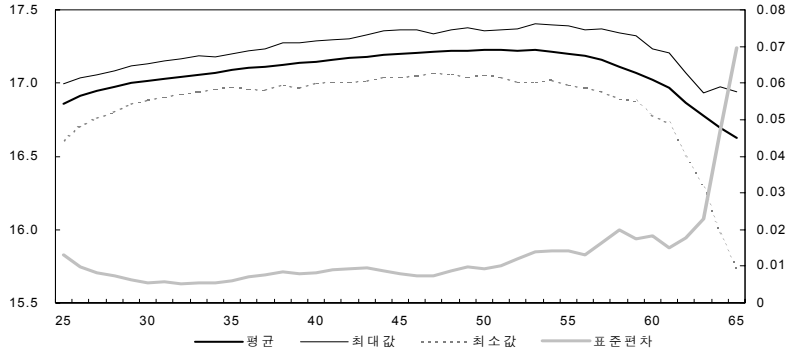
(단위: ln(원))

가구주 연령	직접법			간접법		
	평균	분산	표준편차	평균	분산	표준편차
25세 이하	16.42417	0.34095	0.58391	16.43953	0.26316	0.51299
26세	16.54392	0.33060	0.57498	16.55799	0.26846	0.51813
27세	16.64502	0.30763	0.55465	16.66163	0.25088	0.50088
28세	16.70086	0.29154	0.53994	16.71986	0.23473	0.48449
29세	16.76704	0.28029	0.52942	16.78330	0.22172	0.47088
30세	16.79270	0.30437	0.55169	16.81320	0.22277	0.47198
31세	16.80463	0.32089	0.56647	16.83089	0.22833	0.47784
32세	16.82058	0.34447	0.58692	16.84881	0.24319	0.49314
33세	16.83975	0.39177	0.62592	16.86839	0.25022	0.50022
34세	16.86758	0.37407	0.61162	16.88893	0.26127	0.51114
35세	16.88904	0.36681	0.60565	16.90673	0.25530	0.50527
36세	16.89891	0.38868	0.62344	16.91040	0.25516	0.50513
37세	16.90206	0.39636	0.62957	16.91603	0.26375	0.51357
38세	16.90647	0.40909	0.63960	16.93214	0.26951	0.51914
39세	16.91741	0.40563	0.63689	16.93938	0.27885	0.52806
40세	16.92995	0.40760	0.63844	16.95939	0.28109	0.53018
41세	16.93504	0.41495	0.64416	16.96238	0.28708	0.53580
42세	16.94545	0.43412	0.65888	16.96882	0.29448	0.54266
43세	16.96333	0.45320	0.67320	16.98613	0.31126	0.55791
44세	16.98333	0.49009	0.70007	16.99872	0.34077	0.58375
45세	16.97573	0.49749	0.70533	16.99426	0.35585	0.59653
46세	16.98138	0.49912	0.70648	17.00142	0.35649	0.59707
47세	16.98808	0.50593	0.71129	17.01053	0.34834	0.59021
48세	16.98821	0.51928	0.72061	17.00916	0.34405	0.58656
49세	16.97962	0.53005	0.72804	17.01085	0.33654	0.58012
50세	16.97602	0.52340	0.72347	17.00913	0.32778	0.57252
51세	16.97062	0.52728	0.72614	16.99998	0.35764	0.59803
52세	16.96581	0.51240	0.71582	17.00328	0.37153	0.60953
53세	16.96854	0.51060	0.71456	17.01056	0.37462	0.61206
54세	16.98185	0.52611	0.72533	17.02949	0.39969	0.63221
55세	16.94677	0.56840	0.75392	17.00712	0.42373	0.65094
56세	16.88321	0.62507	0.79061	16.95338	0.47377	0.68831
57세	16.83170	0.65473	0.80916	16.89854	0.51370	0.71673
58세	16.76108	0.70783	0.84133	16.81570	0.59349	0.77038
59세	16.70220	0.71786	0.84727	16.75760	0.64799	0.80498
60세	16.64645	0.73816	0.85916	16.69523	0.69895	0.83603
61세	16.56153	0.74245	0.86165	16.59981	0.71835	0.84756
62세	16.33047	0.85233	0.92322	16.35356	0.88849	0.94260
63세	16.18810	0.89826	0.94777	16.18514	0.97140	0.98559
64세	16.01613	0.87017	0.93283	15.99730	0.95083	0.97511
65세 이상	15.89368	0.84737	0.92052	15.85834	0.92108	0.95973
전체	16.74930	0.61632	0.78506	16.81118	0.45650	0.67565

주: 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정하는 것임. 간접법은 자연대수소득 분포가 정규분포를 따른다는 가설적인 상황에서, 추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정한 것임.

[그림 VI-19] 도시가계의 연령별 자연대수할인소득의
평균·최대·최소값 및 표준편차

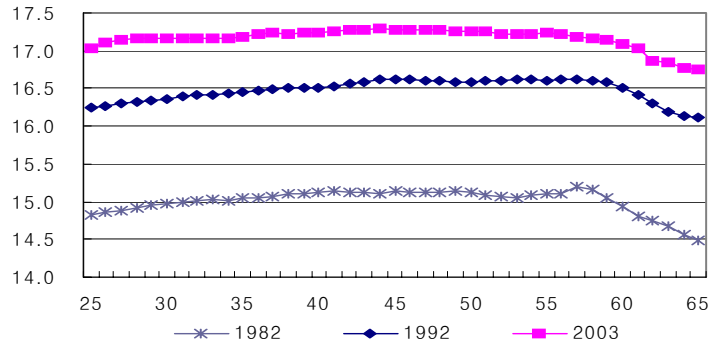
(단위: ln(원))



위에서 설명한 것을 그림으로 표현하면 [그림 VI-20]~[그림 VI-23]과 같다. 자연대수소득을 기준으로 한 것은 단위(scale) 문제로 인해 그 관계가 뚜렷하게 보이지 않지만, 소득 자체를 기준으로 연도별로 연령별 평균소득곡선을 그려보면 역U자와 비슷한 형태의 곡선을 얻을 수 있다. 이는 연도별 곡선에 따라 다소의 곡률(curvature) 차이가 관찰되기는 하지만 역U자와 비슷한 형태를 띠고 있다는 것은 공통적이다. 직관적으로 볼 때 이 곡선은 연령대별로 평균소득이 차이가 있으며 그러한 패턴도 시계열적으로 유사한 모습을 보이고 있음을 시사한다.

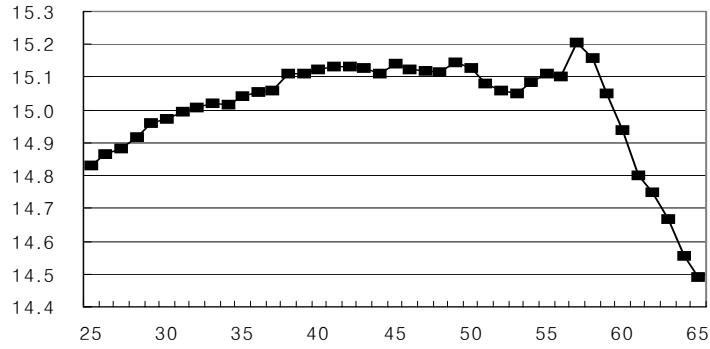
[그림 VI-20] 연령별 자연대수가처분소득 분포의 변화

(단위: ln(원))



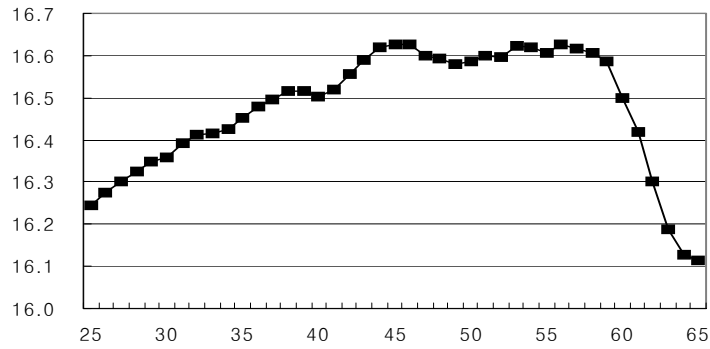
[그림 VI-21] 연령별 자연대수가처분소득의 분포(1982년)

(단위: ln(원))



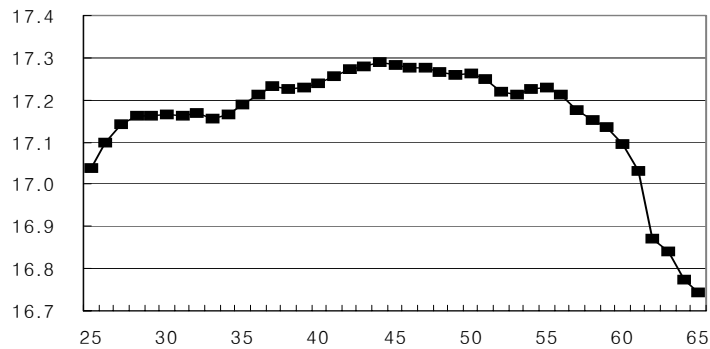
[그림 VI-22] 연령별 자연대수가처분소득의 분포(1992년)

(단위: ln(원))



[그림 VI-23] 연령별 자연대수가처분소득의 분포(2003년)

(단위: ln(원))



나. 회귀분석을 통한 자연대수소득 평균의 전망

위의 가항에서 보았듯이 가치분소득은 평균적으로 연령에 따라 다른 값을 가진다. 그러므로 연령별 소득분포 특성을 예측함에 있어서는 연령별로 소득평균을 달리하여 추정해야 한다. 먼저 자연대수소득 평균의 연령효과를 분석하기 위해 1982~2003년의 도시가계조사자료로부터 각 연령별 자연대수소득 평균을 간접법으로 추정하였다. 연령대는 매년 25~65세의 41개 그룹으로 나뉘므로 총표본수는 902개(=41개/년×22년)이다. 연령별 평균소득 차이를 포착하기 위한 회귀방정식은 다음과 같이 정의할 수 있다.

$$\bar{Z}_{tA} = \text{상수} + \sum_{A=25}^{65} a_A \cdot D_{tA} + \sum_j X_{tj} \cdot b_j + \epsilon_{tA} \quad (\text{VI-22})$$

단, \bar{Z}_{tA} : 각 연령별 자연대수소득의 평균, $t=1982, \dots, 2003$,
 $A=25, \dots, 65$

D_{tA} : 연령더미

X_{tj} : 기타변수

ϵ_{tA} : 오차항

a_A, b_j : 계수

기타변수로는 $\ln(\text{국민총처분가능소득})$, $\ln(\text{가구 수})$, $\{\ln(\text{가구 수})\}^2$ 의 세 가지를 채택하였다. 김종면·성명재(2003A, 2004)에서는 기타변수로서 $\ln(\text{국내총생산 또는 총요소소득})$ 과 $\ln(\text{총인구})$ 를 사용하였다. 국민총처분가능소득은 국내총생산이나 총요소소득과 본질적인 차이를 나타내지는 않는다. 회귀분석 결과 이 중 어느 것을 설명변수로 사용하더라도 회귀분석 결과에 결정적인 차이를 나타내지는 않았다. 다만 피회귀변수가 가치분소득의 평균을 사용하므로 이에 대응하는 국민총처분가능소득을 사용하였다.

일반적으로 국민총생산(또는 국민총처분가능소득)의 증가율은 물가상승률, 1인당 GDP 증가율, 인구증가율의 세 가지 요소를 합산한 것과 동일하다. 인구와 가구 수가 일정 수준에서 고정되어 있다면 설명변수로서 가구 수나 인구를 사용할 필요가 없다. 그러나 인구와 가구 수가 모두 서로 다른 증가율을 가지면서 변화하기 때문에 가구당 자연대수가처분소득의 평균을 피회귀변수로 하여 회귀분석을 하기 위해서는 불가피하게 인구 또는 가구 수 등을 설명변수로 사용하여야 한다. 그런데 인구와 가구 수를 함께 설명변수로 포함하면 다중공선성(multicollinearity)으로 인해 추정결과가 기대에 미치지 못한다. 따라서 이 중 하나만을 설명변수에 추가하는 것이 바람직하였다.

그런데 인구를 설명변수에 포함시키는 경우에는 비록 회귀분석 추정결과는 좋았지만 자연대수소득 평균 예측시에 과도예측(over-forecasting)되는 문제점을 가지는 것으로 분석되었다. 우리나라의 인구는 2020년을 정점으로 하여 이후부터 감소할 것으로 예상된다. 이 경우 $\ln(\text{인구})$ 는 설명변수로서 회귀분석시에 기능적으로 인구효과는 물론이고 (가구당 평균가구원 수의 감소에 의한) 가구 수 증가효과도 함께 포함하고 있는데, 2020년 이후에 인구가 감소하는 경우에는 단순히 인구가 감소한다는 데 그치지 않고 인구 감소와 함께 (가구당 평균 가구원 수가 다시 증가하면서) 가구 수도 함께 감소하는 것으로 인식하는 것과 동일한 효과를 나타낸다. 그러나 실제로는 2020년 이후 인구가 감소하더라도 최소한 가구당 평균 가구원 수는 2020년 수준을 유지하거나 또는 감소추세를 지속할 것이기 때문에 가구당 평균소득 증가율은 경상성장률에서 인구감소율을 차감하고 다시 가구당 평균가구원 수 감소에 따른 가구 수증가율을 차감한 값과 같다.

인구만을 추가적으로 설명변수에 포함시킨 경우에는 이러한 요인을 감안하지 못하므로 2020년 이후의 가구당 자연대수가처분소

득의 평균을 과다예측하게 되는 경향을 보이게 된다. 그러므로 본 연구에서는 이런 요인을 회피하기 위해 $\ln(\text{총인구})$ 대신 이차항의 $\ln(\text{가구 수})$ 를 설명변수에 포함시켜 분석하였다.

식 (VI-22)의 형태로 구축된 패널회귀분석모형은 오차항 ε_{tA} 의 시간별 또는 연령별 구성형태에 따라 일방모형과 양방모형으로 나뉜다. 그런데 회귀분석 결과, 양방모형은 다중공선성으로 인해 추정결과가 좋지 못하여 분석에서 제외하였다. 또한 오차항 구성항목 중 순수 오차항을 제외한 나머지 항이 상수인지 또는 확률변수인지의 여부에 따라 고정효과모형(fixed effect model)과 확률효과모형(random effect model)으로 구분된다. 이 역시 Hausman 검정 결과 고정효과모형을 따르는 것으로 판정되어 전자의 형태로 분석하였다.

회귀분석 결과, 고정효과가 없다는 귀무가설은 F-검정통계치가 57.053(자유도: 40,858)으로 p-값이 사실상 0으로 나타나 기각되었다. 40개 연령더미와 $\ln(\text{국민총처분가능소득})$, $\ln(\text{가구 수})$, $\{\ln(\text{가구 수})\}^2$ 의 계수 모두 통계적으로 유의성이 매우 높게 나타났다. 64세의 더미계수의 p-값이 0.019(또는 1.9%)로 나타나 설명변수 중 가장 높은 값을 보였지만 이 역시 유의수준 5%에 비해 현저하게 낮기 때문에 통계적 유의성은 여전히 매우 높다고 할 수 있다.

2050년까지의 범위 내에서 연령별 자연대수가처분소득의 평균을 추정하기 위해서는 설명변수에 대한 예측치가 필요하다. 국민총처분가능소득의 경우에는 김종면·성명재(2004)에서 채택한 국내총생산 증가율 가정이 그대로 적용된다고 가정하였다. 그리고 가구 수의 경우에는 <표 VI-9>의 전망치를 사용한다. 그 결과 예측치는 <표 VI-15>와 같다.

<표 VI-13> 연령별 자연대수소득 평균에 대한 회귀분석: 연령효과 추정

횡단면 연령별 고정효과							
연령	계수 추정치	연령	계수 추정치	연령	계수 추정치	연령	계수 추정치
25세 이하	0.24222	35세	0.49246	45세	0.60510	55세	0.59976
26세	0.29683	36세	0.50839	46세	0.61255	56세	0.58692
27세	0.33680	37세	0.51513	47세	0.61918	57세	0.56100
28세	0.36462	38세	0.52686	48세	0.62404	58세	0.50713
29세	0.39465	39세	0.53840	49세	0.62661	59세	0.46180
30세	0.40906	40세	0.54760	50세	0.63112	60세	0.41074
31세	0.42538	41세	0.56398	51세	0.63018	61세	0.35271
32세	0.44045	42세	0.57330	52세	0.62661	62세	0.24482
33세	0.45732	43세	0.58550	53세	0.62809	63세	0.15407
34세	0.45732	44세	0.59564	54세	0.61598	64세	0.06962
기타 설명변수							
상수항	-304.68166	ln(국민총처분가능소득)	0.94897	ln(가구수)	38.04320	{ln(가구수)} ²	-1.17992

- 주: 1. 종속변수는 연도별·연령대별 자연대수소득의 평균임.
 2. 자료는 1982~2003년의 22년간 각 연령대별(25~65세) 자료임.
 3. 표본크기=902, $R^2=0.98343$
 4. 고정효과가 없다는 귀무가설을 기각(F-통계치=57.05338, 자유도=(40,858))
 5. 상기의 모든 설명변수는 64세의 경우에만 p-값이 0.019이고 나머지는 모두 0.000에 미달
 6. 65세 이상은 설명변수의 완전위계수 조건(full rank condition) 충족을 위해 제외

<표 VI-14> 연평균 국민총처분가능소득 증가율 가정

(단위: %)

	2005~2010	2011~2020	2021~2030	2031~2040	2041~2050
연평균 증가율	7.06	6.69	5.38	4.10	3.34

주: 김종면·성명재(2004)의 <표 IV-2>에서는 경상GDP에 대해 위의 증가율 전망치를 사용하였는데 본 연구에서는 국민총처분가능소득이 경상GDP와 동일한 비율로 증가한다고 가정함.

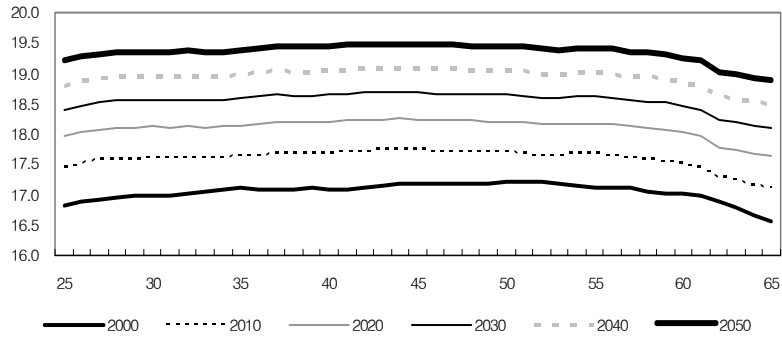
<표 VI-15> 연령별 자연대수가처분소득의 평균 예측결과

(단위: ln(원))

	25세 이하	30세	35세	40세	45세	50세	55세	60세	65세 이상
2005	17.18587	17.34536	17.37599	17.43610	17.47566	17.44690	17.41275	17.25817	16.87901
2010	17.43537	17.59474	17.62461	17.68479	17.72409	17.69456	17.66036	17.50628	17.12758
2015	17.69173	17.85098	17.88007	17.94032	17.97936	17.94903	17.91479	17.76121	17.38299
2020	17.95574	18.11487	18.14315	18.20347	18.24224	18.21108	18.17680	18.02374	17.64601
2025	18.17034	18.32936	18.35699	18.41737	18.45592	18.42409	18.38978	18.23714	17.85981
2030	18.39922	18.55813	18.58506	18.64550	18.68381	18.65127	18.61692	18.46473	18.08783
2035	18.58934	18.74816	18.77451	18.83501	18.87312	18.83999	18.80560	18.65379	18.27724
2040	18.79897	18.95768	18.98339	19.04395	19.08185	19.04806	19.01365	18.86224	18.48609
2045	18.99133	19.14996	19.17508	19.23569	19.27339	19.23900	19.20456	19.05353	18.67774
2050	19.19941	19.35793	19.38242	19.44309	19.48058	19.44554	19.41106	19.26044	18.88504

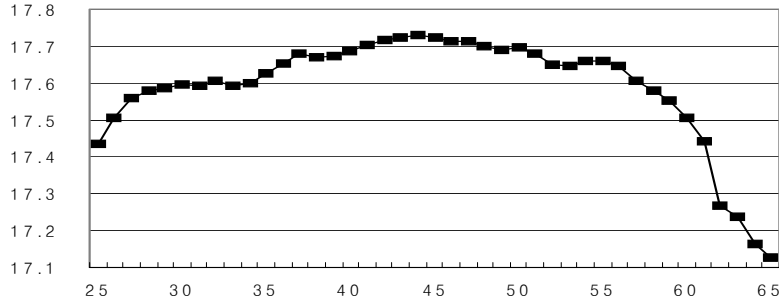
[그림 VI-24] 연령별 자연대수가처분소득의 전망

(단위: ln(원))



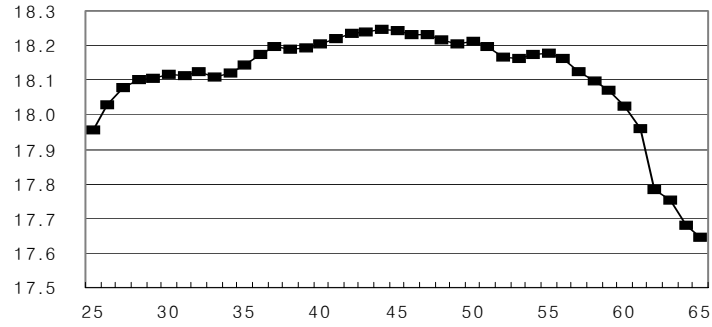
[그림 VI-25] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2010년)

(단위: ln(원))



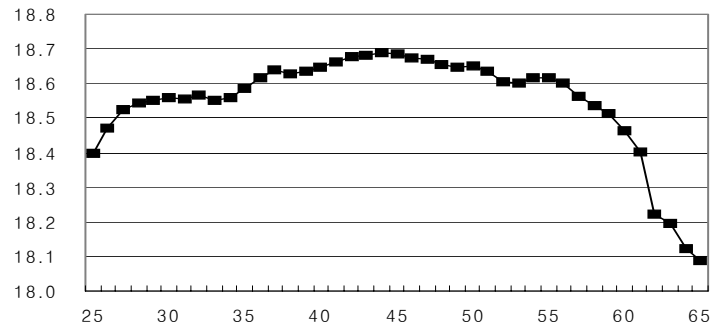
[그림 VI-26] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2020년)

(단위: ln(원))



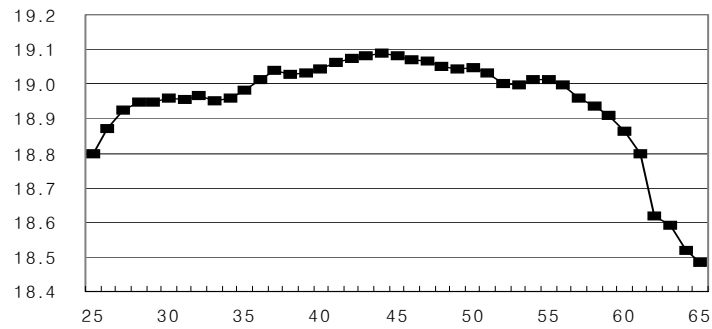
[그림 VI-27] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2030년)

(단위: ln(원))



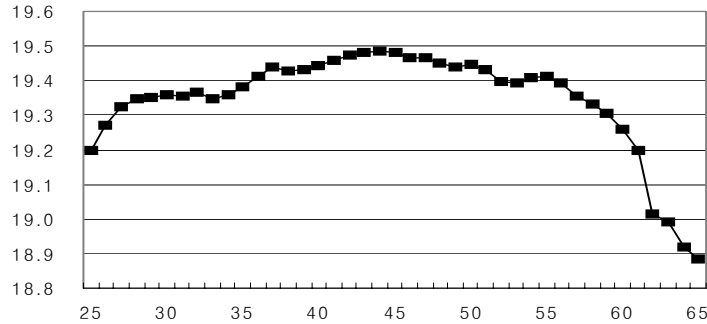
[그림 VI-28] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2040년)

(단위: ln(원))



[그림 VI-29] 연령별 자연대수가처분소득의 전망(2050년)

(단위: ln(원))



9. 가구주 연령별 자연대수소득 표준편차의 전망

가. 지니계수 예측을 통한 전체 소득분포의 자연대수 표준 편차 전망³⁶⁾

전술하였듯이 소득분포는 자연대수정규분포를 따른다고 할 수 있다. 이 경우 자연대수소득의 평균과 분산, 그리고 지니계수는 이 가운데 어느 하나가 임의의 값으로 주어지면 나머지 두 변수 사이에는 1:1 대응관계가 성립하는 특징을 지닌다. 그러므로 외생적으로 자연대수소득의 평균이 주어진다면 자연대수소득의 표준편차나 지니계수 중 어느 하나를 추정하면 다른 하나는 자동적으로 유추된다.

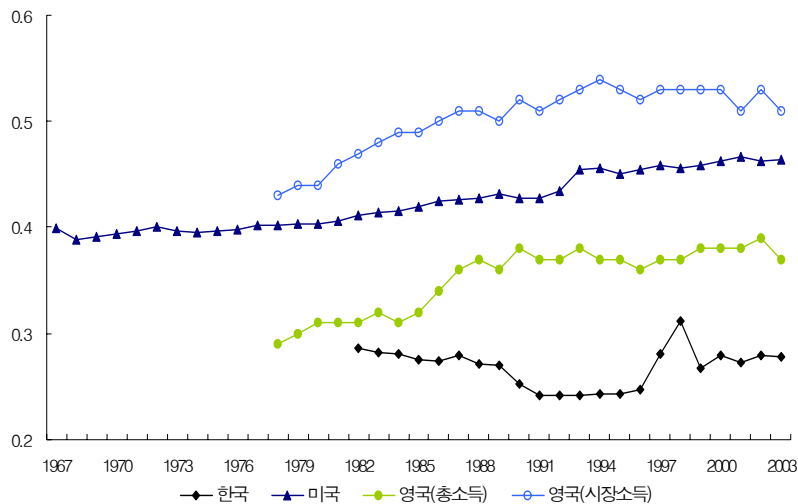
위에서 자연대수소득은 국민총처분가능소득과 가구 수 등에 대하여 회귀분석을 통해 연령별 자연대수소득의 평균에 대한 미래치

36) 지니계수의 국제비교 부분은 김종면·성명재(2003A)의 제VI장 제2절 다항을 기본으로 하였다. 다만 상기 연구에서는 최신 정보가 2002년까지로 제한되어 있어 이를 2003년 정보로 업데이트하였다. 그리고 방법론적으로도 자연대수소득의 표준편차(분산)를 예측하는 방법을 수정하여 재구성하였다.

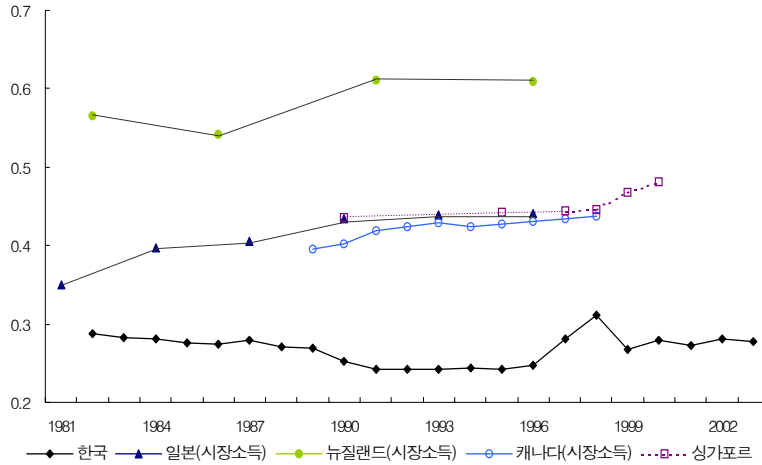
를 예측하였다. 그리고 자연대수소득의 표준편차에 대해서는 전체 자연대수소득의 표준편차를 기준으로 각 연령별 자연대수소득 표준편차의 절편 차이를 추정하였다. 그러나 정작 자연대수소득의 표준편차 자체에 대해서는 필요한 정보가 충분하지 않아 예측하지 못하였다.

위와 같이 자연대수소득의 평균에 대한 예측치가 주어진 경우에는, 지니계수를 예측할 수 있다면 표준편차도 함께 예측할 수 있다. 물론 차이가 있기는 하지만, 경제발전 단계상 우리나라는 여러 모로 선진국이 거쳐간 단계를 뒤쫓아가고 있다. 만약 상대소득격차도 선진국의 예를 따라간다면 선진국에서의 지니계수 변화추이와 경제발전 단계 등을 감안하여 우회적으로 지니계수를 예측하는 방법을 생각할 수 있다. 이 방법은 논리적으로 기초가 탄탄하지는 않지만 나름대로 유용한 정보를 제공해줄 수 있다.

[그림 VI-30] 지니계수 변화추이의 국제비교 I



[그림 VI-31] 지니계수 변화추이의 국제비교 II



상당수 선진국의 경우 이미 소득분배격차의 확대 추세가 1980년대부터 시작되었다. 선진국에서 지니계수가 상승한 데에는 여러 가지 요인이 있겠지만 최근에는 정보화 사회의 급속한 진전에 따른 계층간 정보력 격차와 경제 패러다임의 변화에 따른 세대간·계층간 지식·경험의 차이 등이 확대되면서 나타난 현상인 것으로 추정된다. 그 밖에도 세계화·개방화의 진전에 따라 소득분배의 격차가 확대된 부분도 상당히 클 것으로 추정된다.

경제발전 단계상 우리나라가 선진국이 경험한 추세를 다소간 따라가고 있다는 점, 노령화, 이혼 급증, 정보력 격차 확대, 개방 가속화에 따른 경쟁의 격화 등이 모두 향후의 소득분배격차를 확대시키는 요인으로 작용할 개연성이 높다는 점 등을 고려할 때 향후 우리나라의 소득분배격차가 현재보다 축소될 것을 기대하기는 어려울 것으로 생각된다. 따라서 향후의 지니계수는 최소한 현재 수준보다 낮지는 않을 것으로 보인다. 오히려 제반 경제·사회적 여건의 변화추세를 감안하면 지니계수가 현재보다 확대될 여지가 큰 것으로 판단된다.

우리나라의 소득분배 구조가 현재 수준에서 안정화되는 것을 전제로 한다면 지니계수는 최근 수준(약 0.27~0.28) 정도를 유지할 것이다. 반면에 만약 소득분배격차의 확대가 가속화된다면 그 속도는 선진국에서 경험하였던 추세적 변화속도 중 최대치를 상한으로 한다고 보아도 크게 무리하지 않을 것으로 생각된다. 현실적으로는 최소치와 상한 사이의 정도에서 소득분배격차 확대추세가 나타날 수도 있을 것으로 예상할 수 있다.

국가별로 기간의 장단에 따른 지니계수의 변화폭(상승폭)을 보면, 미국의 경우 20년간(1982~2003년) 지니계수가 0.052지니p, 영국은 같은 기간 동안 0.04지니p(1978~2003년 기간에는 0.08지니p), 일본은 15년간(1981~1996년) 0.09지니p, 뉴질랜드는 1982~1996년의 14년간 0.043지니p, 캐나다는 1989~1998년의 9년간 0.041지니p, 싱가포르는 1990~2000년의 10년간 0.045지니p씩 상승하였다. 이를 국가별로 산술평균해보면 연간 0.0025~0.006지니p의 범위이다.

우리나라는 지니계수가 상승하기 시작한 1995년부터 최근(2003년)까지 지니계수의 변화폭은 0.03467지니p, 연평균으로는 0.0043지니p 정도이다. 우리나라의 연평균 지니계수 상승폭은 상기 선진국에서의 변화폭 중 중상위권에 속한다. 그러나 1990년대 후반은 우리나라에서 소득분배격차가 극단적으로 확대되었던 상당히 예외적인 기간인 만큼 평균치라기보다는 상한에 가까우며 일상적 수준에서의 평균적인 지니계수의 상승폭은 이보다는 작은 것으로 사료된다. 국가별로 통계자료의 종류와 지니계수 산출방법이 서로 상이하기 때문에 지니계수의 절대수준에 대한 직접적인 비교는 별로 의미가 없지만 변화방향이나 변화율 등은 어느 정도 의미가 있는 것으로 사료된다. 따라서 앞으로 우리나라의 지니계수가 상승추세를 보일 것으로 가정한다면 선진국에서 최근 20여년 동안 지니계수가 상승하였던 추세 중 최대치를 상한으로 하여 향후 지니계수의 변화추이에 대한 시나리오를 작성할 수 있다.

만약 연평균 지니계수의 상승폭이 0.003지니p라면 2003년 현재의 가처분소득 기준의 지니계수가 0.26444³⁷⁾이므로 30년 후인 2033년의 지니계수는 0.35444로 추정된다. 만약 연평균 지니계수 상승폭의 상한을 0.004지니p로 한다면 2030년의 가처분소득 기준 지니계수는 0.38444에 이를 것으로 전망된다.

향후 지니계수에 대해서는 연평균 지니계수 상승폭을 하한 0지니p³⁸⁾, 중간 0.003지니p, 상한 0.0043지니p로 가정하여 <표 VI-16>에서 보는 바와 같이 시나리오를 작성할 수 있다. 그런데 지니계수 상승에도 한계가 있으므로 기준연도인 2003년부터 30년이 경과한 2033년 이후에는 지니계수가 2033년 수준을 유지하는 것으로 가정한다.

김종면·성명재(2004)의 식 (IV-2)에 의하면 자연대수소득이 $N(\mu, s^2)$ 의 정규분포를 따르면 지니계수와 표준편차 사이에는 다음의 대응관계가 성립한다.

$$\text{Gini}(s) = 2\Phi\left(\frac{s}{\sqrt{2}}\right) - 1 \quad (\text{VI-23})$$

단 $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적확률분포함수

Φ 는 강단조증가함수(strictly monotonic increasing function)이므로 지니계수와 s 사이에는 1:1 대응관계가 성립한다. 이 관계를 토대로 추정된 지니계수로부터 자연대수소득의 표준편차 예측치를 도출할 수 있다.

37) 도시가계조사자료 추정결과를 근거로 하였다. 총소득 기준 2003년 지니계수는 0.27747이다.

38) 2000년 이후 우리나라의 지니계수는 일정한 범위 내에서 등락을 거듭하고 있다. 물론 이는 경기적인 요인이 있기 때문이지만, 지니계수 예측시 현재수준이 하한선이 될 수도 있음을 시사한다. 그러므로 본고에서는 지니계수 상승폭의 하한을 0지니p로 설정하였다.

먼저 하한의 경우, 즉 가처분소득 지니계수가 0.26444 수준을 그대로 유지하는 경우에는 자연대수소득의 표준편차는 0.47763으로 일정할 것이다. 만약 지니계수가 연간 0.003지니p씩 또는 0.004지니p씩 상승한다면 표준편차는 매년 각각 0.0056~0.0057지니p와 0.0075~0.0076지니p씩 상승할 것으로 예측된다. 이에 따라 2033년에는 시나리오에 따라 표준편차가 각각 0.47763, 0.65045, 0.71015 수준으로 예상된다.

<표 VI-16> 가처분소득 기준 지니계수 예측 시나리오와
자연대수소득 표준편차 추정결과

	지니계수			자연대수 소득 표준편차		
	하한	중간	상한	하한	중간	상한
2003	0.26444	0.26444	0.26444	0.46775	0.46775	0.46775
2004	0.26444	0.26744	0.26844	0.46775	0.47327	0.47511
2005	0.26444	0.27044	0.27244	0.46775	0.47879	0.48248
2006	0.26444	0.27344	0.27644	0.46775	0.48433	0.48987
2007	0.26444	0.27644	0.28044	0.46775	0.48987	0.49726
2008	0.26444	0.27944	0.28444	0.46775	0.49541	0.50468
2009	0.26444	0.28244	0.28844	0.46775	0.50097	0.51210
2010	0.26444	0.28544	0.29244	0.46775	0.50653	0.51955
2011	0.26444	0.28844	0.29644	0.46775	0.51210	0.52700
2012	0.26444	0.29144	0.30044	0.46775	0.51768	0.53448
2013	0.26444	0.29444	0.30444	0.46775	0.52327	0.54196
2014	0.26444	0.29744	0.30844	0.46775	0.52887	0.54947
2015	0.26444	0.30044	0.31244	0.46775	0.53448	0.55699
2016	0.26444	0.30344	0.31644	0.46775	0.54009	0.56452
2017	0.26444	0.30644	0.32044	0.46775	0.54571	0.57208
2018	0.26444	0.30944	0.32444	0.46775	0.55134	0.57965
2019	0.26444	0.31244	0.32844	0.46775	0.55699	0.58723
2020	0.26444	0.31544	0.33244	0.46775	0.56264	0.59484

<표 VI-16>의 계속

	지니계수			자연대수 소득 표준편차		
	하한	중간	상한	하한	중간	상한
2021	0.26444	0.31844	0.33644	0.46775	0.56830	0.60246
2022	0.26444	0.32144	0.34044	0.46775	0.57397	0.61010
2023	0.26444	0.32444	0.34444	0.46775	0.57965	0.61776
2024	0.26444	0.32744	0.34844	0.46775	0.58533	0.62544
2025	0.26444	0.33044	0.35244	0.46775	0.59103	0.63314
2026	0.26444	0.33344	0.35644	0.46775	0.59674	0.64086
2027	0.26444	0.33644	0.36044	0.46775	0.60246	0.64860
2028	0.26444	0.33944	0.36444	0.46775	0.60819	0.65635
2029	0.26444	0.34244	0.36844	0.46775	0.61393	0.66413
2030	0.26444	0.34544	0.37244	0.46775	0.61968	0.67193
2031	0.26444	0.34844	0.37644	0.46775	0.62544	0.67975
2032	0.26444	0.35144	0.38044	0.46775	0.63121	0.68760
2033	0.26444	0.35444	0.38444	0.46775	0.63700	0.69546
2034	0.26444	0.35594	0.38644	0.46775	0.63989	0.69940
2035	0.26444	0.35744	0.38844	0.46775	0.64279	0.70335
2036	0.26444	0.35894	0.39044	0.46775	0.64569	0.70730
2037	0.26444	0.36044	0.39244	0.46775	0.64860	0.71126
2038	0.26444	0.36194	0.39444	0.46775	0.65150	0.71522
2039	0.26444	0.36344	0.39644	0.46775	0.65441	0.71919
2040	0.26444	0.36494	0.39844	0.46775	0.65732	0.72317
2041	0.26444	0.36644	0.40044	0.46775	0.66024	0.72715
2042	0.26444	0.36794	0.40244	0.46775	0.66316	0.73114
2043	0.26444	0.36944	0.40444	0.46775	0.66608	0.73513
2044	0.26444	0.37094	0.40644	0.46775	0.66900	0.73913
2045	0.26444	0.37244	0.40844	0.46775	0.67193	0.74314

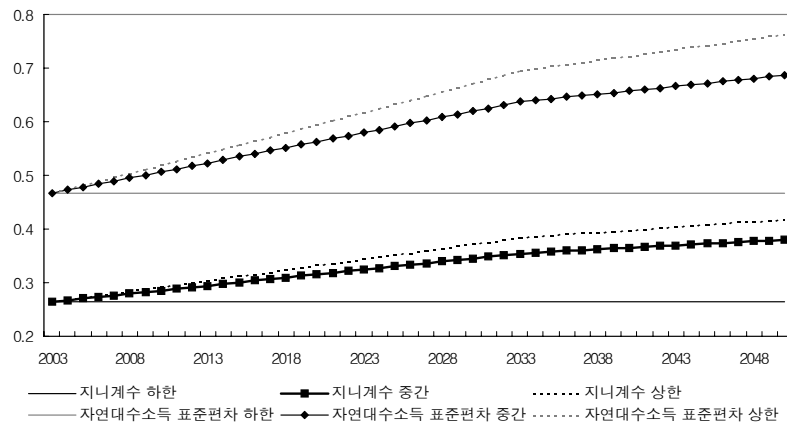
<표 VI-16>의 계속

	지니계수			자연대수 소득 표준편차		
	하한	중간	상한	하한	중간	상한
2046	0.26444	0.37394	0.41044	0.46775	0.67486	0.74715
2047	0.26444	0.37544	0.41244	0.46775	0.67780	0.75117
2048	0.26444	0.37694	0.41444	0.46775	0.68073	0.75519
2049	0.26444	0.37844	0.41644	0.46775	0.68367	0.75922
2050	0.26444	0.37994	0.41844	0.46775	0.68661	0.76326

주: 2003년의 자연대수소득의 표준편차는 간접법 기준으로 0.46775으로 추정되었음. 지니계수와 표준편차의 관계식을 기준으로 할 때 표준편차의 추정치는 0.47763임. 자연대수 표준편차의 추정치는 양자 간의 차이를 제거하기 위해 끝수조정(end-point adjustment)을 시행한 후의 값임. 즉, 관계식 추정결과에 양자 간의 상대비율(=0.46775/0.47763)을 곱해주었음.

[그림 VI-32] 지니계수 시나리오 및 자연대수소득 표준편차의 전망

(단위: ln(원))



나. 자연대수소득 분산으로부터 연령별 자연대수소득 분산의 전망

통계학 교과서를 보면 어떤 확률변수의 분산은 조건부 기대치의 분산과 조건부 분산에 대한 기대치의 합으로 분해될 수 있음을 쉽게

찾아볼 수 있다. 이것을 일컬어 분산분해(analysis of variance)라고 한다. 자연대수소득의 분산을 연령변수를 조건변수(controlling variable)로 하여 식 (VI-23)의 분산분해의 형태로 다시 표현하면 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\text{분산분해: } \sigma_Z^2 = \text{Var}(Z) = \text{Var}[E(Z | A)] + E[\text{Var}(Z | A)] \quad (\text{VI-24})$$

단, Z 는 자연대수소득, A 는 연령을 나타내는 확률변수

식 (VI-24) 가운데 자연대수소득의 분산, σ_Z^2 는 위의 가항, 각 연령대별 자연대수소득의 평균은 위의 제8절에서 예측한 바 있다. 식 (VI-24)에서는 25~65세의 41개 연령대에 대한 조건부 분산의 값이 확정되어 있지 않다. 그런데 조건부 분산은 바로 우리가 예측하고자 하는 각 연령대별 자연대수소득의 분산을 나타낸다. 그러므로 식 (VI-24)는 연령별 자연대수소득 변수의 조건부 기대치로 표현되는 41개의 미지수(unknown variables)가 각 연령별 비중(점유비)을 가중치로 하여 1개의 선형방정식을 구성하고 있다. 이에 기초하여 식 (VI-24)를 다음과 같이 재배열할 수 있다.

$$\begin{aligned} E[\text{Var}(Z | A)] &= \sum_{A=25}^{65} \omega_A \sigma_{Z|A}^2 \\ &= \sigma_Z^2 - \text{Var}(m_A) \end{aligned} \quad (\text{VI-25})$$

단, ω_A 는 A 세 연령층의 점유비, m_A 는 A 세 연령층의 자연대수소득의 평균

식 (VI-25) 하나만으로는 41개 미지수에 대한 값을 확정할 수 없다. 이 식을 충족시켜주는 41개 미지수에 대한 조합의 수가 무한히 많기 때문이다. 각각의 조건부 분산값, 즉 연령대별 자연대수소

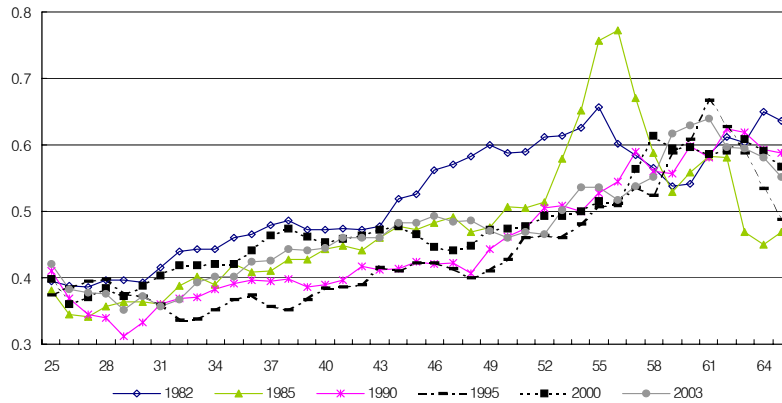
득의 분산값을 유일하게 확정하기 위해서는 서로 독립인 41개의 방정식이 필요하다. 따라서 유일해를 구하기 위해서는 40개의 추가적인 독립 선형방정식이 추가로 필요하다.

40개의 새로운 방정식을 추정하기 위한 방법은 여러 가지가 있지만 본 연구에서는 각 연령대별 자연대수소득 분산의 상대적 차이가 안정적이라는 점을 이용하여 회귀분석을 통해 선형방정식 40개를 도출하고자 한다.

각 연령대별 자연대수소득의 분산은 [그림 VI-33]에서 보듯이 연령이 상승할수록 우상향하는 모습을 보이고 있다. 연도별로 다소의 차이가 있기는 하지만 추세적으로 자연대수소득의 분산은 연령과 대체로 선형에 가까운 모습을 보이고 있다. 따라서 자연대수소득의 분산이 연령에 대한 증가함수로 비례한다고 보아도 대부분의 경우 오차는 크지 않을 것으로 보인다. 더욱이 이런 관계는 연도별로 절대수준의 차이가 다소 있을 뿐, 시계열적으로 상당히 안정적이다. 따라서 특정한 연령대의 분산을 기준으로 하면 다른 연령대와의 분산 차이는 연령별로 상당히 안정적이라고 할 수 있다. 논의의 단순화를 위해 굳이 연령과 분산 사이의 관계가 선형 또는 직선이 아니더라도 연령대 간의 분산 차이가 시계열적으로 안정적이라는 관계만 성립한다면 두 연령대 간의 분산 차이가 상수로서 안정적이라는 점을 보장할 수 있다. 이 경우 새로운 선형방정식 40개를 성공적으로 도출할 수 있다. 그러므로 본 연구에서는 각 연령층 사이에는 분산 차이가 각기 상수의 차이를 지닌다는 가정을 채택하기로 한다.

예를 들어 기준연령을 65세로 설정하고, 여타 연령대의 분산이 65세의 분산에 비해 얼마만큼의 수준 차이를 나타내는지의 관계를 각각 별개의 수식으로 나타낼 수 있다. 이 경우 추가로 얻게 되는 선형방정식은 정확히 40개로서 각각이 서로 독립인 선형방정식을 구성한다.

[그림 VI-33] 연령별 자연대수소득의 분산추이



$$\sigma_{Z|A}^2 = \beta_A + \sigma_{Z|65}^2, A=25, \dots, 64 \quad (\text{VI-26})$$

그러므로 식 (VI-25)와 식 (VI-26)을 종합하면 41개의 미지수와 41개의 선형방정식으로 구성된 연립방정식 체계를 구성할 수 있다. 그러므로 각 연령별 자연대수소득의 평균과 전체 자연대수소득의 분산으로부터 미지수, 즉 각 연령대별 자연대수소득의 분산을 유추할 수 있다.

각 연령대별 자연대수소득의 분산에 대한 관계식을 도출하기 위해 도시가계조사자료 22개년(1982~2003년)의 41개 연령층 자료(25~65세)를 이용하여 고정효과모형을 기준으로 패널분석을 시행하였다. 분산의 경우에도 평균과 마찬가지로 양방모형과 확률효과모형은 적절하지 않은 것으로 분석되었다. 따라서 각 연령대별 자연대수소득의 분산을 종속변수로 하고 65세 연령층을 제외한 나머지 40개 연령대별로 더미변수를 설정하여 일방고정효과모형으로 회귀분석을 시행하였다. 물론 시계열적으로 분산의 수준차이에 의한 교란요인을 제거하기 위해 전체 자연대수소득에 대한 분산을 설명변수에 포함시켰다³⁹⁾.

<표 VI-17> 연령별 자연대수소득 분산에 대한 회귀분석:
연령효과의 추정

횡단면 연령별 고정효과							
연령	계수추정치	연령	계수추정치	연령	계수추정치	연령	계수추정치
25세	-0.246201	35세	-0.243373	45세	-0.180421	55세	-0.103074
26세	-0.261519	36세	-0.236982	46세	-0.179257	56세	-0.097206
27세	-0.265640	37세	-0.231173	47세	-0.181605	57세	-0.077626
28세	-0.263988	38세	-0.226817	48세	-0.183204	58세	-0.070236
29세	-0.267194	39세	-0.225531	49세	-0.175352	59세	-0.057762
30세	-0.266188	40세	-0.225037	50세	-0.166585	60세	-0.038601
31세	-0.264321	41세	-0.219054	51세	-0.159116	61세	-0.027862
32세	-0.260441	42세	-0.209501	52세	-0.145542	62세	-0.007023
33세	-0.257841	43세	-0.198220	53세	-0.136260	63세	-0.006187
34세	-0.251317	44세	-0.185834	54세	-0.124064	64세	0.001779

기타 설명변수							
상수항	0.161993	ln(연소득)의 분산	1.089314				

- 주: 1. 종속변수는 연도별·연령대별 자연대수소득 분산임.
 2. 자료는 1982~2003년의 22년간 각 연령대별(25~65세) 자료임.
 3. 표본크기=902, $R^2=0.65108$
 4. 고정효과가 없다는 귀무가설을 기간(F-통계치=33.75990, 자유도=(40,860), p-값=0.000)
 5. 60~64세의 더미변수의 경우 p-값이 0.070~0.771로 유의수준 5%에서 계수값이 0이라는 귀무가설을 기각하지 못하는 것으로 추정되었음. 58~59세의 경우 p-값이 0.001~0.007, 나머지 설명변수는 p-값이 0.000에 미달
 6. 65세 이상은 설명변수의 완전위계수 조건(full rank condition) 충족을 위해 제외

39) 고정효과가 없다는 귀무가설에 대한 F-검정통계치는 33.75990(자유도=(40, 860))으로 p-값이 0.000으로 추정되었다. 따라서 고정효과가 없다는 귀무가설은 기각되었다.

다. 자연대수소득 분산의 추계결과

회귀분석 결과 추정된 각 연령더미에 대한 계수는 해당 연령대의 분산과 65세 연령대의 분산과의 차이, 즉 식 (VI-26)에서의 β_A (단, $A=25, \dots, 64$)를 나타낸다. 예를 들어 40세 더미변수의 계수추정치 β_A 는 -0.225037 이므로 $\sigma_{Z|40}^2 = \sigma_{Z|65}^2 - 0.225037$ 의 관계를 가

<표 VI-18> 연령별 자연대수가처분소득의 분산 및 표준편차 예측결과
(단위: ln(원))

분산	25세 이하	30세	35세	40세	45세	50세	55세	60세	65세 이상
2005	0.10699	0.08701	0.10982	0.12816	0.17277	0.18661	0.25012	0.31459	0.35319
2010	0.12223	0.10224	0.12505	0.14339	0.18801	0.20184	0.26535	0.32983	0.36843
2015	0.13656	0.11658	0.13939	0.15773	0.20235	0.21618	0.27969	0.34416	0.38277
2020	0.15005	0.13007	0.15288	0.17122	0.21583	0.22967	0.29318	0.35765	0.39626
2025	0.16527	0.14528	0.16809	0.18643	0.23105	0.24488	0.30839	0.37287	0.41147
2030	0.18626	0.16627	0.18909	0.20742	0.25204	0.26588	0.32939	0.39386	0.43246
2035	0.20314	0.18315	0.20597	0.2243	0.26892	0.28276	0.34627	0.41074	0.44934
2040	0.21316	0.19318	0.21599	0.23433	0.27894	0.29278	0.35629	0.42076	0.45936
2045	0.22655	0.20657	0.22938	0.24772	0.29233	0.30617	0.36968	0.43415	0.47275
2050	0.24269	0.22271	0.24552	0.26386	0.30847	0.32231	0.38582	0.45029	0.48889
표준편차	25세 이하	30세	35세	40세	45세	50세	55세	60세	65세 이상
2005	0.32710	0.29497	0.33139	0.35799	0.41566	0.43198	0.50012	0.56089	0.5943
2010	0.34961	0.31975	0.35363	0.37867	0.43360	0.44927	0.51512	0.57431	0.60698
2015	0.36955	0.34144	0.37335	0.39715	0.44983	0.46495	0.52886	0.58666	0.61868
2020	0.38737	0.36065	0.39100	0.41378	0.46458	0.47924	0.54146	0.59804	0.62949
2025	0.40653	0.38116	0.40999	0.43178	0.48067	0.49486	0.55533	0.61063	0.64146
2030	0.43158	0.40777	0.43484	0.45544	0.50204	0.51563	0.57392	0.62758	0.65762
2035	0.45071	0.42797	0.45384	0.47361	0.51858	0.53175	0.58845	0.64089	0.67033
2040	0.46170	0.43952	0.46475	0.48407	0.52815	0.54109	0.59690	0.64866	0.67776
2045	0.47597	0.45449	0.47894	0.49771	0.54068	0.55332	0.60801	0.6589	0.68757
2050	0.49264	0.47192	0.49550	0.51367	0.55540	0.56772	0.62114	0.67104	0.69921

지는 1개의 선형방정식이 도출된다. 나머지 39개의 더미변수를 가지는 연령대의 경우에도 마찬가지로 방법으로 각기 하나씩의 선형방정식이 도출된다. 이상의 과정을 거쳐 도출된 41개의 선형방정식으로 구성된 연립방정식 체계를 풀면 다음과 같이 각 연령대별 자연대수소득의 분산(표준편차)을 예측할 수 있다.

[그림 VI-34]와 [그림 VI-35]에서는 각각 가구주 연령별 자연대수가치분소득의 분산과 표준편차에 대한 전망결과를 그림으로 표현하였다. 연령별 분산곡선 또는 표준편차곡선은 공통적으로 우상향하는 모습을 보이고 있으며, 시간이 경과함에 따라 점차 상방으로 이동하는 것으로 전망되었다.

곡선이 우상향하는 것은 [그림 VI-33]에서 보았듯이, 기존 서베이 자료에 대한 분석 결과, 연령이 상승할수록 자연대수가치분소득의 표준편차가 상승하는 경향을 보이던 특성이 반영되었기 때문이다. 다만 [그림 VI-33]의 경우에는 연령별 분산곡선이 추세적으로는 비록 우상향하지만 연령별로는 등락이 큰 데 비해 [그림 VI-34] 또는 [그림 VI-35]에서 연령별로 등락의 폭이 별로 없으면서 부드럽게 우상향하는 모양을 보여주고 있다. 이러한 차이가 발생한 원인은, 회귀분석의 결과가 말해주듯이, 연령별로 분산의 평균적인 모습을 예측하였기 때문이다. 만약 자연대수가치분소득의 분산의 분포를 고려하여, 회귀분석에 따른 평균적인 예측치 외에 분포의 오차항에 해당하는 부분까지 고려한다면 [그림 VI-33]에서 보는 바와 같이 전체적으로는 우상향하지만 국소적으로는 갈지(之)자 형태의 모습을 보였을 것으로 사료된다.

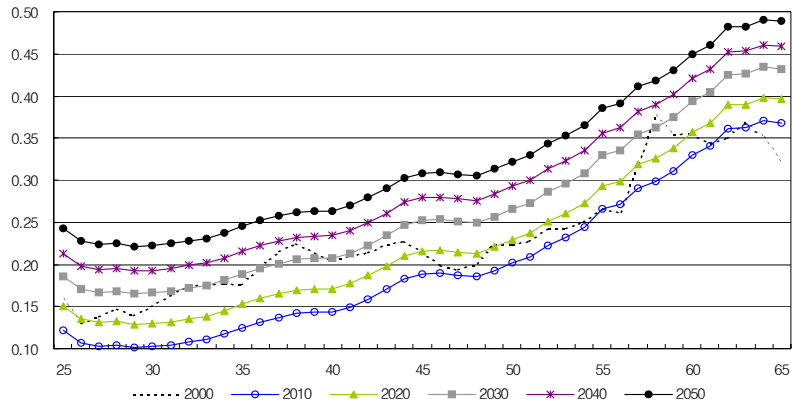
또한 분산(표준편차)곡선이 시간이 경과함에 따라 상방이동하는 것은, 향후의 지니계수가 종전의 선진국에서 보아왔던 것처럼 상승 추세를 보일 것으로 가정한 데 따른 것이다. 만약 지니계수가 상승하지 않고 현재와 같은 수준에 있다면 평균적인 연령별 분산곡선은 상방으로 이동하지 않고 동일 곡선상에 머물러 있을 것이다.

[그림 VI-34]와 [그림 VI-35]에서는 2000년 자료에서 직접 산출한 연령별 자연대수가처분소득의 분산 또는 표준편차 곡선도 함께 포함하여 그려보았다. 그런데 2000년 곡선은 대부분의 연령층에서 2010년의 곡선보다 상방에 위치해 있다. 2000년에 비해 2010년의 지니계수가 더 크다는 것을 전제로 하였음에도 불구하고 이러한 전망결과가 나타난 것은 다소 의외의 결과로 보여진다. 그런데 2000년의 결과는 각 전체 분포에서의 자연대수가처분소득 분산과 연령별 분산의 연결고리가 서베이 자료에 나타난 연령별 가중치에 근거하고 있다. 반면에 분산 전망치의 경우에는 인구주택총조사 2% 원시자료를 기반으로 하고 있다. 따라서 각 연령별 가구분포의 비중 차이로 요약되는 인구분포 특성의 차이로 인해 그와 같은 차이가 나타났다고 할 수 있다. 만약 서베이자료를 기준으로 연령별 가구분포의 가중치를 전망하였다면 이와 같은 차이가 나타나지 않았을 것이다. 그렇지만 인구주택총조사자료에 근거하면 그만큼 현실에 가까운 결과를 얻을 수 있을 것으로 사료되므로 그러한 차이에도 불구하고 [그림 VI-34]와 [그림 VI-35]에 추정된 결과를 이용하여 가상패널을 구축한다.

<표 VI-19>에서는 제8~9절의 추정결과로부터 2050년까지의 연도별 전체 평균과 표준편차를 모아놓았다. 평균 전망시에는 전체 평균을 먼저 추정하지 않고 연령별 평균을 먼저 추정한 후 연령별 가중치를 이용하여 산출하였다. 전체 표준편차는 선진국에서의 평균적인 지니계수 변화추이가 향후 우리나라에도 적용될 것으로 가정하고 그러한 시나리오하에서 지니계수와 표준편차 사이의 1:1 대응관계를 이용하여 추정하였다. 연령별 표준편차는 전체 표준편차로부터 연립방정식 체계를 이용하여 추정하였음은 앞에서 살펴본 바와 같다.

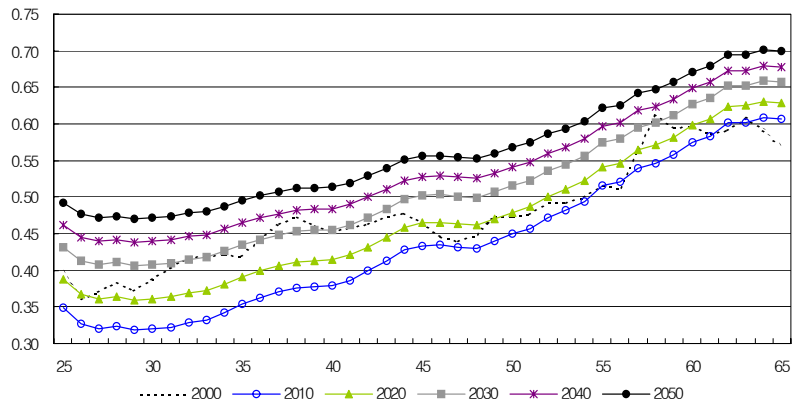
[그림 VI-34] 연령별 자연대수가처분소득 분산의 전망

(단위: ln(원))



[그림 VI-35] 연령별 자연대수가처분소득 표준편차의 전망

(단위: ln(원))



<표 VI-19> 자연대수가처분소득의 전체 평균과 표준편차의 전망결과
(단위: ln(월))

	평균	표준편차		평균	표준편차
2003	17.21979	0.46775	2027	18.30189	0.60246
2004	17.26892	0.47327	2028	18.34242	0.60819
2005	17.31259	0.47879	2029	18.38210	0.61393
2006	17.36208	0.48433	2030	18.42090	0.61968
2007	17.41094	0.48987	2031	18.45417	0.62544
2008	17.45903	0.49541	2032	18.48742	0.63121
2009	17.50624	0.50097	2033	18.52062	0.63700
2010	17.55253	0.50653	2034	18.55380	0.63989
2011	17.60084	0.51210	2035	18.58694	0.64279
2012	17.64914	0.51768	2036	18.62450	0.64569
2013	17.69735	0.52327	2037	18.66229	0.64860
2014	17.74537	0.52887	2038	18.70029	0.65150
2015	17.79318	0.53448	2039	18.73848	0.65441
2016	17.84117	0.54009	2040	18.77687	0.65732
2017	17.88915	0.54571	2041	18.81132	0.66024
2018	17.93708	0.55134	2042	18.84608	0.66316
2019	17.98495	0.55699	2043	18.88114	0.66608
2020	18.03271	0.56264	2044	18.91650	0.66900
2021	18.07637	0.56830	2045	18.95213	0.67193
2022	18.11733	0.57397	2046	18.99078	0.67486
2023	18.15496	0.57965	2047	19.02972	0.67780
2024	18.18886	0.58533	2048	19.06888	0.68073
2025	18.21861	0.59103	2049	19.10827	0.68367
2026	18.26061	0.59674	2050	19.14782	0.68661

주: 자연대수가처분소득의 각 연도별 전체 평균은 해당 연도의 연령별 평균과 연령가중치를 이용하여 산출하였음. 표준편차는 제9절에서 지니계수를 이용하여 추정한 수치임.

10. 가상패널 추정 예와 한계

가. 추정 예

먼저 (Γ, Z^*) 의 결합분포로부터 이들 조합에 대한 무작위수를 충분히 많이 생성한다. 이 과정은 서로 독립인 z_1 과 z_2 에 대한 무작위수 생성 후에 식 (VI-26)와 식 (VI-27)처럼 각각의 모수추정결과로부터 도출된 식을 이용하여 (Γ, Z^*) 의 조합에 대한 무작위수를 생성해낸다.

각 소득자에 대한 (t+1)시점에서의 소득을 생성하기 위해서는 (t+1)시점에서의 소득분포, 즉 Z^* 와 동일한 특성을 가지는 정규분포의 평균과 분산에 대한 추정이 필요하다. t시점에서 a세이고 p-백분위수 소득을 가진 소득자의 경우 소득이행변수 Γ 의 값은 (Γ, Z^*) 에 대한 결합무작위수 값 중에서 (t+1)시점에서 p-백분위수에 해당하는 Z^* 의 값에 가장 가까운 조합의 무작위수 조합값 중에서 Γ 에 해당되는 무작위수를 해당 p-백분위수 소득에 대응되는 Γ 의 값이라고 하면 된다. 이 때 선택된 무작위수의 조합값을 (Γ_0, Z_0^*) 이라고 하면 식 (VI-8)로부터 다음과 같이 (t+1)기에 (a+1)세인 소득자의 자연대수소득 또는 소득을 추정할 수 있다.

$$\ln(X_{a+1,0}^{t+1}) = Z_0^{t+1} = \Gamma_0 + Z_0^{*t+1} \quad (\text{VI-27})$$

$$X_{a+1,0}^t = \exp(\Gamma_0 + Z_0^{*t+1}) \quad (\text{VI-28})$$

나. 가상패널 분석의 한계

앞에서 가상패널을 구축하기 위한 모형, 즉 소득창출식을 설정함에 있어 기준이 되는 기축변수(基軸變數, basic variable)로는 연령변수를 사용하였다. 소득흐름의 연령별 특성 차이를 염두에 두었기

때문이다. 아래의 제VII장의 제2절 가항과 나항에서 분석한 결과 중 일부를 여기서 먼저 소개한다면, 현재 동일 연령세대를 대상으로 할 때, 소득계층별 소득순위의 변화는 시간이 경과함에 따라 무작위성(randomness)을 띠면서 점차 평준화되어 간다는 것이 모의실험의 주된 결론이다. 우리가 흔히 주변에서 고소득층이 장기간 지속적으로 고소득을 획득하고, 저소득층은 장기간 지속적으로 저소득을 획득하는 경우가 많다는 것을 볼 때 모의실험 결과는 다소 의외임을 논할 수 있다. 이는 식 (VI-4)와 같은 소득창출식 설정하에서는 어찌면 불가피하게 나타날 수밖에 없는 결론이다. 본질적으로 소득은 평균지향효과(mean-reversing effect)를 지니고 있기 때문이다. 이는 앞에서 Γ 와 Z^* 의 공분산이 음의 값을 가지는 것으로부터 유추할 수 있다.

그런데 만약 여기서 연령별 평균소득 차이를 나타내는 연령효과(age effect)를 감안한다면 시간이 경과하더라도 소득순위의 무작위성은 일정한 범위 내에서만 한정되고 소득분포 전체적으로는 소득순위 변화추이가 완전무작위적이지는 않게 된다. 연령효과 이외에도 소득순위의 무작위성을 제한하는 다른 요소들이 있다. 가구원수(또는 취업자 수), 교육수준(학력), 직종 등의 차이는 각 부류별로 평균적으로 각 부류 간 평균소득 차이만큼의 소득순위의 차이를 나타내어 더 이상 무작위적이지 않게 하는 대표적인 요인(factors)들로 사료된다. 예를 들어 가구의 연령이 동일한 어떤 두 가구 사이에 뚜렷한 학력 차이가 존재하고 그러한 차이가 장기간 지속(persistent)된다면 동일 연령집단 내에 속해 있지만 각각의 가구는 사실상 서로 다른 이질적인 학력군에 속해 있으며, 소득순위의 변화도 각각의 학력군 내에서 실현된다면 시간이 경과하여 소득순위 변화의 무작위성이 증가하더라도 학력 차이로 인해 야기되는 동일 연령대 내에서의 평균소득수준(또는 소득순위) 차이는 일정하게 유지될 수 있다.

<표 VI-20> 가구원 수별 자연대수가처분소득의 평균
(도시가계조사자료 기준)

(단위: ln(원))

	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상	전체
1982	14.69751	14.83657	14.98009	15.08325	15.21608	15.01718
1983	14.76522	14.98486	15.07085	15.20191	15.34097	15.12075
1984	14.93858	15.05225	15.23312	15.30128	15.43653	15.22816
1985	14.92424	15.11536	15.28207	15.35250	15.46574	15.26565
1986	15.10501	15.23892	15.43177	15.47586	15.62368	15.40371
1987	15.20470	15.39179	15.57544	15.67925	15.79341	15.55095
1988	15.43610	15.55471	15.75554	15.86965	15.96335	15.73365
1989	15.63990	15.78812	15.94371	16.07311	16.17380	15.93308
1990	15.83459	15.97583	16.13110	16.24343	16.36441	16.12090
1991	16.05101	16.18217	16.33570	16.46384	16.58891	16.33390
1992	16.21091	16.33156	16.48575	16.61512	16.73619	16.47911
1993	16.24374	16.45586	16.58808	16.69949	16.78722	16.55831
1994	16.35584	16.60514	16.72719	16.81336	16.95564	16.68702
1995	16.51335	16.71587	16.84898	16.94167	17.05154	16.80868
1996	16.61360	16.84060	16.97202	17.04586	17.21206	16.92113
1997	16.49216	16.82601	17.01071	17.10814	17.18566	16.93685
1998	16.24274	16.68034	16.86757	16.96126	17.10686	16.77763
1999	16.54855	16.81649	16.96464	17.02439	17.16694	16.89016
2000	16.68752	16.88998	17.07207	17.17011	17.22070	16.99290
2001	16.71060	16.96219	17.13624	17.19189	17.30303	17.04074
2002	16.78847	17.07100	17.19924	17.27002	17.33517	17.11040
2003	16.82275	17.14198	17.27121	17.37648	17.46380	17.18347

주: 간접법으로 추정된 결과임.

일례로 가구원 수의 차이에 의한 자연대수가처분소득 평균의 차이는 시계열적으로도 매우 일관되게 지속성을 지니는 것으로 나타났다. <표 VI-20>~<표 VI-22>에서 보듯이 도시가계조사자료를 가구원 수로 분리하여 각각에 대해 자연대수가처분소득의 평균을 산출해본 결과 가구원 수별로 뚜렷한 평균 차이를 나타내었다. 결과가 너무 자명하여 가설검정 결과를 본문에 보고하지는 않았지만

VI. 가상패널 생성을 통한 생애소득의 흐름 분석 301

각 가구원 수별 평균소득의 차이에 대한 가설검정을 실시해본 결과 유의수준 1%에서 평균 차이가 0이라는 귀무가설이 모두 기각되었다. 이는 가구원수 차이가 항구적으로 소득평균의 차이를 나타내는 중요한 요인임을 시사한다.

<표 VI-21> 가구원 수별 자연대수가처분소득 평균의 차(가구원 수별 평균-전체 평균, 도시가계조사자료 기준)

(단위: ln(원))

	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상	전체
1982	-0.31967	-0.18060	-0.03709	0.06607	0.19891	0
1983	-0.35553	-0.13589	-0.04990	0.08116	0.22022	0
1984	-0.28958	-0.17591	0.00497	0.07313	0.20838	0
1985	-0.34141	-0.15029	0.01641	0.08684	0.20009	0
1986	-0.29870	-0.16479	0.02807	0.07215	0.21997	0
1987	-0.34625	-0.15916	0.02449	0.12830	0.24246	0
1988	-0.29754	-0.17893	0.02189	0.13601	0.22971	0
1989	-0.29317	-0.14495	0.01064	0.14003	0.24072	0
1990	-0.28631	-0.14507	0.01020	0.12253	0.24351	0
1991	-0.28289	-0.15174	0.00179	0.12993	0.25501	0
1992	-0.26820	-0.14755	0.00663	0.13601	0.25708	0
1993	-0.31457	-0.10245	0.02977	0.14117	0.22890	0
1994	-0.33118	-0.08188	0.04017	0.12634	0.26862	0
1995	-0.29533	-0.09281	0.04030	0.13300	0.24286	0
1996	-0.30753	-0.08053	0.05089	0.12473	0.29093	0
1997	-0.44469	-0.11084	0.07386	0.17129	0.24881	0
1998	-0.53489	-0.09729	0.08995	0.18363	0.32923	0
1999	-0.34161	-0.07367	0.07447	0.13423	0.27678	0
2000	-0.30538	-0.10292	0.07917	0.17721	0.22780	0
2001	-0.33014	-0.07854	0.09550	0.15115	0.26229	0
2002	-0.32194	-0.03940	0.08884	0.15962	0.22476	0
2003	-0.36072	-0.04149	0.08774	0.19302	0.28033	0

주: 간접법으로 추정된 결과임.

각 가구원 수별 소득평균값에서 전체 평균값을 차감해본 결과 <표 VI-21>을 얻었다. 그 결과를 보면 2~3인 가구의 경우에는 현저하게 전체 평균소득보다 평균소득이 낮은 반면, 4인 이상 가구의 경우에는 전체 평균과 다소 비슷하며 5인 이상 가구의 경우에는 전체 평균보다 현저하게 높게 나타났다.

<표 VI-22> 가구원 수별 자연대수가처분소득 평균 차의 백분율
(도시가계조사자료 기준)

(단위: %)

	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상	전체
1982	-2.13	-1.20	-0.25	0.44	1.32	0
1983	-2.35	-0.90	-0.33	0.54	1.46	0
1984	-1.90	-1.16	0.03	0.48	1.37	0
1985	-2.24	-0.98	0.11	0.57	1.31	0
1986	-1.94	-1.07	0.18	0.47	1.43	0
1987	-2.23	-1.02	0.16	0.83	1.56	0
1988	-1.89	-1.14	0.14	0.86	1.46	0
1989	-1.84	-0.91	0.07	0.88	1.51	0
1990	-1.78	-0.90	0.06	0.76	1.51	0
1991	-1.73	-0.93	0.01	0.80	1.56	0
1992	-1.63	-0.90	0.04	0.83	1.56	0
1993	-1.90	-0.62	0.18	0.85	1.38	0
1994	-1.98	-0.49	0.24	0.76	1.61	0
1995	-1.76	-0.55	0.24	0.79	1.44	0
1996	-1.82	-0.48	0.30	0.74	1.72	0
1997	-2.63	-0.65	0.44	1.01	1.47	0
1998	-3.19	-0.58	0.54	1.09	1.96	0
1999	-2.02	-0.44	0.44	0.79	1.64	0
2000	-1.80	-0.61	0.47	1.04	1.34	0
2001	-1.94	-0.46	0.56	0.89	1.54	0
2002	-1.88	-0.23	0.52	0.93	1.31	0
2003	-2.10	-0.24	0.51	1.12	1.63	0
1982~2003 평균	-2.03	-0.75	0.21	0.79	1.50	0

주: 간접법으로 추정된 결과임.

VI. 가상패널 생성을 통한 생애소득의 흐름 분석 303

위의 평균 차이를 전체 평균소득에 대한 상대비율(백분율)로 전 환해보면 평균적으로 2인 가구와 3인 가구는 전체 평균보다 약 2.0%와 0.8% 정도 작은 반면 4인, 5인, 6인 이상 가구의 경우에는 각각 0.2%, 0.8%, 1.5% 높은 것으로 나타났다(<표 VI-22> 참조). 이런 결과는 가구소비실태조사자료를 분석한 경우에도 동일하다 (<표 VI-23> 참조).

<표 VI-23> 자연대수명목가처분소득의 평균과 분산(2000년
가구소비실태조사자료 기준)

(단위: ln(원))

	표본에서 단순 추정(직접법)			정규분포 가정하에 간접추정(간접법)		
	평균(m)	분산(s ²)	표준편차 (s)	평균(m)	분산(s ²)	표준편차 (s)
1인(35세 이하)	16.29257	0.33822	0.58157	16.33223	0.23947	0.48936
1인(36세 이상)	15.66141	0.63663	0.79789	15.63704	0.69993	0.83662
2인	16.51599	0.55767	0.74677	16.53998	0.50616	0.71145
3인	16.86524	0.41527	0.64441	16.88272	0.30256	0.55005
4인	17.05509	0.34454	0.58697	17.04989	0.24442	0.49438
5인	17.13630	0.32092	0.56650	17.14237	0.23097	0.48060
6인 이상	17.29314	0.35334	0.59442	17.29249	0.25346	0.50345
전체	16.74930	0.61632	0.78506	16.81168	0.45650	0.67565
전체(2인 이상)	16.90151	0.46228	0.67991	16.92987	0.34041	0.58345

주: 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정한 것 임. 간접법은 자연대수소득 분포가 정규분포를 따른다는 가상적인 상황 하에서, 추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정한 것임.

그러므로 소득창출식을 고안함에 있어서는 연령효과 이외에도 학력, 가구원 수, 직종 등과 같은 다른 요인을 고려하는 것이 보다 적절하다. 그럼에도 불구하고 현실적으로 그런 요인들을 반영하여

가상패널 구성을 위한 소득창출식을 설정하는 것이 쉽지 않다. 왜냐하면 요인의 수(number)가 증가할수록 우리가 고려해야 하는 소집단 셀(cell)의 수가 기하급수적으로 증가(exponentially increasing)하기 때문에 요인의 수가 2개 이상인 경우에는 각각의 소집단에 속하는 원시자료 표본의 수가 급격히 줄어들면서 소득창출식 설정에 기초가 되는 소득분포의 자연대수정규분포 특성을 검증하는 것이 사실상 불가능해지기 때문이다.

현재 연령 요인 하나만으로도 경우의 수가 41개인데, 가구원 수 조건 하나만을 추가하더라도 최소한 이것의 5배수 내지 6배수 이상으로 경우의 수가 크게 증가한다. 서베이 자료의 표본 수가 대체로 수천개 내외로 매우 제한적임을 고려할 때 수백개 이상의 셀에 속하는 각각의 표본 수는 많아야 백여 개 정도에 불과하고, 가장 적은 경우에는 수 개 정도에 불과하다. 따라서 이처럼 작은 소그룹 셀로는 사실상 해당 셀에 대한 분포의 안정성과 분포 특성을 추출해내는 것이 불가능하다.

그럼에도 불구하고 이러한 외부요인에 대해서는 어떠한 식으로도 추정결과에 반영시켜야만 가상패널자료의 신뢰성이 높아진다. 현실적으로 가구원 수의 경우에는 앞에서 살펴보았듯이 가구원 수별 가구 분포 등에 대해 장래 전망이 이루어졌다. 그러므로 가구원 수 차이에 의한 소득차이는 소득창출식을 이용하여 가상패널자료가 일차적으로 완료된 후 외생적으로 그 차이를 반영시켜 주도록 한다. 절대빈곤의 경우에는 가구원 수별로 빈곤선 수준이 서로 다르다. 상대빈곤의 경우에도 동등화소득 산출을 통한 상대빈곤선 설정을 위해서는 가구원 수별 소득차이를 고려하는 것이 필수적이다. 그러므로 최소한 빈곤문제를 논함에 있어서는 가구원 수의 차이에 의한 평균적이고 항구적인 소득수준의 차이는 반드시 감안되어야만 의미 있는 연구결과를 얻을 수 있다.

일차적으로 가구원 수 요인을 반영하기 위해서는 가장 단순하게

가구원 수 차이에 의한 평균소득의 차이는 연령요인에 대해 통계적으로 독립이라고 가정한다. 즉, 평균소득의 관점에서 볼 때 연령과 가구원 수는 서로 독립사건(independent events)이라고 가정한다. 이는 가구원 수별 평균소득의 차이는 연령대별로 동일하다는 가정과 마찬가지로이다. 물론 연령별로 가구원 수 차이에 의한 소득 차이가 서로 다를 수 있지만 현재 그것까지 함께 고려한 연구는 위에서 보았듯이 현재의 분석여건상 수용하기 어려우므로 여기서는 고려하지 않기로 한다.

가구원 수 차이에 의한 소득차이는 <표 VI-22>에서 추정된 전체 평균소득 대비 가구원 수별 소득차이의 백분율만큼을 전망된 소득자료로부터 가감한다. 이 경우 각 연령대별로 조정 후의 평균소득이 당초에 전망한 <표 VI-15>와 차이를 보일 수 있다. 이러한 경우에는 추가적으로 전망평균소득 대비 조정 후 평균소득의 비율을 1차조정소득에 곱해주어 최종적으로 조정소득을 산출한다. 이렇게 하면 장래 소득전망시에 장기적으로 소득순위 무작위성이 증가하더라도 가구원 수 효과에 의한 동일연령 내 소득순위(또는 소득수준)의 차이는 지속됨으로써 장기빈곤 분석 및 생애소득에 기초한 빈곤율 분석시에 일치성을 유지하거나 또는 일치성을 유지하지 못하더라도 편의(bias)를 크게 줄일 수 있을 것이다.

그 밖에 학력이나 직종 등의 경우에는 장래의 분포를 전망할 수 있을 만한 신뢰할 수 있는 자료가 없다. 더욱이 학력이나 직종 등의 차이에 의한 소득차이는 빈곤문제의 유형별 특성이나 원인을 분석하는 경우에는 중요한 분석대상이 되지만 생애소득에 기초한 빈곤추이나 장기빈곤율 등을 추정하는 경우에는 직접적으로 관련이 없다. 따라서 학력이나 직종 등의 경우에는 해당 요인의 차이에 의한 평균소득의 차이를 외생적으로 반영할 수는 있지만 장래 분포를 알 수 없으므로 여타 요인의 경우에는 본 연구에서 고려하지 않기로 한다.

가상패널을 구성하기 위한 본격적인 연구로는 본 연구가 사실상 최초인데 이러한 현실적인 요인을 모두 고려할 수 있는 모형을 완벽하게 설정하는 것은 현실적으로 무리하므로 본 연구에서 모두 답을 수 없었기 때문에, 후속 연구 및 후학들의 연구에서 이러한 문제점이 보완되어 완성되기를 기대한다.

VII. 빈곤율 분석III: 실험 및 회귀분석을 통한 빈곤특성의 분석

본장에서는 모의실험(simulation)과 회귀분석을 이용하여 빈곤의 심각성에 대해 분석해본다. 모의실험은 소득분포가 자연대수정규분포를 따른다는 전제하에서 통계적 확률분포 및 소득창출식의 통계적 특성을 이용하여 빈곤율의 특성과 빈곤탈출률 등을 추정하고 추정에 필요한 모수(parameters)에 대한 민감도 분석도 함께 실시한다. 또한 상대소득분배격차지수와 빈곤율 사이의 관계를 회귀분석을 통해 살펴본다. 그 밖에 차상위소득계층 및 조세정책 등의 효과분석을 모의실험 등을 통해 분석해본다.

1. 모의실험을 통한 빈곤율 변화의 이해

가. 개요

소득은 시간이 경과하면서 매우 가변적이다. 오늘은 빈곤층에 속하지만 내일은 빈곤에서 벗어날 수도 있고 반대로 빈곤층으로 추락할 수도 있다. 빈곤문제에 대한 정책대응은 기본적으로 빈곤퇴치, 즉 빈곤에서 벗어나는 데 있다. 그러므로 빈곤문제를 접하면서 가장 먼저 생각할 수 있는 것 중의 하나는 시계열적으로 소득이 얼마나 가변적인지, 그에 따라 빈곤에서 벗어나는지 또는 빈곤으로 추락하는지에 대한 확률적 분포가 어떤 특성을 가지는지에 대한 것이다.

시계열적으로 소득변동의 특성은 흔히 평균소득의 변동과 같은

거시집계변수의 변화와 지니계수와 같은 상대소득격차를 나타내는 지표로써 요약된다. 그렇지만 이들 지표는 소득자의 소득순위가 고정적인지 또는 가변적인지의 여부와는 전혀 상관없이 다만 소득자 간 상대소득비의 차이가 어떠한지, 평균적인 소득증감률은 어떠한지만을 고찰할 수 있을 뿐이다. 그렇지만 매 기간마다 소득평균과 지니계수만 변하는 것이 아니라 각 소득자 간의 소득순위 또한 변한다. 만약 모든 기간에 대해 모든 소득자의 소득순위가 고정적(fixed)이라면 각 소득자 간의 생애소득 순위도 어떤 시점에서의 소득순위와 다르지 않다. 이는 소득순위가 고착화되어 소득계층이 곧 소득계급으로 간주될 수 있음을 의미한다. 그러나 이와 반대로 소득순위가 중위수 소득을 중심으로 매 기간마다 대칭적으로 높은 수준과 낮은 수준의 소득을 번갈아 가면서 획득한다면 각 소득자들의 생애소득은 대체로 평균소득 수준에 수렴한다고 할 수 있다. 이런 경우에는 비록 매 횡단면마다 일정한 정도의 상대소득격차를 보이지만 생애소득으로 평가한다면 사실상 상대소득격차가 거의 0에 가깝다고 할 수 있다. 후자의 경우에는 비록 단기적으로는 빈곤가구가 발생할 수 있어도 장기적 또는 생애소득의 관점에서는 빈곤문제가 없다고 할 수 있다.

그러므로 빈곤문제를 연구함에 있어서는 단순히 특정 횡단면 시점에서의 빈곤문제뿐만 아니라 각 기간별 소득순위의 변동, 즉 기간별 소득이동성 또는 소득변동성도 함께 분석하여야만 빈곤문제의 본질에 보다 가깝게 분석할 수 있다. 따라서 기간별 소득변동 분석은 빈곤문제를 연구하는 데 있어 필수적인 요소 중 하나라고 할 수 있다.

식 (VI-8)에서 보았듯이 시간이 경과함에 따라 각 소득자(또는 가구)의 소득위계수(또는 소득순위)는 Γ 를 매개로 하여 변화한다. 소득위계수의 변화 정도는 Γ 의 분산(σ_Γ^2)에 의존한다. Γ 의 값이 음의 값을 가지면 해당 소득자(가구)의 소득위계수는 하락하는 반

면 양의 값을 가지면 소득위계수가 상승한다. 그런데 Γ 의 평균은 0이므로 평균적인 위계수의 변동효과는 0이라고 볼 수 있다. 그렇지만 제VI장에서 보았듯이 비록 Γ 의 평균은 0이지만 Γ 는 Z^* 와 음의 상관관계를 가지는 만큼 직전기의 소득위계수가 50% 수준보다 높은 경우, 즉 Z^* 의 값이 μ_z 보다 큰 경우에는 Γ 가 음의 값을 가질 확률이 더 높다. 뿐만 아니라 소득위계수가 높아질수록 그러한 확률은 더 커진다고 할 수 있다. 반대로 Z^* 의 값이 μ_z 보다 작은 경우에는 Γ 가 양의 값을 가질 확률이 더 커진다.

유경준·김대일(2003)의 연구에서는 이러한 경향을 평균지향효과(mean-reversing effect)라고 표현한 바 있다. 그들의 연구에서는 소득위계수 또는 소득순위의 변화를 소득이동성(earnings mobility)와 소득변동성(income risk)으로 구분한 바 있다. 이 두 가지 개념을 재해석하여 쉽게 풀어본다면, 전자는 가구나 소득자의 소득을 획득할 수 있는 능력 자체가 항상소득(permanent income)에 영향을 미칠 정도로 구조적으로 (평균적인) 소득순위가 변화한 경우를 일컫는다고 볼 수 있으며, 후자는 소득획득력에는 구조적인 변화가 없지만 각종의 교란요인(noisy factors)에 의해 일시적으로 오차의 범위 내에서 소득의 변동이 발생한 경우를 나타낸다고 볼 수 있다. 그들의 연구에서는 전자와 후자의 구분요소로서 소득의 변화가 항상소득의 변화를 동반한 것인지 아닌지의 여부에 따라 양자를 구분하고 있다. 그들의 연구에서 소득변동의 형태를 두 가지로 구분하여 분석한 것은 개념적으로 매우 우수하다.

그렇지만 기본적으로 그러한 연구는 본질적으로 횡단면자료에 나타난 각 소득자별(또는 가구별) 시계열자료, 즉 패널자료를 바탕으로 분석하여야 하지만 사실상 항상소득에 기초한 소득변동을 추정할 수 있을 만한 패널자료가 갖추어져 있지 않았기 때문에 그들의 연구에서는 횡단면자료를 이용하여 우회적으로 분석하고 있다. 따라서 본래의 의도와는 조금 다른 분석방법이 적용될 수밖에 없

었다.

본 연구에서는 이러한 문제를 극복하고자 소득창출식 추정을 통해 가상패널자료를 생성하고 이를 기초로 소득분포의 특성 자체를 분석하기 때문에 소득변동효과를 분석하는 데 있어 논리적으로 매우 적절한 방법을 사용한다고 할 수 있다. 다만 본 연구에서는 연구의 주제와 방법론상 항상소득과 일시소득 등을 구분하지 않고 있기 때문에 개념상 위의 연구에 비해 소득변동과 관련된 분석의 범위가 다소 덜 세분화되었다고 할 수 있다. 본 연구에서는 편의상 잠정적으로 소득이동성과 소득변동성을 특별히 구분하지 않고 혼용하여 사용하기로 한다. 이에 대한 보다 구체적인 연구는 추후연구에서 보완되기를 희망한다.

본 연구에서는 소득변동효과를 크게 두 가지 틀에서 분석한다. 첫째는 소득창출식을 바탕으로 모의실험을 통해 시간이 경과함에 따라 소득계층별로 소득위계수의 변화 효과를 경과기간대별로 구분하여 고찰해본다. 또한 소득이행변수 Γ 의 분포, 즉 Γ 의 분산값을 가상적으로 변화시켰을 때 소득의 변화효과에 미치는 민감도 분석도 실시한다. 이는 제2절에서 분석한다. 둘째는 시간이 경과함에 따라 각 소득자의 소득위계수가 변화하면서 나타날 수 있는 빈곤탈출률 또는 빈곤진입률 등에 대한 분석이다. 이는 제3절에서 논의하기로 한다.

아래의 나항에서는 분석에 필요한 각종 모수에 대해 살펴본다.

나. 분석에 필요한 모수 설정

시간 경과에 따른 소득위계수의 변화와 빈곤진입률 등의 효과를 추정하기 위해서는 제VI장에서 제시한 소득창출식을 이용하여야 한다. 모의실험(micro simulation)을 시행하기 위해서는 해당 소득창출식에 들어 있는 각종 모수(parameters)의 값을 설정하여야 한

다. 해당 모수들은 자연대수소득의 평균과 분산, 소득이행변수의 분산 및 소득이행변수와 자연대수소득 간의 공분산이다. 이 중 마지막 2개의 모수 값은 이미 제VI장 제5절에서 추정된 값을 사용하면 된다. 자연대수소득의 평균과 분산은 매년 그 값이 변화한다. 즉, 매년 경제가 성장하면서 소득수준이 증가하고 따라서 자연대수소득의 평균도 일반적으로 상승한다. 따라서 어떤 해를 기준으로 하느냐에 따라 모의실험의 결과가 달라질 수 있다. 분산의 경우도 마찬가지로 매년 그 값이 변하기 때문에 어떤 값을 사용하느냐에 따라 모의실험 결과가 영향을 받는다.

본 연구에서는 편의상 2000년 가구소비실태조사자료에 나타난 자연대수소득의 평균과 분산을 기준으로 모의실험을 수행하기로 한다. 이는 가구소비실태조사자료의 경우 일부의 농어가 등을 제외하고는 현존하는 우리나라 미시자료 가운데 가장 포괄범위가 넓기 때문이다. 다만 가구소비실태조사자료의 경우 연소득 조사방법이 장부기록의 형식을 갖추기보다는 1회성 설문조사에 의존하고 있고, 사실상 유용한 자료가 1996년과 2000년의 2회 정도에 불과하다는 점에서 아쉬운 점이 있다. 따라서 본 연구에서는 평균적인 추세 파악이 용이하고, 비록 대상 범위가 (취업)근로자가구로 제한되어 있기는 하지만, 장부기록의 형태로 소득 관련 정보를 조사·보고하여 상대적으로 정확성이 높은 도시가계조사자료에 대한 자연대수소득의 평균과 분산값도 함께 제공하여 가구소비실태조사자료와의 차이를 비교해본다.

본 연구에서 자연대수소득의 평균과 분산을 구하는 방법으로 크게 두 가지를 제안하였다. 첫째는 직접법으로 자연대수를 취한 자료를 직접 평균과 분산 공식에 대입하여 구하는 방법이다. 둘째는 간접법으로, 자연대수소득이 정규분포를 따른다는 특성을 이용하여 무수히 많은 정규분포 가운데 자료에 나타난 자연대수소득과의 평균자승오차(MSE; mean squared error)를 최소화시켜주는 평균과

소득을 해당 자료에 대한 모수 값으로 취하는 것이다. 이 두 방법은 제VI장에서 Γ 의 분산을 추정하는 방법과 동일하다.

전자는 비교적 단순한 공식을 따른다는 점에서 장점을 가지지만 소수의 특이자료(outliers)에 의해 그 값이 크게 영향을 받아 실제와 다른 결과를 보여주는 경우가 많다. 반면에 후자의 경우에는 계산상의 불편함이 다소 따르기는 하지만 특이자료에 의한 왜곡현상이 적어 실제 분포의 특성을 잘 반영하여 비교적 robust하다는 장점이 있다. 본절에서는 이 두 가지 방법에 의한 추정결과를 모두 보고하여 비교하고, 모의실험에 있어서는 robustness가 높은 간접법에 의한 추정값을 모수 값으로 설정한다.

제II장에서 소개한 바와 같이 가구소비실태조사자료에 대한 검정 결과, 가구원 수가 2인 이상인 경우에는 그 자체로서 자연대수정규분포를 따르며, 또한 각 가구원 수별로 표본을 분할하여도 마찬가지로의 결과를 얻을 수 있었다. 1인 단독가구의 경우에는 35세를 경계로 2개의 집단으로 분할하면 각각이 자연대수정규분포를 따름을 보았다.

빈곤율 변화효과 등을 추정함에 있어서는 절대빈곤을 기준으로 하는 것이 분석방법상 편리하다. 그런데 절대빈곤을 기준으로 하면 각 가구원 수별로 빈곤선이 다르게 설정되므로 본 연구에서는 가구원 수별로 표본을 분할하여 각각을 기준으로 빈곤율 변화 및 소득이동성 등의 효과를 고찰한다.

2000년 가구소비실태조사자료를 기준으로 각 가구원 수별로 자연대수(가처분)소득의 평균과 분산(표준편차)의 추정결과는 <표 VII-1>과 같다. 2000년 현재 가구소비실태조사자료를 기준으로 간접법으로 추정한 자연대수소득의 평균과 표준편차는 각각 16.81168ln(원)과 0.48187ln(원)이 된다. 이를 자연대수를 붙이지 않은 소득 자체의 평균값으로 환산하면 25,139,012원이 된다.

2000년 도시가계자료에 의하면 2인 이상 도시가구의 자연대수소

득은 평균 16.99290ln(원), 표준편차 0.48187ln(원)이다(<표 VII-2> 참조). 이를 원단위로 환산하면 26,936,676원이다. 1인 가구의 소득은 2인 이상 가구에 비해 평균소득수준이 크게 떨어진다. 그러므로 가구소비실태조사자료의 경우에도 도시가계조사자료처럼 2인 이상 가구로만 한정하면 소득평균 환산값이 26,697,406원으로 높아져, 2인 이상 도시가구의 소득 평균환산치와의 차이가 239,270원으로 크게 줄어든다. 따라서 가구소비실태조사자료가 도시가계조사자료에 비해 소득값이 다소 작지만 그 차이가 약 1% 수준에 불과하다.

<표 VII-1> 자연대수명목가처분소득의 평균과 분산(2000년 가구소비실태조사자료 기준)

(단위: ln(원))

	표본에서 단순 추정(직접법)			정규분포 가정하에 간접추정(간접법)		
	평균(m)	분산(s ²)	표준편차(s)	평균(m)	분산(s ²)	표준편차(s)
1인(35세 이하)	16.29257	0.33822	0.58157	16.33223	0.23947	0.48936
1인(36세 이상)	15.66141	0.63663	0.79789	15.63704	0.69993	0.83662
2인	16.51599	0.55767	0.74677	16.53998	0.50616	0.71145
3인	16.86524	0.41527	0.64441	16.88272	0.30256	0.55005
4인	17.05509	0.34454	0.58697	17.04989	0.24442	0.49438
5인	17.13630	0.32092	0.56650	17.14237	0.23097	0.48060
6인 이상	17.29314	0.35334	0.59442	17.29249	0.25346	0.50345
전체	16.74930	0.61632	0.78506	16.81168	0.45650	0.67565
전체(2인 이상)	16.90151	0.46228	0.67991	16.92987	0.34041	0.58345

주: 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정한 것임. 간접법은 자연대수소득분포가 정규분포를 따른다는 가상적인 상황에서, 추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정한 것임.

<표 VII-2> 연도별 자연대수명목가치분소득의 평균과 분산
(도시가계조사자료 기준)

(단위: ln(원))

	표본에서 단순 추정(직접법)			정규분포 가정하에 간접추정(간접법)		
	평균(m)	분산(s^2)	표준편차 (s)	평균(m)	분산(s^2)	표준편차 (s)
1982	15.02804	0.24152	0.49145	15.01718	0.23259	0.48228
1983	15.12573	0.23790	0.48775	15.12075	0.23334	0.48306
1984	15.23199	0.23717	0.48700	15.22816	0.22417	0.47347
1985	15.27604	0.22098	0.47009	15.26565	0.19989	0.44710
1986	15.40694	0.22323	0.47247	15.40371	0.21049	0.45879
1987	15.56001	0.22908	0.47862	15.55095	0.21887	0.46783
1988	15.73751	0.21558	0.46430	15.73365	0.19650	0.44328
1989	15.94075	0.21169	0.46010	15.93308	0.19410	0.44056
1990	16.12561	0.18982	0.43569	16.12090	0.17575	0.41922
1991	16.33018	0.17874	0.42278	16.33390	0.17280	0.41569
1992	16.47485	0.17845	0.42244	16.47911	0.16191	0.40238
1993	16.55254	0.18398	0.42893	16.55831	0.16406	0.40504
1994	16.68047	0.18421	0.42919	16.68702	0.17584	0.41934
1995	16.79930	0.18462	0.42967	16.80868	0.17282	0.41571
1996	16.91008	0.19184	0.43799	16.92113	0.18443	0.42945
1997	16.87029	0.56751	0.75333	16.93679	0.23017	0.47976
1998	16.70067	0.43181	0.65712	16.77763	0.30667	0.55378
1999	16.88024	0.22518	0.47453	16.89016	0.21596	0.46471
2000	16.98577	0.24505	0.49503	16.99290	0.23220	0.48187
2001	17.03620	0.22645	0.47586	17.04074	0.21747	0.46634
2002	17.09968	0.24837	0.49837	17.11040	0.23789	0.48774
2003	17.16975	0.24808	0.49808	17.18347	0.21879	0.46775

주: 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정한 것임. 간접법은 자연대수소득분포가 정규분포를 따른다는 가상적인 상황에서, 추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정한 것임.

2. 소득분위의 시계열적 이동분석

가. 소득위계수 변화의 추정

식 (VI-8)의 소득창출식을 기준으로 동일 연령대 내 또는 연령 차이를 고려하지 않고 모든 연령대의 표본을 하나의 표본으로 묶은(pooling) 경우를 대상으로 할 때 시간 경과에 따른 각 가구별 소득위계수의 변화효과를 추정해보았다. 그 결과는 다음과 같다.

[그림 VII-1]~[그림 VII-4]에서는 소득5분위(income quintiles)를 기준으로 경과된 기간별로 기준연도의 분위가 비교연도에 어떻게 구성이 바뀌었는지를 나타낸다. 먼저 1년이 경과하면 약간의 소득 순위 변화가 관찰되기는 하지만 대체로 기준연도와 동일한 소득분위에 속하는 비율이 매우 높음을 알 수 있다. 일례로 1년 경과 후 최고소득층인 5분위(the fifth quintile)의 경우에는 기준연도 현재 역시 5분위에 속하였던 가구 중 약 60% 정도가 5분위에 계속 잔류하고 있고, 차상위인 4분위(the fourth quintile)의 가구 중 25.5%의 가구가 5분위로 상승하였으며, 나머지 약 15% 정도는 그 이하의 소득계층으로부터 이동하였음을 알 수 있다. 나머지 분위의 경우에도 마찬가지로 모습을 보이고 있다.

시간이 경과할수록 각 소득분위의 위계수가 혼재되는 경우는 점차 증가한다. 중국적으로는 약 10년 정도 시간이 경과하면 최초의 소득계층과 관계없이 각 소득분위가 골고루 혼재되어 있고 20년이 경과하면 사실상 거의 균등하게 분포됨을 볼 수 있다.

이런 결과는 여러 가지 측면에서 매우 흥미로울 뿐만 아니라 논란의 소지를 지닌다.

만약 이러한 결과를 가감없이 그대로 받아들인다면 횡단면적으로는 분명히 소득격차가 존재하지만 실질소득을 기준으로 한 생애 소득격차는 전혀 발생하지 않는다는 점을 시사한다. 이런 결론이

현실과 동떨어져 있음은 물론이다.

위의 결과는 시간이 경과하더라도 상당수의 가구는 원래의 소득 계층, 즉 소득위계수를 계속 유지할 것이라는 일반적인 추측에 정면으로 배치된다.

그럼 과연 왜 이런 결과가 나타나는가? 이에 대해서는 명확한 답을 제공해줄 수는 없지만 한 가지 확실한 것은, 매기(每期)의 소득을 생성하기 위해 사용하는 소득창출식을 정의함에 있어, 직전연도와 당해연도 사이의 소득위계수를 매개로 한 소득연결고리만을 가정하였을 뿐, 그 이상의 기간에 대한 소득패턴에 대해서는 가정하지 않고 있기 때문에 나타나는 당연한 결과이기도 하다.

그러나 이것만으로 위의 결과를 모두 다 설명할 수는 없으며 다음과 같은 점도 위의 결과를 가져다준 요인이라고 할 수 있다.

그 중 가장 중요한 요소로서 연령효과를 지적할 수 있다. 일반적으로 연령이 낮았을 때에는 전체적인 소득순위가 낮은 편에 속하다가 점차 중년층에 접어들면서 소득순위가 높아졌다가 다시 은퇴기에 접어드는 노년층에 이르러서는 소득순위가 낮아지는 것이 일반적인 패턴이다. 즉, 백보 양보하여 동일연령세대 내에서는 소득순위가 완전히 고정적이라는 매우 극단적인 상황하에서도 경제 전체적으로는 다른 연령층과의 소득평균의 차이로 인해 전체 모집단 내에서의 소득순위는 변하게 된다.

우리나라에서는 아직 패널자료의 축적기간이 길어야 5~6년 정도에 불과할 정도로 매우 짧기 때문에 생애소득 패턴을 추정할 수 있을 만한 여건이 갖추어져 있지 않다. 따라서 소득창출식도 이웃한 연도 간의 평균적인 소득위계수를 고정하는 데 국한하고 있다. 소득창출식에서는 소득위계수의 변화가 항상소득을 기준으로 하지 않고 경상소득을 기준으로 한다. 본 연구에서 가정한 소득창출식에서는 일시적 요인에 의한 경상소득의 변화와 항구적 요인에 의한 경상소득의 변화를 구분하지 못한다. 만약 후자의 경우라면 오차가

작겠지만 전자의 경우에 의해 경상소득이 일시적으로 변한 경우에도 소득창출식에서는 마치 소득생성을 위한 소득순위 구조가 구조적으로 바뀐 것으로 인식하기 때문에 실제보다 소득위계수의 변화 효과를 과장되게 나타내기도 한다. 즉, 전자의 경우에는 항상소득 기준의 소득위계수는 변화하지 않더라도 경상소득을 기준으로 한 소득위계수가 변화하면 소득창출식에서는 이를 구조적인 소득위계수 변화로 파악하기 때문에 실제보다 소득계층 간 소득이동이 매우 활발하여 중국적으로는 무작위성(randomness)을 떨 수도 있다는 점에 유의할 필요가 있다.

위의 연령효과와 소득위계수 변화의 무작위성에 의한 효과는 각기 서로 다른 특성을 지닌다. 그런데 불행히도 이러한 문제점을 알면서도 패널자료의 축적기간이 일천한 상황하에서는 이를 보완하기 위한 연구가 여의치 않다는 점을 지적하고자 한다. 제VI장에서 제시한 소득창출식은 그 자체로서도 최초의 시도라는 점에서 의의를 가지지만 저자의 판단으로는 실제의 패널자료에 가까운 소득열(income series)을 생성할 수 있는 소득창출식을 도출하기 위해서는 1기간이 아닌 상당히 장기간에 걸친 소득창출모형을 제시할 필요가 있다. 다만 그러한 통시적인(intertemporal) 소득창출모형은, 상당히 긴 기간을 대상으로 구축된 패널자료를 요구하기 때문에 현재 상태에서 그러한 것을 기대하기는 어렵다. 따라서 식 (VI-8)의 형태로 제안된 소득창출식에 대한 검증은 현 단계에서 어렵다. 그러나 다행히도 미국, 영국, 캐나다 등의 서방선진국에서 수행된 소득이동성에 대한 연구결과에 의하면, 식 (VI-8)을 기준으로 추정된 소득계층 이동성에 대한 연구결과가 반드시 비현실적이지만은 않은 것으로 판단된다. 왜냐하면, 정도의 차이가 존재하기는 하지만, 선진국에서도 소득순위의 변동에 의한 소득계층간 이동성이 상당히 높은 것으로 알려져 있기 때문이다. 즉, 선진국에서도 시간이 경과할수록 소득계층 이동의 무작위성이 증가하고 있기 때문이다.

2005년 5월 15일자 뉴욕타임스(The New York Times)⁴⁰⁾에서는 직업, 교육, 소득, 부(또는 자산)와 관련한 특집 기사를 실었다. 그 가운데 시간 경과에 따른 소득계층의 변화도를 조사한 연구에 대한 주요 내용을 소개한 것이 있다. 뉴욕타임스의 특집기사에 따르면 1988년과 1998년의 10년 사이에 소득계층의 이동이 상당히 빈번하고 세대별로도 빈곤층의 소득수준이 점차 평균소득 수준에 수렴한다는 결과를 보여주고 있다. 이런 현상은 캐나다, 영국, 덴마크 등에서도 마찬가지로의 결과를 보여주고 있다는 것도 함께 소개하였다.

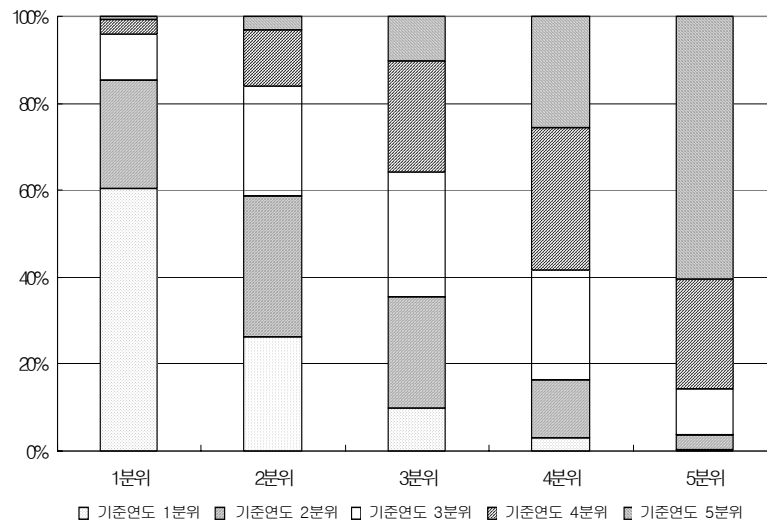
일정 기간 경과 이후 소득계층 이동이 완전히 무작위성을 띠다면 이는 상당히 극단적인 연구결과로 보여지기도 하지만, 한 가지 확실한 것은 시간이 경과함에 따라 소득계층 이동의 무작위성이 증가하는 것은 필연적이라는 점이다. 저자가 추측하기로는 현실에서의 소득이동성은 완전무작위성과 완전고착성의 중간 수준일 것으로 보인다.

본 연구의 분석결과에 의하면, 우리나라의 경우에는 약 10~20년 정도가 경과하면 사실상 무작위성을 나타낼 정도로 소득이동성이 매우 높은 것으로 모의실험결과가 나타났다. 그렇지만 이것이 반드시 소득생성을 위한 모형설정상의 오류에 기인하는 것은 아닌 것으로 판단된다. 즉, 정도의 차이는 있지만, 선진국에서도 본 연구의 결과와 상당히 유사한 점도 보고되고 있다는 점에서 성급하게 결론을 내리기보다는 일단 본 연구에서 제안한 소득창출식 모형을 이용하여 빈곤문제를 분석하고 추후에 보완연구를 통해 보다 적절한 연구가 수행되기를 희망한다. 이를 위해서는 소득이동성 문제를 항상소득 또는 위에서 제기한 연령효과 등을 연계시키면 현실적인 연구결과를 얻을 수 있을 것으로 추측된다.

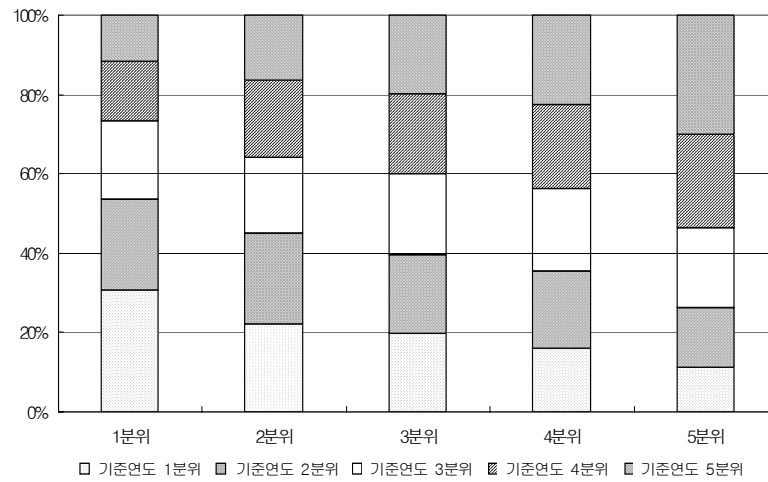
40) http://www.nytimes.com/packages/html/national/20050515_CLASS_GRAPHIC/index_02.html 참조

이와 관련하여 제VI장의 제10절에서는 가구원 수, 학력, 직종 등의 차이에 따라 평균소득이 차이가 나타난다는 점에 주목하여 소득순위 변동의 무작위성이 이들 요인에 의해 제약될 수 있음을 설명하였다. 이 가운데 가구원 수별 가구분포의 경우에는 장래에 대한 분포 전망이 용이하여 제VI장에서 이를 시행한 바 있다. 따라서 가구원 수의 차이에 따른 평균소득의 차이, 즉 가구원 수 효과를 가상패널 추계과정에서 차선택의 하나로서 외생적으로 삽입해준다면 시간이 상당히 경과하더라도 소득순위 변동의 무작위성이 증가하는 데에는 상한(upper bound)이 존재함을 보일 수 있다. 다음의 나항에서는 본항에 이어 Γ 의 크기에 따른 소득순위 변동의 민감도를 살펴보고, 다항에서는 가구원 수 효과를 반영하였을 때의 소득변동성(소득이동성)을 추정해보기로 한다.

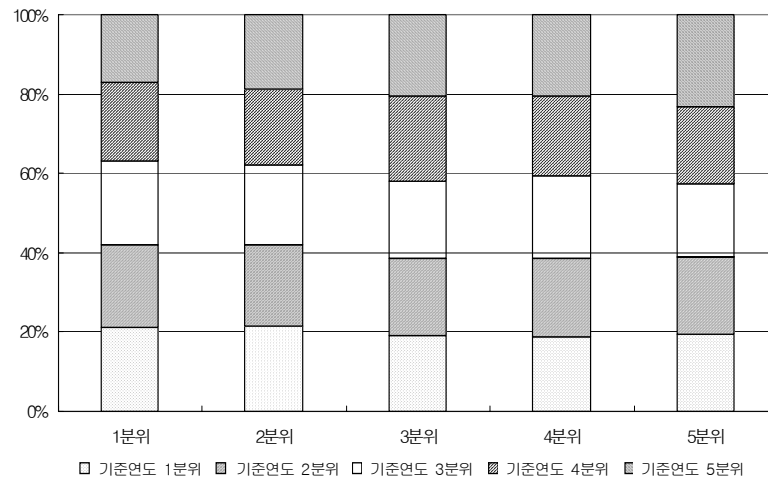
[그림 VII-1] 소득 5분위(quintiles)별 1년 경과시 소득계층 이동성



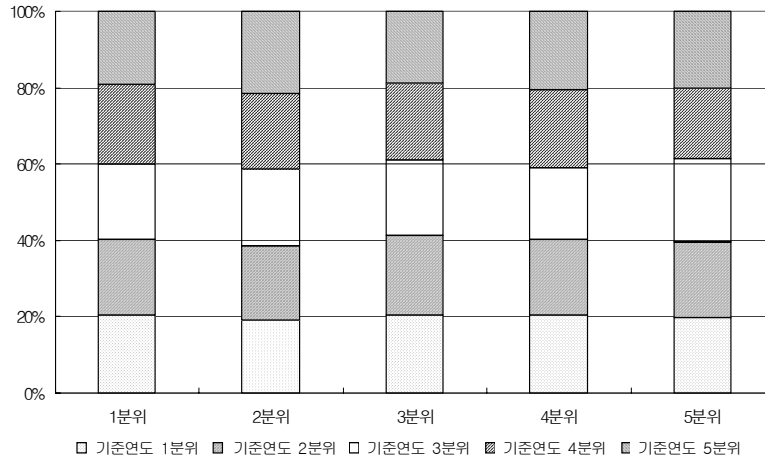
[그림 VII-2] 소득 5분위(quintiles)별 5년 경과시 소득계층 이동성



[그림 VII-3] 소득 5분위(quintiles)별 10년 경과시 소득계층 이동성



[그림 VII-4] 소득 5분위(quintiles)별 20년 경과시 소득계층 이동성



나. 소득이행변수의 분산에 대한 민감도 분석

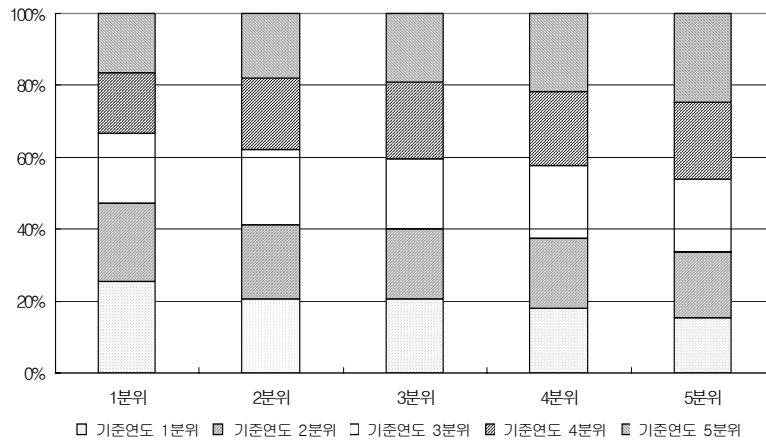
앞의 소득창출식에서 보았듯이 시간 경과에 따라 나타나는 소득 위계수의 변화 크기는 소득이행변수의 분산값에 의존한다. 분산이 크면 그만큼 소득위계수 변화의 폭이 넓음을 의미하고, 반대로 분산이 작으면 소득위계수 변화의 폭이 작음을 시사한다.

만약 소득이행변수의 표준편차가 추정치(0.46512)보다 작은 0.3의 값을 가진다면 소득계층 이동성은 크게 축소되는 것으로 나타났다. [그림 VII-1]~[그림 VII-4]를 보면 표준편차가 0.46512일 때 약 20년이 경과하면 소득이동성이 거의 완전무작위적으로 바뀌는 것으로 나타났다. 그러나 [그림 VII-5]에서 보듯이 표준편차의 값이 0.3으로 작아지면 기준연도에서 20년이 경과하였을 때 무작위성이 크게 증가한 것으로 나타나지만⁴¹⁾, 소득분위별로 기준연도의 소득분위 비율이 균등하지는 않아서 완전무작위성을 나타내지는 않는다.

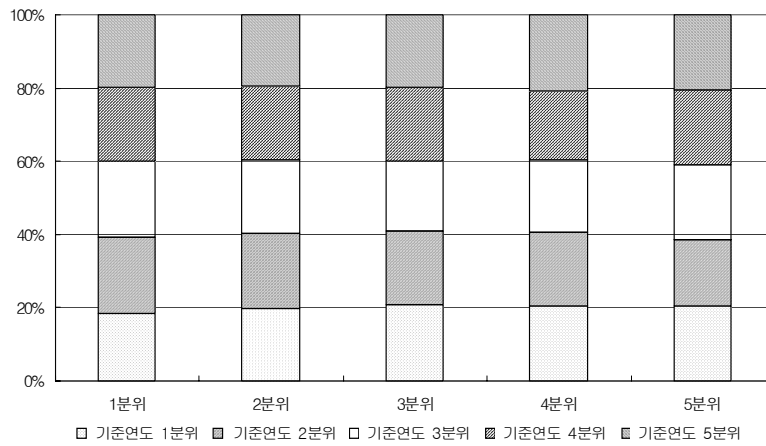
41) 표준편차가 0.46512일 경우의 10년 경과시에 나타나는 소득이동성 결과와 상당히 유사한 정도이다.

이와 반대로 표준편차가 0.6이라면 약 10년 정도만 지나도 소득 이동성이 거의 완전무작위성을 나타내는 것으로 추정되었다.

[그림 VII-5] 소득 5분위(quintiles)별 20년 경과시 소득계층 이동성 (s=0.3)



[그림 VII-6] 소득 5분위(quintiles)별 10년 경과시 소득계층 이동성 (s=0.6)



다. 소득위계수 변화의 추정(가구원 수 효과 반영시)

위의 가항에서 살펴보았듯이 연령 차이를 고려하지 않고 표본을 한데 묶어 분석하면 시간이 경과할수록 소득위계수 변동의 무작위성이 증가하여 종국적으로는 최초의 소득순위와 관계없이 소득위계수가 설정됨을 보았다. 그런데 여기에 연령 차이에 의한 소득평균의 차이, 즉 연령효과(age effect)를 고려하면 더 이상 완전무작위성이 성립하지 않게 된다. 그런데 만약 가항의 분석이 어떤 연령대 하나만을 대상으로 한다면 해당 소표본 내에서는 연령 차이가 존재하기 때문에 일정 시간이 경과하면 소득위계수 변동의 완전무작위성이 나타난다. 그러나 현실에서는 동일 연령대라고 하더라도 최초의 소득순위가 상당부분 장시간이 경과하여도 그대로 유지되는 경우를 볼 수 있다. 이러한 것의 대표적인 요인으로는 제VI장 제10절에서 논의한 바와 같이 가구원 수나 취업인 수 또는 학력, 직종 등의 차이 등을 들 수 있다.

만약 이러한 요소 중 하나인 가구원 수 효과⁴²⁾를 반영하면, 시간이 경과함에 따라 최초의 소득순위가 많이 희석되기는 하지만, 시간이 더 많이 경과하더라도 소득순위 변동의 무작위성은 일정한 한계를 가지면서 더 이상 커지지 못하고 일정한 범위 내에서 소득순위가 고정되는 특성을 보이는 것으로 나타났다. 즉, 가항의 경우 처럼 가구원 수 효과를 전혀 반영하지 않았을 경우에는, 10년 경과시의 소득순위는 최초연도(기준연도)의 소득순위와 상관관계가 매우 미약해지며 20년 정도 경과하면서 사실상 상관관계가 0에 가까움을 알 수 있었다.

그러나 [그림 VII-7]~[그림 VII-10]에서 알 수 있듯이 가구원 수 효과를 반영하게 되면 시간이 경과할수록 소득순위 변동의 무작위

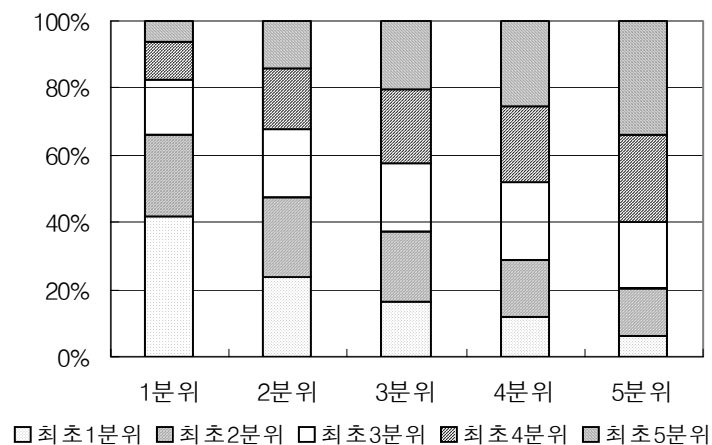
42) 가구원 수 효과는 가구원 수가 증가할수록 평균소득이 증가하는 것을 의미한다. 이는 가구원 수가 증가할수록 취업가구원 수도 함께 증가한다는 표본특성에 기초한다.

성이 증가하기는 하지만 약 10년 정도 경과하면 증가속도가 0에 수렴하여 더 이상 무작위성이 증가하는 현상은 거의 포착되지 않는다. 따라서 기준연도로부터 50년 정도가 경과하더라도 최초연도에 저소득층이었던 그룹의 저소득층 점유율은 다른 계층에 비해 여전히 높으며, 최초 연도에 고소득층이었던 계층의 고소득층 점유율 역시 다른 계층보다 훨씬 높다.

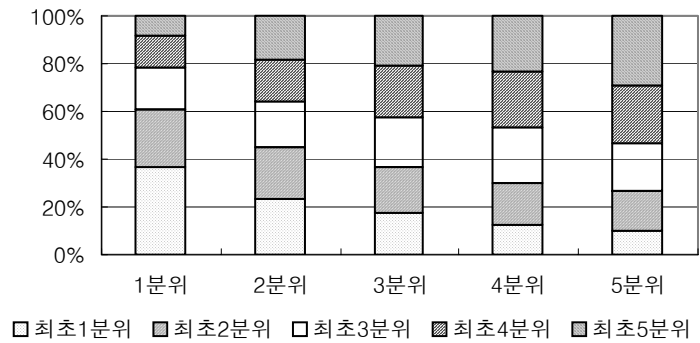
본절에서는 가구원 수 효과 하나만을 반영하였는데 현실에서는 연령이나 가구원 수 차이뿐만 아니라 학력, 직종, 거주지역, 건강상태, 가구주 성별 등의 요인에 의해서도 구조적으로 평균소득의 격차가 발생한다. 그러므로 가구원 수 효과에 추가하여 이런 효과까지 포함한다면 보다 현실에 가까운 가상패널을 구축할 수 있을 것이다.

제VI장에서도 설명하였듯이 빈곤문제의 경우 빈곤선 설정시에 가구원 수가 고려되므로 다른 요인에 우선하여 가구원 수 효과를 반영하여 분석하기로 한다.

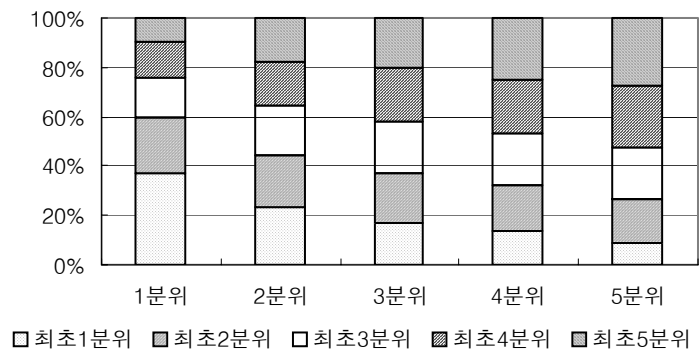
[그림 VII-7] 소득 5분위(quintiles)별 5년 경과시 소득계층 이동성
(가구원 수 효과 반영)



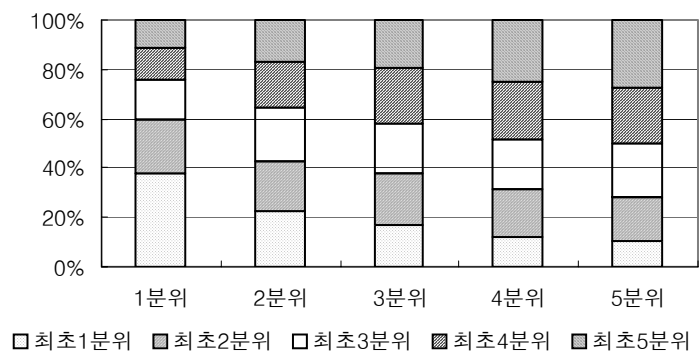
[그림 VII-8] 소득 5분위(quintiles)별 10년 경과시 소득계층 이동성 (가구원 수 효과 반영)



[그림 VII-9] 소득 5분위(quintiles)별 20년 경과시 소득계층 이동성 (가구원 수 효과 반영)



[그림 VII-10] 소득 5분위(quintiles)별 50년 경과시 소득계층 이동성 (가구원 수 효과 반영)



3. 빈곤탈출률과 빈곤진입률의 추정

가. 조건부 확률변수의 분포특성을 이용한 빈곤탈출률과 빈곤진입률의 추정방법

앞에서도 살펴보았듯이 가구소득분포는 자연대수정규분포를 따르거나 또는 그와 거의 유사하여 자연대수정규분포를 따른다고 보아도 크게 무리하지 않다는 점을 알 수 있었다. 또한 경제위기 등 일부의 극단적으로 예외적인 기간을 제외하고는 그러한 관계가 시계열적으로 상당히 안정적이었다. 이러한 기존연구의 분석결과를 기초로 하여 가상패널을 구축하고자 하는 제VI장의 논의 결과, 식(VI-4)의 소득창출식을 얻을 수 있었다. 소득창출식에 자연대수를 취하면 또다른 형태의 소득창출식(VI-8)을 얻을 수 있었다. 식(VI-8)에 의하면 Γ 와 Z^{*t} 는 이변결합정규분포를 따르며 양자의 합은 정규분포 확률변수인 Z 를 생성한다. t 시점에서 가구주의 연령이 $(a+1)$ 세인 어떤 가구에 대해 실현된 자연대수소득을 나타내는 확률변수 Z^t 가 빈곤선에 자연대수를 취한 값보다 작으면 현재 시점에서 빈곤가구로 분류된다. Z^{*t} 는 t 시점에서 Z^t 와 동일한 분포를 가지는 변수이다. 그런데 보다 구체적으로 Z^{*t} 는, $(t-1)$ 시점에서 가구주의 연령이 a 세였던 가구가 t 시점에 이르러 가구주의 연령이 $(a+1)$ 세였을 때 획득하는 소득위계수(예: p -백분위수)가 평균적으로, $(t-1)$ 시점에서 획득하였던 소득위계수와 같은 소득위계수 값을 가진다는 전제하에서 도출되는 가상 확률변수의 p -백분위수 자연대수소득 값을 나타내는 확률변수이다. 다시 말해 어떤 가구가 a 세였던 전기($t-1$ 기)에 소득위계수가 p 였다면 획득하였던 t 기에 $(a+1)$ 세인 연령대의 자연대수소득분포상에서의 p -백분위 자연대수소득 값을 나타낸다. 그런데 정작 해당 가구의 실제소득은 평균적으로 기대되는 Z^{*t} 의 값이 아니라 위계수의 변화를 나타내주는 요인, 즉

소득변이변수 Γ 의 영향을 받는다.

전기($t-1$ 기)에 가구주의 연령이 a 세였던 어떤 가구의 소득수준이 A 원 또는 소득위계수가 p -위계수였다고 할 때 1년이 경과하여 가구주의 연령이 $(a+1)$ 세가 되었을 때 빈곤가구와 비빈곤가구 중 어떤 부류에 속하게 될 확률을 계산할 수 있다. 이는 Γ 와 Z^{*t} 의 결합확률분포가 이변결합정규분포를 따른다는 것을 전제로 하기 때문에 쉽게 계산할 수 있다. 다만 이 확률은 소득변이변수 Γ 와 자연대수소득 확률변수 Z^{*t} 의 모두에 의해 영향을 받는다. 특히 시간의 경과 또는 연령의 증가에 따라 각 가구의 소득위계수가 변화하는데 이는 Γ 에 의해 결정된다. 그런데 Γ 의 분포는 Z^{*t} 의 값에 따라 각기 다른 조건부 확률분포를 가진다.

위의 확률은 $t-1$ 기에 소득수준이 얼마였는지에 따라 빈곤탈출률, 빈곤지속률, 빈곤진입률, 비빈곤지속률 등으로 표현할 수 있다. 즉, 전기에 빈곤가구였다면 금기에 빈곤가구에서 벗어나게 되는 확률은 빈곤탈출률, 계속 빈곤가구로 잔류한다면 빈곤지속률로 표현된다. 이 두 확률의 합은 항상 1이다. 만약 전기에 비빈곤가구였지만 금기에는 빈곤가구로 전락하게 되는 확률은 빈곤진입률, 계속 비빈곤가구로 남아 있다면 비빈곤지속률로 표현된다. 이 두 확률의 합도 1이다.

전술하였듯이 빈곤탈출률 등을 추정함에 있어서는 Γ 의 분포가 결정적이지만 Γ 의 분포는 Z^{*t} 의 값에 의존하므로 Γ 와 Z^{*t} 의 결합분포로부터 Z^{*t} 에 대한 Γ 의 조건부 확률분포를 도출하여야 한다. (Γ, Z^{*t}) 는 이변결합정규분포를 따르므로 (Γ, Z^{*t}) 의 결합분포와 Z^{*t} 의 한계분포(marginal distribution)에 대한 확률밀도함수가 주어지고 상관계수(correlation coefficient)를 $\sigma(= \sigma_{\Gamma Z^*} / \sigma_{\Gamma} \sigma_{Z^*})$ 라고 표시할 때 조건부 확률변수 $\Gamma | Z^{*t}$ 의 확률밀도함수는 다음과 같이 표현된다.

$$f(\Gamma, Z^*) = \frac{1}{2\pi\sigma_\Gamma\sigma_{Z^*}\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \times \left\{ \frac{(\Gamma-\mu_\Gamma)^2}{\sigma_\Gamma^2} - \frac{2\rho(\Gamma-\mu_\Gamma)(Z^*-\mu_{Z^*})}{\sigma_\Gamma\sigma_{Z^*}} + \frac{(Z^*-\mu_{Z^*})^2}{\sigma_{Z^*}^2} \right\}\right] \quad (\text{VII-1})$$

$$f_Z(Z^*) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_{Z^*}} \exp\left[-\frac{(Z^*-\mu_{Z^*})^2}{2\sigma_{Z^*}^2}\right] \quad (\text{VII-2})$$

$$\begin{aligned} f(\Gamma|Z^*) &= \frac{f(\Gamma, Z^*)}{f_Z(Z^*)} \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_\Gamma\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \times \left\{ \frac{(\Gamma-\mu_\Gamma)^2}{\sigma_\Gamma^2} - \frac{2\rho(\Gamma-\mu_\Gamma)(Z^*-\mu_{Z^*})}{\sigma_\Gamma\sigma_{Z^*}} + \frac{(Z^*-\mu_{Z^*})^2}{\sigma_{Z^*}^2} - \frac{(Z^*-\mu_{Z^*})^2}{\sigma_{Z^*}^2}(1-\rho^2) \right\}\right] \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_\Gamma\sqrt{1-\rho^2}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \times \left\{ \frac{(\Gamma-\mu_\Gamma)^2}{\sigma_\Gamma^2} - \frac{2\rho(\Gamma-\mu_\Gamma)(Z^*-\mu_{Z^*})}{\sigma_\Gamma\sigma_{Z^*}} + \frac{\rho^2(Z^*-\mu_{Z^*})^2}{\sigma_{Z^*}^2} \right\}\right] \quad (\text{VII-3}) \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma_\Gamma^2(1-\rho^2)}} \exp\left[-\frac{1}{2(1-\rho^2)} \left(\frac{\Gamma-\mu_\Gamma}{\sigma_\Gamma} - \frac{\rho}{\sigma_{Z^*}}(Z^*-\mu_{Z^*})\right)^2\right] \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sqrt{\sigma_\Gamma^2(1-\rho^2)}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_\Gamma^2(1-\rho^2)} \left(\Gamma-\mu_\Gamma - \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}}(Z^*-\mu_{Z^*})\right)^2\right] \end{aligned}$$

그러므로 $\Gamma|Z^*$ 는 평균이 $\mu_\Gamma + \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}}(Z^* - \mu_{Z^*})$ 이고 분산이 $\sigma_\Gamma^2(1-\rho^2)$ 인 정규분포를 따름을 알 수 있다. 그런데 $\mu_\Gamma=0$ 이므로 $\Gamma|Z^*$ 는 평균과 분산이 각각 $\frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}}(Z^* - \mu_{Z^*})$, $\sigma_\Gamma^2(1-\rho^2)$ 인 정규분포를 따른다.

$$\Gamma | Z^* \sim N\left(\frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}}(Z^* - \mu_{Z^*}), \sigma_{\Gamma}^2(1 - \rho^2)\right) \quad (\text{VII-4})$$

이는 이변결합정규분포에서 조건부확률변수의 기대치는 항상 선형결합(linear combination)으로 표현됨을 상기할 수 있다.

그러므로 당해연도 소득분포하에서 전년도 소득위계수에 해당하는 자연대수소득의 값이 $Z=z_0$ 으로 주어진 상황하에서, 절대빈곤선이 외생적으로 P_0 의 수준으로 주어졌다면, 위의 식으로부터 절대빈곤탈출률은 다음과 같이 표현된다.

$$\begin{aligned} \Pr[Z > \ln(P_0) | Z^* = z_0] &= \Pr[\Gamma + z_0 > \ln(P_0) | Z^*] \\ &= \Pr[\Gamma > \ln(P_0) - z_0 | Z^*] \\ &= \int_{\ln(P_0) - z_0}^{\infty} f(\Gamma | Z^* = z_0) d\Gamma \quad (\text{VII-5}) \end{aligned}$$

여기서 절대빈곤탈출률로 표현한 식 (VII-5)의 확률은, 전년도에 해당 소득위계수의 소득수준이 절대빈곤선에 미달하여 빈곤가구로 분류되었던 경우에는, 당해연도에 절대빈곤가구에서 벗어나게 되므로 절대빈곤탈출률을 나타내지만, 만약 전년도에 빈곤가구가 아니었던 경우에는 당해연도에도 빈곤가구가 아닌 상태를 계속 유지하는 확률을 나타내므로 이 경우에는 비절대빈곤유지율로 표현할 수도 있다. 1에서 위의 확률을 빼면 전년도에 빈곤가구였는지의 여부에 따라 절대빈곤유지율 또는 절대빈곤진입률을 나타내게 된다.

식 (VII-5)의 빈곤탈출확률식을 표준정규확률변수의 누적확률밀도함수(cumulative density function) $F(\cdot)$ 로 전환하여 표현하면 아래와 같다.

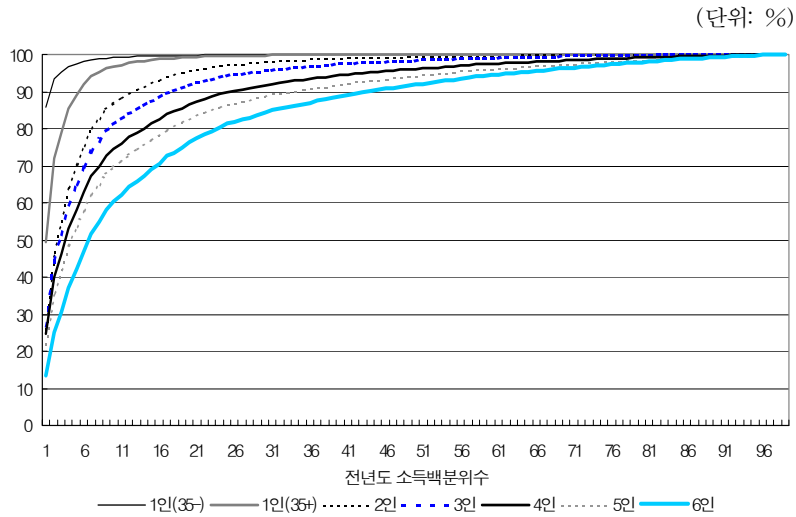
$$\begin{aligned}
\Pr[Z > \ln(P_0) \mid Z^* = z_0] &= \Pr[\Gamma > \ln(P_0) - z_0 \mid Z^* = z_0] \\
&= \Pr\left[\frac{\Gamma - \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}^2}(z_0 - \mu_{Z^*})}{\sqrt{\sigma_{\Gamma}^2(1 - \rho^2)}} > \frac{\ln(P_0) - z_0 - \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}^2}(z_0 - \mu_{Z^*})}{\sqrt{\sigma_{\Gamma}^2(1 - \rho^2)}} \mid Z^* = z_0\right] \\
&= F\left[\frac{-\ln(P_0) + z_0 + \frac{\sigma_{\Gamma Z^*}}{\sigma_{Z^*}^2}(z_0 - \mu_{Z^*})}{\sqrt{\sigma_{\Gamma}^2(1 - \rho^2)}} \mid Z^* = z_0\right] \quad (\text{VII-6})
\end{aligned}$$

나. 빈곤탈출률과 빈곤진입률의 추정결과

2000년 가구소비실태조사자료에 나타난 가처분소득의 평균과 분산값(<표 VII-1> 참조)을 위의 식 (VII-6)에 대입하면 빈곤탈출률을 얻을 수 있다. 절대빈곤에서 벗어나거나 또는 절대빈곤이 아닌 상태를 계속 유지하는 확률은 전기의 소득위계수 수준에 따라 서로 다른 값을 가진다. 금년도의 평균적인 소득위계수가 전년도와 동일하기 때문에 전기에 빈곤가구였다면 소득이행변수의 값이 특별히 큰 양의 값을 가지지 않는 한 금년도에도 소득수준이 낮아 빈곤가구에 속할 확률이 높다. 반면에 전년도에 고소득층이었다면 평균적으로 금년도에도 고소득층에 속할 확률이 높은 만큼 빈곤가구로 추락할 확률은 그만큼 작다고 할 수 있다.

따라서 전년도의 소득위계수가 낮을수록 금년도에 빈곤에서 탈출하게 될 확률은 낮아지고, 반대로 전년도 소득위계수가 높을수록 금년도에 빈곤에서 탈출할 확률은 더 높다. 그러므로 빈곤탈출률 곡선은 전년도 소득위계수에 대해 우상향하는 모습을 보인다. [그림 VII-11]에서 보듯이 빈곤탈출률 곡선은 위로 볼록하므로 빈곤탈출률은 전년도 소득위계수가 높아질수록 증가하지만 증가율은 체감한다.

[그림 VII-11] 가구원 수별 절대빈곤탈출률(비빈곤지속률)(2000년
가구소비실태조사자료 기준)



이를 수식으로 확인해보자. 먼저 식 (VII-6)에서는 $Z^*(=z_0)$ 가 소득 위계수를 대리하는 변수이다. 위의 식을 z_0 에 대해 미분하면 다음을 얻을 수 있다.

$$\frac{\partial F}{\partial z_0} = \frac{1 + \sigma_{IZ^*} / \sigma_{Z^*}^2}{\sqrt{\sigma_I^2(1 - \rho^2)}} F \quad (\text{VII-7})$$

그런데 $\sigma_{IZ^*} / \sigma_{Z^*}^2$ 은 절대값이 1보다 작은 음수이므로 $\partial F / \partial z_0$ 는 양수이다. 그러므로 다른 조건이 동일하면 소득위계수가 증가할수록 빈곤탈출 확률을 나타내는 F의 값은 증가한다.

절대빈곤선은 가구원 수에 따라 상이하게 책정되고, 자연대수가 처분소득의 평균과 분산도 가구원 수별로 서로 다르기 때문에 절대빈곤율 곡선도 가구원 수에 따라 다르게 나타난다. [그림 VII-11]을 보면 다른 조건이 동일할 경우 가구원 수가 적을수록 빈곤탈출률이 더 높은 것을 볼 수 있다. <표 VII-1>의 간접법에 의한 추정

결과를 보면, 36세 이상의 1인 가구와 2인 가구를 제외하고는 자연대수소득의 표준편차가 대동소이하다. 그러므로 표준편차의 영향을 제외한다면 다른 조건이 동일할 때 가구원 수가 적어질수록 절대빈곤선과 동일가구원 수 내 자연대수소득의 평균이 작아진다고 할 수 있다. 다른 조건이 동일하다면 절대빈곤선의 하락은 곧 빈곤탈출확률의 증가를 의미하지만 자연대수소득의 평균 하락은 이와 반대로 빈곤탈출 확률을 낮춘다. 그런데 전자의 효과가 후자의 효과를 압도하기 때문에 가구원 수가 적을수록 빈곤탈출률은 높아지는 것으로 나타났다.

식 (VII-6)을 자연대수빈곤선 $\ln(P_0)$ 과 자연대수소득의 평균 μ_{Z^*} 에 대해 편미분하자.

$$\frac{\partial F}{\partial \ln(P_0)} = -\frac{1}{\sqrt{\sigma_I^2(1-\rho^2)}} F' < 0 \quad (\text{VII-8})$$

$$\frac{\partial F}{\partial \mu_{Z^*}} = -\frac{\sigma_{IZ^*}/\sigma_{Z^*}^2}{\sqrt{\sigma_I^2(1-\rho^2)}} F' > 0 \quad (\text{VII-9})$$

가구원 수가 적어지면 자연대수빈곤선 $\ln(P_0)$ 도 작아지므로, $\ln(P_0)$ 와 負(-)의 상관관계를 가지는 빈곤탈출률 F는 커진다. 이와 반대로 가구원 수가 적을수록 Z^* 의 평균값(μ_{Z^*})도 작아지기 때문에 μ_{Z^*} 와 正(+)의 상관관계를 지니는 F의 값도 작아진다. 그러므로 가구원 수가 적어질 때 빈곤탈출률 F의 증감방향은 $\ln(P_0)$ 과 μ_{Z^*} 의 상대적인 크기 및 식 (VII-8)과 식 (VII-9)의 절대값 크기에 의존한다. 그런데 <표 IV-1>과 <표 VII-1>을 토대로 $\ln(P_0)$ 과 μ_{Z^*} 의 상대적 크기 변화를 살펴보면 양자가 거의 비슷하다. 그리고 앞의 추정결과를 종합해볼 때 $\sigma_{IZ^*}/\sigma_{Z^*}^2$ 의 절대값은 1보다

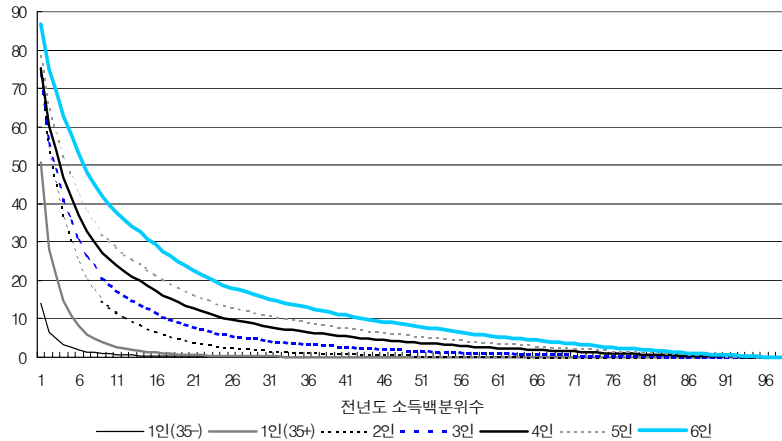
작다. 그러므로 다른 조건이 동일하다면 가구원 수가 적어질수록 절대빈곤탈출률이 커지게 됨을 알 수 있다.

본 연구에서 제안한 소득창출식에 따르면 당해연도의 소득은 전년도 소득위계수와 소득이행변수의 값에 의존하며 소득이행변수는 다시 소득위계수와 負(-)의 상관관계를 지닌다. 이는 곧 평균지향 효과를 나타낸다. 따라서 중위수 소득보다 낮은 소득위계수를 가진 소득자의 경우에는 소득이행변수 Γ 가 양의 값을 가질 확률이 더 높고, 중위수 소득보다 높은 소득위계수를 가진 소득자의 경우에는 Γ 가 음의 값을 가질 확률이 더 높다. 정규분포는 평균을 중심으로 분포가 대칭이므로 중위수 소득은 평균과 일치한다. 그러므로 소득위계수가 중위수 소득보다 높으면 $Z^*(=z_0) > \mu_{z^*}$ 이 되어, 식 (VII-5)에서 보듯이 조건부 확률변수 $\Gamma|Z^*$ 의 평균이 음의 값을 가지게 되어 전체적으로 조건부 정규분포 확률변수 Γ 가 음의 값을 가지게 되는 확률이 0.5를 초과하게 된다. 이와 반대로 소득위계수가 중위수 소득보다 작으면 조건부 정규분포 확률변수 Γ 의 조건부 평균이 양의 값을 가져 전체적으로 Γ 가 양수일 확률이 0.5를 초과하게 된다.

전년도에는 비빈곤가구였으나 금년도에 빈곤가구로 추락할 확률은 절대빈곤진입률, 전년에 이어 금년도에도 빈곤가구에 머물 확률은 절대빈곤지속률이라고 할 수 있다. 이 확률과 절대빈곤탈출률의 합은 1이므로 Y축의 0.5를 기준으로 절대빈곤탈출률과 절대빈곤진입률은 서로 대칭적이다([그림 VII-12] 참조).

[그림 VII-12] 가구원 수별 절대빈곤진입률(빈곤지속률)(2000년 가구소비실태조사자료 기준)

(단위: %)



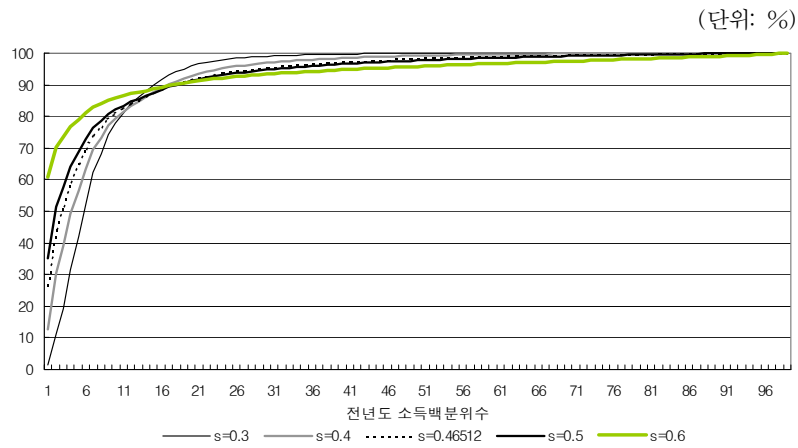
다. 민감도 분석

통시적으로 소득위계수의 변화는 소득이행변수 Γ 를 매개로 하여 이루어진다. 그러므로 빈곤탈출률 또는 빈곤진입률의 크기는 소득위계수의 변동성, 즉 Γ 의 분산(σ_{Γ}^2)과 Γ 와 Z^* 의 공분산($\sigma_{\Gamma Z^*}$)에 의존한다. 그런데 공분산은 $-\sigma_{\Gamma}^2/2$ 이므로 결국 빈곤탈출률의 크기는 σ_{Γ}^2 의 값에 의존한다고 할 수 있다.

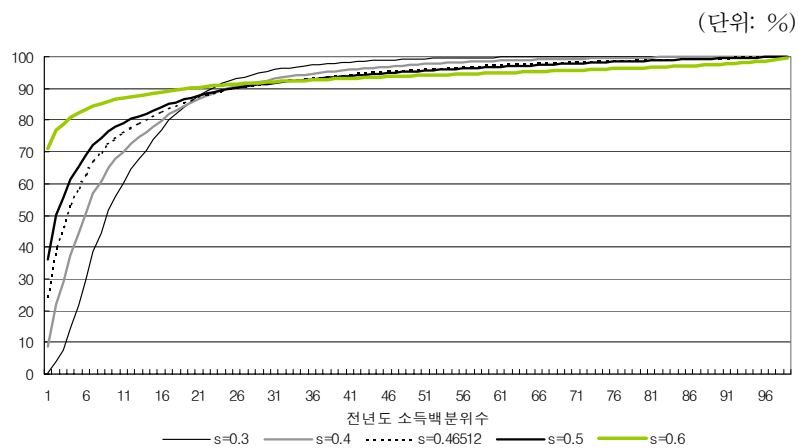
소득이행변수의 변동성, 즉 분산이 클수록 통시적인 소득위계수의 변화 폭은 커진다. 따라서 다른 조건이 동일할 때 전년도에 빈곤가구였던 가구가 금년도에는 빈곤가구에서 벗어날 확률은 소득이행변수의 분산이 커질수록 높아진다. 반대로 전기에는 비빈곤가구였지만 금년도에도 여전히 비빈곤가구로 머물게 되는 비빈곤지속률은 소득변동성, 즉 분산이 커질수록 작아진다. Γ 의 분산(표준편차)이 변하더라도 빈곤탈출률(또는 비빈곤지속률)이 별로 변하지 않는 경우는 3인 가구의 경우 전년도 소득위계수가 10%대 전반, 4인 가구의 경우에는 20%대 전반 수준이다.

그러므로 소득순위의 변동성을 나타내는 Γ 의 분산이 커질수록 빈곤탈출률 곡선은 위의 소득위계수 영역을 중심으로 하여 시계방향으로 이동하는 양상을 나타낸다.

[그림 VII-13] 소득이행변수의 분산값에 대응한 절대빈곤탈출률의 변화 (비빈곤지속률, 3인 가구 기준)



[그림 VII-14] 소득이행변수의 분산값에 대응한 절대빈곤탈출률의 변화 (비빈곤지속률, 4인 가구 기준)



4. 소득불평등도와 빈곤율의 상관관계 분석

제IV장의 빈곤율 추정결과를 보면 지니계수와 상관관계가 상당히 높음을 알 수 있다. 지니계수가 낮았던 1990년대 전반에 빈곤율이 가장 낮은 수준을 보였던 반면, 1990년대 중반 이후 빈곤율이 급상승 추세를 보였는데 이 때 지니계수도 크게 증가하였음은 물론이다. 소득불평등도가 증가하면 일반적으로 최고소득층과 최저소득층 간의 상대소득격차(또는 상대소득배수)가 커진다. 그러므로 지니계수와 빈곤율 간에는 正(+)의 상관관계가 있다고 추측할 수 있다. 회귀분석을 통해 이 관계를 확인할 수 있다. <표 VII-3>에서 보듯이 절대빈곤율과 상대빈곤율을 막론하고 지니계수의 계수는 양의 값을 가지는 것으로 추정되었다.

상대빈곤율의 경우에는 상대빈곤기준비율 수준에 따라 상대빈곤율이 달라지는 만큼 지니계수에 대한 계수의 값이 영향을 받는다. 소득분포 구조가 변하면 소득분포의 양극단은 중단부분보다 변화의 폭이 더 큰 것이 일반적이다. 따라서 빈곤의 범위를 좁게 정의할수록 소득분포가 조금만 변해도 빈곤율의 변화 폭이 커진다고 할 수 있다. 회귀분석을 통해서 이런 현상을 확인할 수 있다. 기준비율이 낮으면 높은 경우보다 지니계수의 계수값이 더 크게 나타났다. <표 VII-3>에 의하면 상대빈곤기준비율을 0.5에서 0.45로 낮추면 지니계수의 계수가 4.4 수준에서 5.8 수준으로 증가한 것을 볼 수 있다.

차상위 계층이라 하면 가처분소득이 빈곤을 분류하는 빈곤선과 빈곤선의 일정배수 사이의 계층으로 정의된다. 흔히 차상위계층이라고 논할 때 기준이 되는 소득배수는 1.2배가 많이 쓰인다. 따라서 차상위계층이라 하면 가처분소득 수준이 빈곤선과 빈곤선의 1.2배 사이에 있는 저소득층을 일컫는다.

<표 VII-3> 빈곤율에 대한 지니계수 회귀분석 결과

모형이름	AG	RG1	RG2	RG3	RG4
피회귀변수	ln(절대빈곤율)	ln(상대빈곤율) [상대빈곤 기준비율=50%]	ln(상대빈곤율) [상대빈곤 기준비율=50%]	ln(상대빈곤율) [상대빈곤 기준비율=45%]	ln(상대빈곤율) [상대빈곤 기준비율=45%]
상수	105.80904 (5.59849)	3.04261 (4.28306)	-2.05043 (-0.07695)	4.47300 (4.43200)	2.39465 (0.05704)
시간추세	-0.04848 (-5.14069)	-	0.00253 (0.19038)	-	0.00103 (0.04930)
ln(지니계수)	9.39964 (12.25744)	4.43259 (8.31939)	4.40400 (8.18427)	5.84715 (7.73446)	5.83584 (7.63730)
추정방법	C-O	C-O	C-O	C-O	C-O
D.W.	2.12799	1.88259	1.85662	1.80879	1.87271
R ² <조정 R ² >	0.93478 (0.927791)	0.84625 (0.83856)	0.85131 (0.83566)	0.80334 <0.79351>	0.80446 <0.78387>
ln(AIC)	-2.98957	-4.02404	-4.02400	-3.32156	-3.32162
ln(Schwarz)	-2.89038	-3.92485	-3.92582	-3.22237	-3.22244

주: 1. () 안은 t-값임.
 2. 시간추세는 1982년=1982, 2003년=2003임.
 3. C-O는 코크레인-오컷(Cochrane-Orcutt) 기법을 일컫음. 이 방법은 오차항에 자기상관(autocorrelation)이 존재하는 상황에서 이를 제거하고자 할 때 많이 사용됨.

5. 차상위 계층의 변화추이⁴³⁾

빈곤문제라 하면 가처분소득이 빈곤선에 미달하는 빈곤층에만 관심을 갖기 쉽지만, 차상위 계층은 빈곤만 겨우 면하였을 뿐 생활

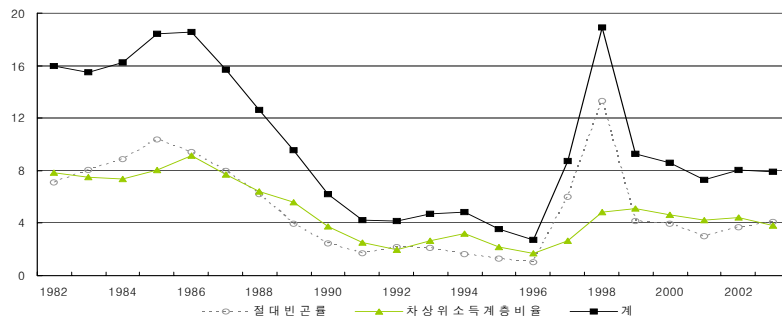
43) 빈곤문제는 절대빈곤의 경우조차 상대성을 가지고 있다. 왜냐하면 빈곤선이 단순히 생물학적으로 수명을 연장할 수 있는 최소한의 소득수준을 나타내는 것이 아니라 어느 정도의 문화적인 욕구를 충족시켜줄 수 있는 수준의 소득수준으로 정의되는 만큼, 빈곤에 대한 정의 자체가 상대적 개념에 기초하고 있다. 차상위 계층의 경우도 마찬가지이다. 따라서 개인의 선호도(preferences)가 다를 뿐만 아니라 이를 집계하여 후생을 논하는 것 자체가 사실상 불가능하다. 더욱이 본 연구에서 주된 자료로 사용하고 있는 소득·소비 관련 서베이자료만으로는 후생분석이 쉽지 않다. 따라서 본절에서는 빈곤층이나 차상위 계층의 후생문제를 논하지 못하고 단순히 추세만을 분석한다.

이 여유롭지 못한 저소득층임은 분명하다. 더욱이 국민기초생활보장제도 등과 같이 빈곤에 대응한 각종 공적부조제도가 대부분 빈곤층에 국한되어 적용되고 있는 만큼, 차상위 계층은 그러한 제도권 내에서의 보호영역에서 벗어난 경우가 많다. 또한 차상위 계층은 잠재적으로 빈곤층으로 전락하거나 또는 빈곤층에서 겨우 벗어난 경우도 상당수 포함하고 있는 것으로 추측된다. 그러므로 차상위 계층의 비율 변화추이를 살펴보면 빈곤율 추이분석·예측에 도움을 얻을 수 있을 것으로 사료된다.

[그림 VII-15]에서 보듯이 절대빈곤율과 차상위 계층의 비율곡선은 외환위기 및 경제위기 기간인 1997~1998년을 제외하고는 비율 수준 및 변화의 방향 모두 대부분의 연도에서 모습이 서로 거의 일치한다. 비율의 절대수준은 차상위 계층의 범위를 설정하는 기준 비율과 소득분포의 모양, 즉 대체로 분산의 크기에 의존한다고 할 수 있다. 그런데 두 가지 비율의 변화방향이 대부분의 경우 일치한다고 하는 것은 소득분포의 형태가 경제위기 기간을 제외하고는 시계열적으로 상당히 안정적으로 유지되어 왔음을 시사한다. 이는 앞에서 소득분포가 시계열적으로 안정적으로 자연대수정규분포를 따른다는 것을 다른 측면에서 간접적으로 재확인시켜주는 증거로 볼 수 있다.

[그림 VII-15] 절대빈곤율 및 차상위소득계층 비율의 비교

(단위: %)



<표 VII-4> 절대빈곤율과 차상위소득계층의 비율 변천

(단위: %)

	절대빈곤율	차상위소득계층 비율	계
1982	7.07	7.88	15.94
1983	8.04	7.49	15.52
1984	8.89	7.34	16.22
1985	10.36	8.08	18.45
1986	9.42	9.17	18.60
1987	7.97	7.69	15.67
1988	6.21	6.44	12.65
1989	3.94	5.62	9.56
1990	2.48	3.74	6.22
1991	1.68	2.54	4.22
1992	2.17	1.97	4.14
1993	2.09	2.66	4.74
1994	1.61	3.23	4.83
1995	1.30	2.21	3.52
1996	1.02	1.72	2.74
1997	6.03	2.68	8.71
1998	13.34	4.86	18.91
1999	4.18	5.10	9.28
2000	3.94	4.63	8.57
2001	3.02	4.26	7.28
2002	3.67	4.41	8.07
2003	4.12	3.81	7.93

주: 차상위소득계층은 가처분소득이 절대빈곤선과 절대빈곤선의 1.2배 수준 사이에 있는 경우임.

6. 조세·재정정책이 빈곤율에 미치는 영향 분석

본절에서는 사회이전소득과 소득세, 재산세 등의 조세부담 및 각종 사회보장기여금 등의 존재가 빈곤율에 미친 영향을 정태적으로 분석해본다.

우리나라의 경우에는 아직까지 총소득에서 차지하는 사회이전소득의 비중이 작으며 계층별로도 저소득층에만 국한되어 있다고 보

기 어렵다. 국민기초생활보장제도 등이 빈곤층을 중심으로 지급되면서 사회이전소득의 경우 빈곤율에 영향을 미치기는 하지만 그 정도는 아직 상당히 작은 편이다.

소득세나 재산세 부담의 경우에도 실효세부담률 수준이 낮아 빈곤율에 미치는 영향이 작다. 뿐만 아니라 부담계층도 거의 대부분 중산층 이상이고, 세부담도 고소득층에 집중⁴⁴⁾되어 있다. 일례로 2004년 근로소득세의 경우 면세자가 전체의 45.8%, 2003년 귀속분 종합소득세의 경우에는 과세미달자가 전체의 50.0% 정도에 이른다. 따라서 근로·종합소득세의 경우에는 면세자 비율만 보더라도 일부의 중산층과 저소득층의 경우에는 세부담이 0원임을 알 수 있다. 재산세의 과세대상은 소득분포에 대해서는 정확히 알려진 바가 없으나 소득분포에 비해 불평등도가 더 높은 것으로 알려져 있다. 따라서 재산세 부담도 소득세와 마찬가지로 고소득층에 세부담이 집중되어 있을 것으로 사료된다. 그러므로 소득세와 재산세 부담

44) 국세청의 『국세통계연보』 자료에 따르면 2004년 귀속분 근로소득세의 경우 과세표준이 8천만원 이상인 3.1만명이 근로소득세 총결정세액 7.6조원 중 약 1.3조원을 부담하여 부담비중이 16.7%에 이르렀다. 과세표준이 4천~8천만원 사이인 약 15.0만명의 납세자는 근로소득세 결정세액의 17.6%를 부담하였다. 이는 2004년 근로소득세 납세의무자 1,154.7만명 가운데 약 1.6%에 불과한 최상위 납세자가 근로소득세 결정세액의 1/3을 조금 넘는 34.3%를 부담하였다는 것을 보여준다. 과세표준이 1천만원 이상인 근로소득자 213.4만명을 포함하면 상위 20.0%의 근로소득세 고소득 납세자가 근로소득세의 90.9%를 부담하였다. 이는 근로소득세 부담의 대부분이 최고소득층에 집중되어 있을 정도로 부담이 편중되어 있음을 나타낸다.

종합소득세의 경우에는 세부담의 집중도가 더욱 높다. 2003년 귀속분 소득을 기준으로 할 때 종합소득세 납세신고의무자(과세미달자 포함)는 422.7만명(이 중 확정신고자는 211.5만명)이다. 이 중 최상위 21.1만명(납세신고의무자의 5.0%)이 부담한 2003년 귀속분 종합소득세의 결정세액은 총 6.3조원 중 4.9조원에 달하여 비중이 전체의 78.3%에 달한다. 차하위 5% 및 차차하위 5%를 합하면 종합소득세 납세의무자 중 최상위 15%의 납세자가 종합소득세 결정세액의 93.6%를 점유하였다. 이상과 같이 소득세의 대부분을 차지하는 종합소득세와 근로소득세의 경우에는 세부담이 최고소득층 일부에 집중되어 있음을 알 수 있다.

등이 빈곤율에 미치는 직접적인 영향은 작다고 할 수 있다.

또한 미국의 EITC제도 등과 같이 일종의 負(-)의 소득세(negative income tax)제도가 도입된 경우에는 소득세로 인해 빈곤율이 축소되는 효과가 있다. 그렇지만 우리나라에서는 현재 논의만 되고 있고 아직 그런 제도가 도입되지 않은 상황하에서는 소득세가 빈곤율에 미치는 영향, 특히 절대빈곤율에 미치는 영향은 미미하다⁴⁵⁾.

사회보장기여금은 소득세 등에 비해 부담을 지는 인구비율이 높지만 저소득층의 경우 부담 정도가 낮기 때문에 빈곤율에 미치는 영향은 작다.

그러므로 <표 VII-5>와 [그림 VII-16]~[그림 VII-17]에서 보듯이 공공부문이 직접적으로 개입되어 있지 않은 단계에서 획득한 소득, 즉 시장소득과 비경상소득을 합산한 소득(본 연구에서는 잠정적으로 이를 민간소득이라고 지칭함)과 공공부문의 개입이 완료된 단계에서의 소득, 즉 가처분소득 단계에서의 빈곤율을 산출해보면 그 차이가 매우 작음을 알 수 있다. 따라서 우리나라의 경우에는 조세·재정정책이 직접적으로 빈곤율에 미치는 영향의 정도가 아직까지는 상당히 작은 수준에 머물러 있다고 할 수 있다.

그런데 여기서 한 가지 유의해야 할 점이 있다. 국민기초생활보장제도는 극빈자를 대상으로 최근에 수혜규모가 크게 확대되었는데 본절에서 사용된 도시가계조사자료에는 국민기초생활보장제도에 의한 재정정책의 효과가 충분히 반영되어 있지 않다는 점이다. 즉, 도시가계조사자료의 경우 원칙적으로 국민기초생활보장제도의 보호대상이 되는 가구의 상당수가 표본추출 과정에서 제외되

45) 상대빈곤율의 경우에는 빈곤선이 중위수가처분소득의 일정 비율(대체로 50%)로 정의되는 만큼 중위수 소득자가 세부담 수준에 따라 상대빈곤의 빈곤선이 영향을 받을 수 있다. 그러나 절대빈곤의 경우에는 그와 같은 연계성이 낮다.

어 있기 때문이다. 그러므로 도시가계조사자료를 이용하여 조세·재정정책이 빈곤율에 미친 영향을 추정하면 실제보다 효과가 작게 추정될 수밖에 없다. 만약 도시가계조사자료가 최근에 크게 확대된 국민기초생활보장제도의 적용대상 및 수혜규모를 반영할 수 있다면 재분배를 통한 빈곤율 축소효과는 훨씬 더 크게 추정되었을 것임에 유의하여야 한다.

<표 VII-5> 조세·재정정책 유무에 따른 빈곤율의 변화추이

(단위: %, %p)

기준소득의 종류	절대빈곤율			상대빈곤율		
	시장소득+ 비경상소득 (A)	가처분소득 (B)	A-B	시장소득+ 비경상소득 (C)	가처분소득 (D)	C-D
1982	6.92	7.07	-0.15	5.02	5.92	-0.90
1983	8.18	8.04	0.14	5.99	6.38	-0.39
1984	8.62	8.89	-0.27	6.48	7.21	-0.73
1985	10.05	10.36	-0.31	5.55	5.92	-0.37
1986	8.82	9.42	-0.60	5.75	5.97	-0.22
1987	7.87	7.97	-0.10	4.96	5.53	-0.57
1988	6.10	6.21	-0.11	5.03	5.75	-0.72
1989	3.86	3.94	-0.08	4.94	5.43	-0.49
1990	2.48	2.48	0	3.82	4.27	-0.45
1991	1.68	1.68	0	4.63	5.11	-0.48
1992	2.04	2.17	-0.13	4.22	4.41	-0.19
1993	1.89	2.09	-0.20	4.51	4.69	-0.18
1994	1.46	1.61	-0.15	4.70	5.34	-0.64
1995	1.18	1.30	-0.12	4.62	4.92	-0.30
1996	0.88	1.02	-0.14	5.18	5.90	-0.72
1997	5.55	6.03	-0.48	10.51	10.95	-0.44
1998	12.51	13.34	-0.83	14.84	15.23	-0.39
1999	3.96	4.18	-0.22	6.08	6.76	-0.68
2000	3.46	3.94	-0.48	6.61	7.46	-0.85
2001	3.23	3.02	0.21	5.22	6.21	-0.99
2002	3.55	3.67	-0.12	6.81	7.94	-1.13
2003	3.19	4.12	-0.93	6.68	7.55	-0.87

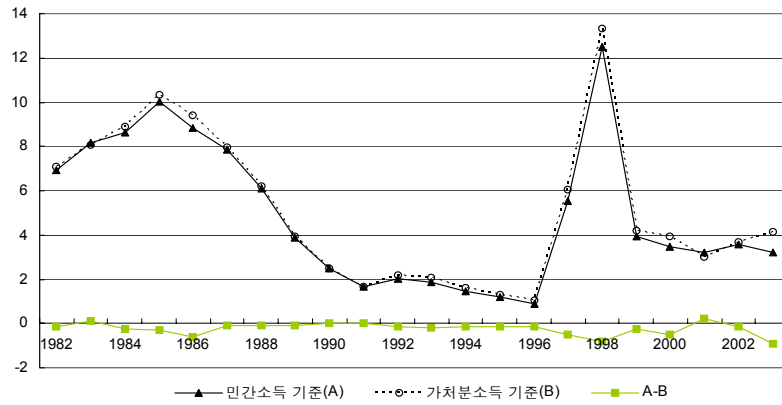
주: 1. 시장소득 + 비경상소득 기준은 공적이전소득과 조세 및 사회보장기여금·수혜금 등을 제외한 총소득을 기준으로 한 것임. 상대빈곤율은 상대빈곤기준비율 50%를 기준으로 한 것임.

2. 도시가계조사자료의 국민기초생활보장제도 등의 적용대상이 되는 극빈층의 상당부분이 표본에서 제외되어 있기 때문에 상기의 빈곤율 축소효과는 실제보다 과소추정되어 있음.

그 밖에 향후에 빈곤가구의 비중이 높은 노인인구가 급속히 증가하고 국민연금과 국민기초생활보장제도 등과 같은 사회보장제도의 적용 예가 증가하면서 조세·재정정책이 빈곤을 축소에 미치는 효과는 지속적으로 확대될 것으로 예상된다.

[그림 VII-16] 민간소득 및 가처분소득 기준 절대빈곤율 비교

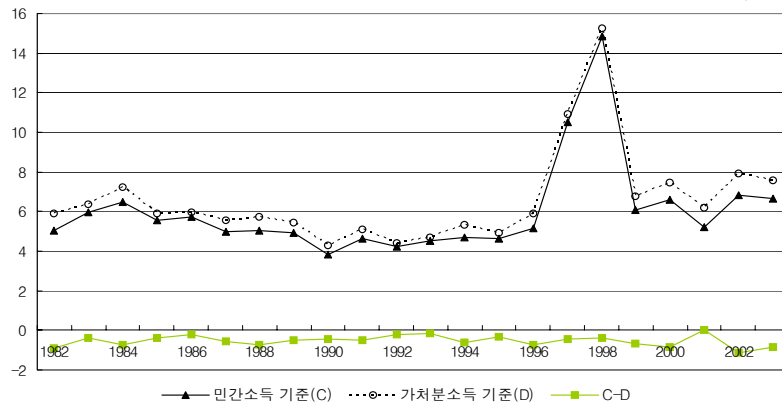
(단위: %)



주: 편의상 민간소득이라 함은 시장소득과 비경상소득의 합을 지칭하고자 함.

[그림 VII-17] 민간소득 및 가처분소득 기준 상대빈곤율 비교

(단위: %)



주: 편의상 민간소득이라 함은 시장소득과 비경상소득의 합을 지칭하고자 함.

VIII. 생애할인소득에 기초한 빈곤

1. 생애할인소득 빈곤율 전망방법

가. 개 요

빈곤은 수개월~수년 내에 극복되는 경우도 있지만 일생을 두고 빈곤에서 헤어날 수 없는 경우도 있다. 연령적·일시적 요인에 의해 단기적으로 지속되는 빈곤문제는 상대적으로 문제가 덜 심각하지만, 일생을 두고 빈곤에서 벗어나지 못하는 경우에는 빈곤문제가 매우 심각하다. 따라서 빈곤문제를 연구함에 있어서는 단년도 자료 분석을 통한 단기빈곤 문제의 현황을 파악하는 것도 중요하지만 그것 못지않게 장기적 빈곤에 대한 현상을 파악하는 것도 중요하다.

장기빈곤문제를 분석하기 위해서는 기본적으로 자료의 추적조사가 가능한 패널자료에 대한 분석이 필수적이다. 우리나라에는 한국노동패널자료가 있기는 하지만 자료추적기간이 아직 5~6년 정도에 불과하여 생애소득에 기초한 빈곤문제를 분석하기는 어렵다. 따라서 본장에서는 이에 대처하기 위해 제VI장에서 논의된 가상패널을 이용하여 장기빈곤문제를 분석하였다.

나. 장기빈곤의 전망 방법

장래 시점을 대상으로 각 가구별로 가상패널을 구성하면 부수적으로 동일한 방법을 이용하여 각 장래연도에 대응하는 횡단면자료

를 구성할 수 있다. 그러므로 장래시점에 대한 추정소득분포를 이용하면 장기빈곤문제를 분석할 수 있다.

장기빈곤을 분석하는 방법은 매우 다양하지만 본 연구에서는 생애할인소득을 기준으로 한 빈곤을 분석과 장래의 각 시점을 대상으로 하는 횡단면분석의 두 가지를 대상으로 한다.

생애소득과 장래의 횡단면자료를 생성함에 있어서는 기본적으로 자료의 대표성이 높은 가구소비실태조사자료를 기본으로 하여 제3절에 보고하되, 보완적으로 도시가계조사자료 기준에 의한 것도 제2절에 함께 분석하여 보고한다. 다만 도시가구의 경우에는 1인 가구와 비도시지역 거주 가구를 포함하지 못하기 때문에 자료의 대표성이 다소 낮아 분석결과를 수용함에 있어 주의가 요망된다. 뿐만 아니라 제VI장에서 인구구조분포를 전망함에 있어서는 도시가구에만 한정하지 않았기 때문에 그러한 차이를 무시하고 도시가계조사자료를 분석하게 되면 다소의 오차를 포함할 수 있음에 유의하면서 논의하기로 한다.

1) 생애할인소득 빈곤의 전망 방법

본 연구는 가상적으로 65세를 최종적인 연령대로 설정하고 현재의 연령에서 65세까지의 기간을 잔존수명으로 설정하고 있다. 물론 대부분의 경우 물리적인 수명은 65세를 훨씬 초과하지만 65세 이상 연령층은 대부분 은퇴 후의 연령대로서 주어진 도시가계조사자료, 한국노동패널자료 가구소비실태조사자료 등에 나타난 정보만으로는 이들을 보다 구체적으로 세분화하기가 어려웠기 때문에 편의상 65세 이상을 하나의 연령대로 한정하였다. 그리고 현재 시점(또는 기준연도 시점)에서 각 연령대별로 65세까지 생성된 가상패널 하에서의 미래가처분소득 계열을 할인·합산한 현재가치가 할인빈곤선에 미달하는 경우를 생애할인소득 기준의 빈곤가구와 빈곤율로 정의한다.

본 연구에서는 65세까지의 잔존수명하에서의 생애할인소득만을 고려하기 때문에 일반적으로 노동시장에 참여해서 은퇴하는 시점까지를 모두 아우르는 생애소득의 개념과는 차이가 있음에 유의하기 바란다. 또한 각 연령대별로 잔존수명이 다르기 때문에 미래소득 계열의 길이가 서로 다르다. 그러므로 이 방법을 적용할 경우에는 직접적으로 상대소득을 비교하는 것이 곤란하다. 따라서 이 경우에는 절대빈곤의 경우만 분석한다.

절대빈곤을 분석하기 위해서는 장래의 각 시점에 대한 절대빈곤선이 필요하지만 현재로서는 이에 대한 정보가 없다. 그러므로 불가피하게 본 연구에서는 <표 VI-14>에서 가정하였던 국민총처분가능소득의 증가율이 각 가구원 수별 최저생계비(또는 절대빈곤선)에도 동일하게 적용하였다.

미래소득 또는 미래의 최저생계비를 현재가치로 환산하기 위해 사용하는 할인율 역시 국민총처분가능소득의 증가율을 사용하였다. 물론 예상이자율을 사용하여야 하지만 본 연구의 주제가 이자율 예측에까지 이르지 못하기 때문에 용이하게 획득할 수 있는 가정을 채택할 필요가 있었다.

$$\text{미래가처분소득의 현재가치} = \sum_{t=0}^T \frac{\text{가처분소득}_t}{(1 + \text{할인률}_t)^t} \quad (\text{VIII-1})$$

$$\text{미래빈곤선의 현재가치} = \sum_{t=0}^T \frac{\text{빈곤선}_t}{(1 + \text{할인률}_t)^t} \quad (\text{VIII-2})$$

$$\text{빈곤선}_t = \text{빈곤선}_0 \times \prod_{s=0}^{t-1} (1 + \text{국민총처분가능소득 증가율}_s) \quad (\text{VIII-3})$$

국민총처분가능소득의 증가율을 할인율로 사용한다는 것은, 인구 증가율 등을 감안할 때 다소의 오차를 가지고 있기는 하지만, 대충(roughly) 경제의 성장이 정지된 가상적인 상황을 전제로 분석함으로써 상대소득분포의 변화효과를 주된 분석대상으로 하겠다는 의

미를 내포한다고 할 수 있다. 이 경우 미래 시점에서의 각 연도별 절대빈곤선의 현재 할인가치는 현 시점에서의 절대빈곤선과 동일하게 된다. 마찬가지로 미래예상소득의 할인가치 역시 현 시점에서의 실질소득의 의미를 지닌다고 할 수 있다. 이 양자를 비교할 경우 현 시점의 경제상황과 동일한 상황이 미래에도 가상적으로 전개된다면 해당 미래시점에서의 빈곤 여부를 현재 기준에서 판단한다는 의미를 지닐 수 있을 것이다.

2) 장래 횡단면분석 방법

장래의 각 시점에서도 각 가구주의 연령대를 25~65세의 41개 연령대로 구분하였다. 제VI장에서는 각 연령대별로 2050년까지 자연대수가처분소득의 평균과 분산(표준편차)을 추정하였으므로 자연대수정규분포의 특성을 이용하여 각 연령대별 소득자료를 생성할 수 있고, 또한 각 연령대별 가구비율을 각 연령대별 상대표본비중으로 환산하여 모든 연령대의 자료를 혼합(pooling)하면 각 연도별 횡단면자료를 구성할 수 있다.

횡단면분석 방법은 기본적으로 제IV장의 분석방법과 동일하며 절대빈곤과 상대빈곤 분석 모두가 가능하다. 다만 최저생계비를 기준으로 하는 절대빈곤의 경우 미래의 최저생계비는 위의 식 (VIII-3)을 이용하여 산출한다.

한 가지 덧붙이고자 하는 점은 가상패널분석과 횡단면분석 모두 미래소득분포자료를 생성하는 과정 중 제1단계에서 무작위수 추출(random number drawing)을 기본으로 하는 만큼 무작위수가 어떻게 추출되느냐에 따라 빈곤율 분석결과의 수치가 다소 차이를 보일 수 있다. 저자가 실험을 반복해본 결과 실험을 반복할 때마다 빈곤율의 절대수치는 다소 차이를 나타내었지만 다행히도 질적인 측면에서 추정결과가 동일한 서로 일치성(consistency)을 유지하면서 산출되었다. 가상패널자료와 장래의 횡단면 소득자료가 무작위

수 추출로부터 출발하는 만큼 추출된 무작위수를 저장하여 재사용하지 않는 한 실험을 반복하더라도 수치까지 동일한 분석결과를 가져다줄 확률은 0임에 유의하기 바란다.

2. 빈곤율의 전망: 도시가계 기준

가. 횡단면 분석에 의한 빈곤율 추이 전망

장래 시점을 대상으로 한 횡단면자료를 분석한 결과, 절대빈곤율과 상대빈곤율을 막론하고 시간이 경과함에 따라 빈곤율 수준이 지속적으로 상승하는 것으로 전망되었다([그림 VIII-1] 참조). 절대빈곤율의 경우 2000년대 중반에는 3%대 중반 수준에서 2030년대 초에 20%대에 도달한 이후 다소의 등락을 보이는 것으로 전망되었다. 상대빈곤율의 경우에는 2000년대 중반에 약 6%대에서 지속적으로 증가하여 2050년 경에는 약 15% 수준에 도달할 것으로 전망되었다.

그런데 이와 같이 빈곤율이 지속적으로 상승하는 결과는 결코 놀랄 만한 일이 아니다. 빈곤율은 자연대수소득의 표준편차(분산)와 正(+)의 상관관계가 있고, 자연대수소득의 표준편차(분산)는 지니계수와 正(+)의 상관관계가 있다. 그러므로 장래의 지니계수가 어떻게 될 것인가라는 것 그 자체가 어느 정도는 장래 시점에서의 빈곤율 수준과 그 변화추이를 대체적으로 규정한다고 할 수 있다.

그런데 제VI장에서 장래의 소득분포를 추정하는 과정에서 장래의 지니계수가 지속적으로 상승할 것으로 가정하였다. 따라서 이 가정은 그 자체로서 절대빈곤율 및 상대빈곤율 모두가 지속적으로 상승할 것임을 암시하고 있다. 그러므로 상대소득격차 문제, 즉 지니계수의 예측결과를 분석모형 내에서 내생적으로 풀어내지 못하고 본 연구에서와 같이 외생적으로 가정하는 한, 빈곤율 수준에 대

한 전망 역시 이미 지니계수에 대한 가정 단계에서 이미 상당 부분 결정되어 버리는 한계가 있다.

그러나 이미 선진국에서는 지니계수가 1970년대 말 또는 1980년대 초부터 최근까지 지속적으로 상승하였다가 최근에 소강상태를 보이고 있는데 우리나라도 당분간 선진국의 선례를 따를 가능성이 상당히 높다는 점에서 2050년까지의 최장기간은 아니더라도 향후 10~20년 정도의 가까운 장래에는 어느 정도 빈곤율 수준이 상승할 것이라고 기대하여도 무리하지는 않은 것으로 생각된다.

다만 전술하였듯이 2020년 또는 2030년 이후에도 지니계수가 지속적으로 상승하고 이에 따라 빈곤율도 계속 상승하여 20% 이상의 매우 높은 수준을 유지할 것으로 기대하는 것은 상당히 무리한 것으로 판단된다. 왜냐하면 선진국의 예를 볼 때 지니계수의 상승 추세는 20년, 길어야 약 30년 정도에 불과하며, 우리나라의 지니계수 상승추세가 1990년대 후반에 시작되었다는 점을 감안하면 향후의 지니계수 상승연한은 길어야 2020년대 중반 정도이기 때문이다. 그러므로 2020년 또는 2030년 이후의 시점에 대한 빈곤율 추정치는 전망치가 아니므로 향후에 실현될 수 있는 빈곤율 수준으로 이해하면 곤란하며, 그 이후의 시점에서 지니계수가 지속적으로 상승한다는 비현실적인 상황을 전제로 한 가상의 경우에 대한 결과로서 이해하기 바란다.

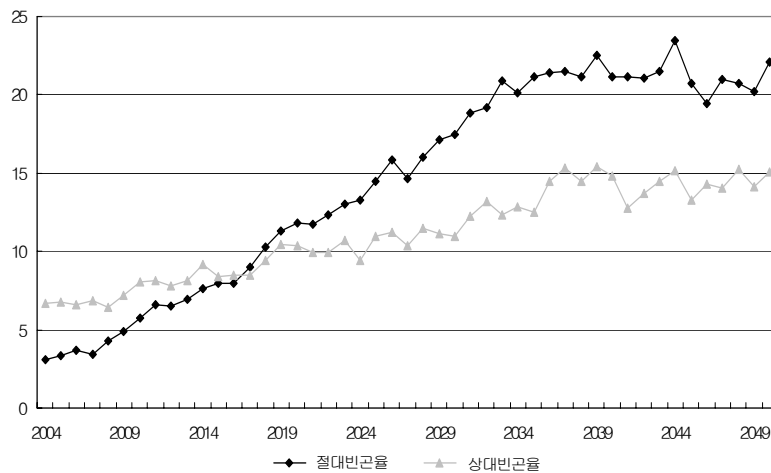
먼 장래에 대해서는 장담하기 어렵지만 10년 또는 20년 이내의 비교적 가까운 장래에는 미국, 영국 등과 같은 선진국에서 1970년대 이후 비교적 최근까지 지니계수가 확대추세를 보였던 것과 유사한 현상이 우리나라에서도 나타날 가능성이 있다. 지니계수의 확대에 기반한 연구결과, 빈곤율도 상승할 것으로 예측되었다. 이는 비교적 단기간 내에 산업 및 경제구조가 변화하는 데 비해 경제주체들이 변화된 여건에 적응하는 속도가 다르기 때문에 나타나는 자연스러운 현상이라고 할 수 있다. 이는 우리의 노력 여하에 따라

빈곤의 증가추세를 늦출 수는 있겠지만 빈곤의 확대추세는 어느 정도 불가피하다는 점에 주목할 필요가 있다.

위와 같이 빈곤율이 상승할 것으로 전망한 것은 빈곤에 대응한 정부의 정책이 현재수준에서 벗어나지 않고 향후에도 계속될 것이라는 비현실적인 가정에 기초하고 있다. 그러나 현실에서는 국민연금 수혜비율이 지속적으로 확대될 뿐만 아니라 빈곤율의 상승추세를 반전시키기 위한 정부의 추가적인 노력도 함께 확대될 것으로 보는 것이 자연스러운 만큼 그러한 경우에는 위에서 본 바와 같이 빈곤율이 마냥 상승하지만은 않을 수 있음에 유의하기 바란다.

[그림 VIII-1] 절대빈곤율과 상대빈곤율 예측결과의 비교
(도시가계 기준 전망)

(단위: %)



<표 VIII-1> 가구원 수별 절대빈곤율 예측결과(횡단면·도시가계 기준)
(단위: %)

	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
2004	5.14	2.27	2.48	2.33	2.68	3.09
2005	4.94	2.53	2.84	2.14	5.04	3.30
2006	6.40	2.92	2.44	4.03	0	3.66
2007	6.63	2.52	2.52	1.18	2.43	3.45
2008	7.11	3.22	3.11	2.99	5.33	4.25
2009	7.95	3.67	3.95	3.06	5.00	4.87
2010	9.77	4.14	3.89	5.33	5.66	5.71
2011	10.26	6.00	4.41	5.58	7.01	6.60
2012	9.06	5.78	4.99	5.58	9.60	6.52
2013	11.39	5.93	4.52	4.58	9.52	6.95
2014	12.29	5.45	6.53	4.69	6.54	7.66
2015	12.75	5.84	6.02	6.86	7.50	7.98
2016	12.67	6.17	6.13	5.47	7.64	7.99
2017	13.34	7.50	7.33	5.81	8.77	9.02
2018	14.04	9.49	8.78	6.79	7.09	10.26
2019	16.22	9.60	8.57	9.13	11.68	11.29
2020	14.74	11.28	10.36	10.55	7.55	11.84
2021	17.68	9.36	9.16	7.79	10.61	11.76
2022	16.14	11.22	10.16	10.08	10.89	12.33
2023	16.17	10.31	11.23	12.00	21.01	12.98
2024	16.95	11.23	12.03	10.50	12.66	13.30
2025	19.54	13.41	11.23	8.48	15.96	14.45
2026	21.28	13.65	13.06	12.49	12.92	15.88
2027	17.92	12.57	13.14	14.07	13.39	14.68
2028	20.45	14.89	12.72	11.64	18.35	16.01
2029	23.30	14.91	14.25	12.88	6.27	17.11
2030	21.42	14.38	16.03	16.06	15.71	17.46
2031	24.84	15.50	14.97	14.18	23.01	18.80
2032	24.86	15.43	15.64	17.29	21.67	19.21
2033	25.34	19.30	17.10	18.40	22.53	20.92
2034	23.43	18.81	19.67	10.76	19.48	20.08
2035	26.71	18.49	16.81	16.34	26.42	21.17
2036	28.09	18.40	17.74	12.35	20.00	21.38
2037	26.35	21.03	16.36	15.42	23.92	21.47
2038	26.24	17.53	18.56	14.95	25.43	21.15
2039	27.10	21.46	19.05	18.56	14.46	22.51
2040	27.54	16.85	18.10	17.65	12.61	21.16
2041	25.67	22.42	16.06	13.81	14.30	21.14
2042	26.87	20.27	15.25	16.80	13.59	21.10
2043	27.42	21.91	14.03	18.44	11.3	21.51
2044	28.87	22.35	15.74	22.32	25.46	23.44
2045	27.00	17.67	15.63	14.56	19.79	20.73
2046	25.06	16.12	14.74	16.25	18.17	19.45
2047	24.99	21.31	16.08	15.17	17.11	20.95
2048	24.81	19.08	17.31	13.71	23.40	20.73
2049	24.52	17.37	16.44	15.94	25.36	20.23
2050	26.74	20.29	17.65	16.79	20.88	22.07

주: 가상패널자료 구축방법과 동일한 방법으로 구성된 2004~2050년의 횡단면 자료를 토대로, 가처분소득이 빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였음.

<표 VIII-2> 가구원 수별 상대빈곤율 예측결과(횡단면·도시가계 기준)
(단위: %)

	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
2004	12.04	6.43	3.95	4.24	5.40	6.70
2005	12.58	6.35	4.23	2.46	5.79	6.79
2006	11.62	6.64	3.81	5.74	0	6.61
2007	13.94	5.85	3.87	3.30	2.43	6.89
2008	11.9	5.52	4.02	2.99	5.33	6.41
2009	13.10	6.38	4.76	3.06	5.00	7.20
2010	14.58	7.41	4.43	5.61	5.66	8.05
2011	13.92	8.11	4.61	5.72	4.98	8.14
2012	13.43	6.69	4.67	5.58	8.83	7.80
2013	15.27	8.41	3.88	3.71	3.24	8.13
2014	16.68	8.08	5.74	3.70	6.07	9.18
2015	14.84	7.23	5.28	4.54	5.17	8.38
2016	17.19	6.66	4.57	2.89	3.21	8.49
2017	15.69	7.67	4.35	2.89	6.73	8.44
2018	15.27	9.49	6.16	3.89	3.96	9.41
2019	17.47	9.60	6.25	6.46	5.75	10.48
2020	16.29	11.02	6.27	6.17	1.25	10.36
2021	17.68	8.43	5.52	5.20	4.81	9.97
2022	15.25	9.30	6.89	5.16	5.42	9.92
2023	15.80	9.33	7.37	7.01	11.12	10.66
2024	14.50	8.28	6.54	5.72	4.68	9.42
2025	17.31	11.08	5.86	4.54	9.15	10.97
2026	17.93	10.72	5.98	5.75	7.35	11.20
2027	16.12	8.30	5.97	10.27	5.10	10.32
2028	18.23	12.04	5.99	5.29	2.19	11.51
2029	18.62	9.37	6.41	5.27	1.68	11.09
2030	17.26	9.45	6.27	6.98	6.98	10.99
2031	19.04	10.26	8.40	4.34	7.09	12.22
2032	20.42	11.55	7.86	6.60	8.82	13.19
2033	17.72	11.04	7.85	8.89	9.42	12.34
2034	19.53	12.20	8.46	4.97	1.12	12.87
2035	18.51	10.55	7.36	7.63	14.03	12.52
2036	21.79	13.41	8.58	6.48	8.41	14.51
2037	21.03	17.99	8.26	7.46	4.39	15.29
2038	21.31	12.25	9.36	7.44	9.69	14.45
2039	21.24	15.00	9.73	11.04	6.50	15.43
2040	22.00	12.43	9.09	8.23	7.73	14.77
2041	19.53	11.79	7.13	4.61	3.01	12.75
2042	18.40	14.03	7.59	9.52	11.04	13.70
2043	21.22	14.43	7.20	7.49	6.17	14.51
2044	22.28	13.90	7.65	5.59	16.87	15.18
2045	19.19	12.34	6.51	10.43	6.23	13.31
2046	20.38	12.22	8.52	10.73	6.8	14.3
2047	17.96	15.61	8.60	5.48	12.18	14.03
2048	19.57	15.74	9.45	5.87	19.79	15.23
2049	20.01	14.32	8.40	4.82	1.56	14.11
2050	21.91	14.34	7.68	5.77	9.19	15.09

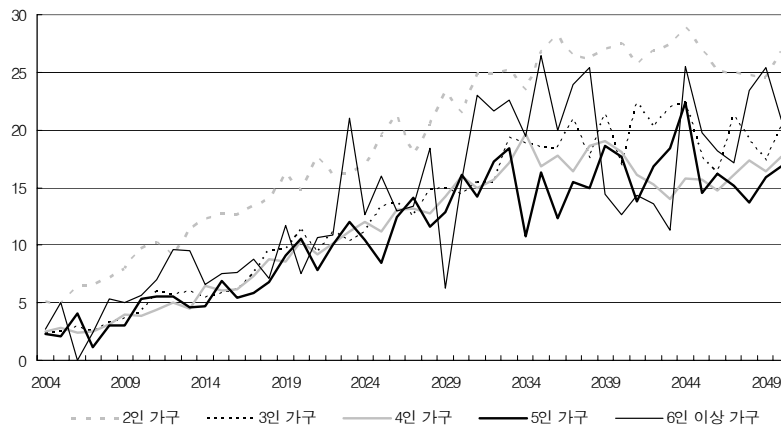
주: 가상패널자료를 구축하는 방법과 동일한 방법으로 구성된 2004~2050년의 가상횡단면자료를 이용하여 동등가처분소득을 산출하고 전체가구를 대상으로 동등가처분소득의 중위수소득에 미달하는 가구를 상대빈곤가구로 분류하여 추정함.

나. 가구원 수별 빈곤율 전망: 횡단면 전망

빈곤율은 각 가구원 수별로도 모두 증가추세를 보임으로써 가구원 수별로 변화방향에서는 본질적인 차이를 나타내지는 않았지만 추세적으로는 가구원 수가 적을수록 빈곤율 수준이 다소 더 높은 경향을 보였다. 2인 가구는 대부분 자녀가 없는 신혼부부 또는 자녀들이 모두 독립한 노인가구인 경우가 많으며, 특히 비중 측면에서는 후자가 더 높다. 이는 급격한 인구의 노령화에 따라 향후 젊은 층의 인구비중이 급격히 줄어드는 대신 노인인구가 증가하면서 독거노인 또는 노인부부 가구가 크게 증가할 것이라는 것과 일맥상통한다. 물론 도시가계자료의 경우 1인 가구가 제외되어 있으므로 독거노인가구에 의한 빈곤율 상승 현상은 도시가계 기준 분석 시에는 제외되어 있지만 2인 가구의 빈곤율이 여타 가구보다 높다는 점만으로도 노령화의 진전에 따른 노인가구의 빈곤율 상승문제가 더 심각할 수 있음을 시사해준다고 볼 수 있다.

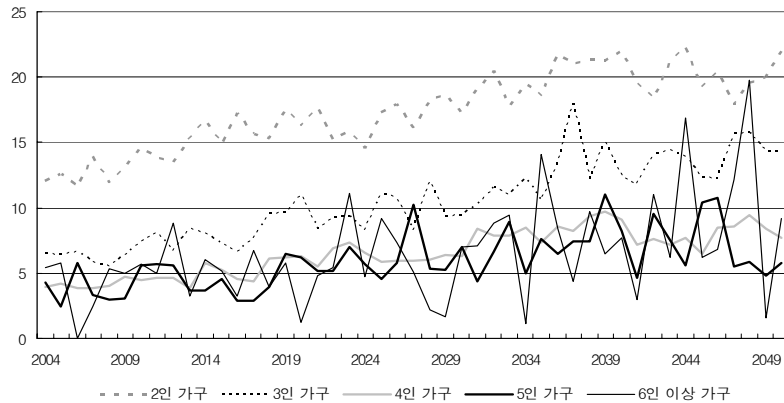
[그림 VIII-2] 가구원 수별 절대빈곤율 전망(도시가계 기준)

(단위: %)



[그림 VIII-3] 가구원 수별 상대빈곤율 전망(도시가계 기준)

(단위: %)



다. 연령별 빈곤율 전망: 횡단면 전망

도시가계조사자료에 나타난 인적 특성을 기준으로 2004~2050년의 장래 소득분포를 추정하고 이로부터 절대빈곤율 및 상대빈곤율을 추정해본 결과, 가구주 연령대가 높아질수록 빈곤율 수준도 함께 상승하는 것으로 나타났다. 연령별 빈곤율의 상승추이는 50대 중반까지는 대체로 완만하게 진행되다가 사실상 은퇴기라고 할 수 있는 50대 후반기부터는 빈곤율 곡선의 기울기가 급격히 상승하는 것을 볼 수 있다([그림 VIII-4]~[그림 VIII-5] 참조). 뿐만 아니라 빈곤율의 절대수준도 시간이 경과함에 따라 높아질 것으로 전망되었다. 그러나 절대수준 문제는 앞서서도 설명하였듯이, 장래의 소득분포를 전망할 때 지니계수가 지속적으로 상승할 것임을 외생적으로 가정하였을 때부터 어느 정도 예상되었던 부분인 만큼, 실제로 향후에 지니계수가 지속적으로 상승할 것이라는 점이 확인될 때까지는 잠정적으로만 받아들일 필요가 있다.

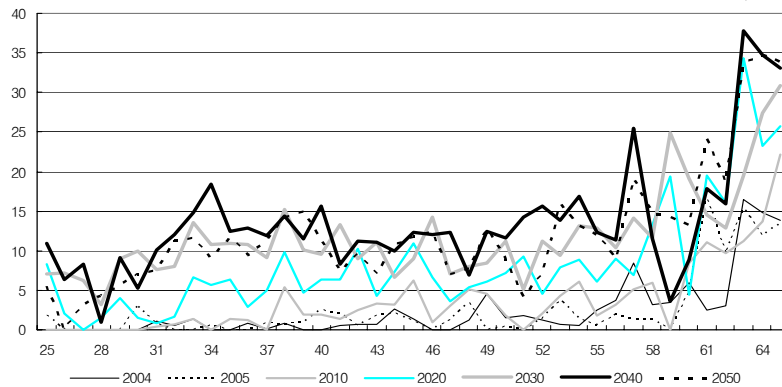
가구주의 연령대가 높아질수록 빈곤율 곡선의 기울기가 높아지는 현상은 제Ⅲ장에서 살펴보았듯이 연령별 상대소득격차의 특성

VIII. 생애할인소득에 기초한 빈곤 355

차이에 기인하는 바가 크다. <표 III-7>에서 연령이 증가할수록 지니계수의 값이 점점 더 커지는 것을 보았다. 이는 지니계수와 자연대수소득의 표준편차 사이에 1:1 대응관계가 있다는 점과, 각 연령대별 가구소득 분포가 자연대수정규분포를 따른다는 전제의 두 가지 조건은 곧 연령이 증가할수록 빈곤율도 상승함을 시사한다. 이러한 논리가 장래의 소득분포를 전망하고 빈곤율을 추정해보았을 때에도 대체로 비슷한 결과를 보여주고 있다.

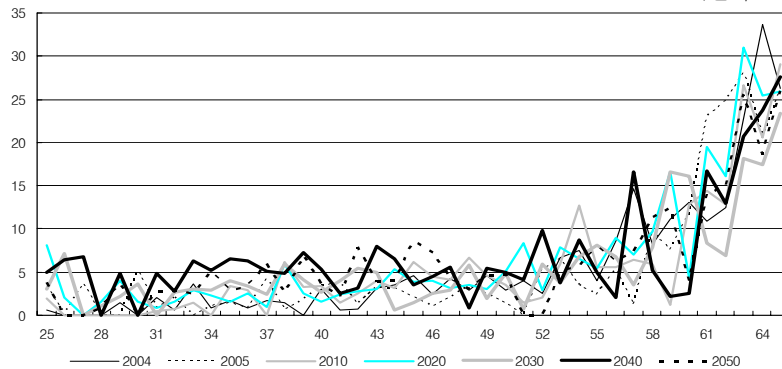
[그림 VIII-4] 연령별 절대빈곤율 전망 추이(도시가계 기준 전망)

(단위: %)



[그림 VIII-5] 연령별 상대빈곤율 전망 추이(도시가계 기준 전망)

(단위: %)



<표 VIII-3> 연령별·연도별 절대빈곤율 전망(횡단면·도시가계 기준)

(단위: %)

	2004	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
25	0	1.86	0	0	8.29	7.47	7.03	6.14	10.97	7.86	5.56
26	0	0	0	0	2.08	0	7.16	4.75	6.41	3.28	0
27	0	0	0	0	0	0	6.18	0	8.27	5.61	3.15
28	0	0	0	0	1.57	4.39	3.19	7.25	0.90	3.70	4.35
29	0	0	0	0	4	0	8.95	6.55	9.08	9.42	5.70
30	0	2.89	0	0	1.58	7.59	10.03	5.44	5.30	6.34	7.00
31	1.1	0.86	0.44	1.73	0.89	6.72	7.58	5.32	10.04	6.75	7.57
32	0.60	0	0.74	1.01	1.60	3.22	8.00	6.43	12.11	7.73	11.34
33	1.36	0	1.45	3.28	6.61	9.25	13.55	10.74	14.87	10.44	11.68
34	0	0.50	0	8.06	5.62	6.90	10.85	13.75	18.35	15.08	8.98
35	0	0	1.43	3.94	6.41	10.14	10.95	12.41	12.46	13.26	11.65
36	0.88	0	1.25	1.60	2.94	5.21	10.74	8.42	12.85	10.63	9.47
37	0.19	0.85	0	3.32	4.97	5.09	9.18	10.76	11.90	12.89	11.29
38	0.82	0.64	5.42	3.56	9.82	10.77	15.28	11.16	14.37	14.34	14.27
39	0	0.96	1.88	2.65	4.67	6.88	10.13	11.07	11.46	13.03	14.97
40	0	2.50	1.99	2.52	6.35	8.75	9.54	12.24	15.63	9.87	11.53
41	0.55	2.14	1.40	4.74	6.36	6.25	13.31	9.17	8.28	9.85	7.29
42	0.74	0.49	2.55	5.22	10.26	6.50	8.96	12.36	11.25	16.95	9.60
43	0.68	1.82	3.33	3.36	4.26	7.30	11.08	11.60	11.02	9.23	7.09
44	2.58	2.06	3.20	2.30	7.38	8.85	6.63	12.99	9.93	12.36	10.83
45	1.37	1.09	6.20	3.03	10.92	9.50	8.93	10.13	12.36	11.50	11.77
46	0	0	1.01	6.70	6.65	9.04	14.29	12.67	12.06	11.35	12.40
47	0	1.31	3.05	3.59	3.57	10.39	7.03	14.01	12.30	13.65	7.03
48	1.25	3.40	5.10	2.82	5.44	9.10	7.96	11.50	6.97	7.34	7.69
49	4.58	0	4.61	4.82	6.14	7.65	8.42	9.57	12.46	10.35	12.67
50	1.47	0.35	1.86	2.16	7.24	4.96	11.21	8.33	11.69	12.01	8.91
51	1.82	0	0	1.50	9.23	8.81	5.17	3.08	14.30	5.73	4.11
52	1.31	1.32	2.08	0.72	4.60	6.15	11.15	11.84	15.67	9.63	7.00
53	0.68	3.67	4.30	4.75	7.93	9.46	9.48	17.65	13.84	6.28	15.98
54	0.52	1.35	6.04	6.90	8.91	8.84	13.15	11.23	16.88	14.21	13.21
55	2.43	0.54	1.78	2.46	6.09	6.30	12.84	12.11	12.36	18.39	12.02
56	3.67	1.88	3.23	9.70	8.93	11.03	10.43	6.81	11.30	7.91	8.99
57	8.47	1.18	5.17	3.15	6.98	9.45	14.06	16.46	25.40	5.39	19.09
58	3.19	1.23	5.93	3.47	13.29	11.15	11.57	11.50	11.53	11.28	14.66
59	3.48	0	0	1.42	19.34	7.96	24.92	13.16	3.58	16.59	14.30
60	6.01	4.81	8.38	8.22	4.41	20.87	19.09	17.89	8.90	11.06	13.27
61	2.45	16.66	11.02	16.40	19.50	28.84	14.47	34.45	17.79	25.51	24.05
62	3.07	9.73	9.64	19.18	16.08	17.62	12.81	24.40	15.90	30.80	18.69
63	16.44	15.30	11.18	13.04	34.35	22.01	19.47	34.50	37.76	31.05	33.80
64	14.80	11.88	13.69	25.79	23.27	36.40	27.39	38.13	34.72	34.23	34.78
65	13.86	13.42	22.08	25.93	25.70	27.42	30.81	35.31	33.13	30.97	33.96

주: 가상패널자료 구축방법과 동일한 방법으로 구성된 2004~2050년의 횡단면 자료를 토대로, 가처분소득이 빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였음.

<표 VIII-4> 연령별·연도별 상대빈곤율 전망(횡단면·도시가계 기준)

(단위: %)

	2004	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
25	0.65	3.45	1.99	0	8.15	2.96	3.01	3.73	5.02	0.73	3.73
26	0	0	0	0	2.08	0	7.16	0	6.41	3.28	0
27	0	3.76	0	0	0	0	0	0	6.74	0	0
28	0	0	0	0	1.57	4.39	1.09	4.58	0	0	0.87
29	1.49	0	0	1.16	4.00	0	2.12	1.11	4.86	4.76	3.67
30	0	5.24	0	0	1.58	3.98	3.64	3.20	0	1.82	0
31	2	0.86	0.44	1.73	0.89	4.25	0	0	4.84	2.19	2.75
32	0.60	2.11	0.74	1.32	1.60	0	2.62	2.08	2.80	3.60	2.88
33	3.62	0	1.45	3.28	2.95	4.00	3.07	1.95	6.35	3.11	2.60
34	0.87	1.04	0	4.84	2.30	2.57	2.88	4.25	5.17	6.83	5.11
35	1.65	1.48	3.42	3.53	1.56	3.53	3.96	2.77	6.51	3.04	2.89
36	0.88	0.80	2.86	1.60	2.53	4.13	3.37	4.02	6.26	3.80	3.42
37	1.72	4.18	0	3.18	0.97	2.56	2.47	5.90	5.09	2.65	5.97
38	1.46	0.64	6.22	3.56	5.92	5.18	5.99	0.34	4.90	8.89	2.54
39	0	1.79	3.33	2.65	2.52	2.94	4.09	4.12	7.22	3.93	6.90
40	3.04	3.34	3.38	2.26	1.56	2.76	2.72	4.44	5.29	6.18	3.55
41	0.55	3.76	1.40	3.17	2.42	3.34	3.99	5.00	2.50	2.80	2.20
42	0.74	1.36	2.55	4.37	2.75	3.51	5.42	3.49	3.09	5.06	7.86
43	3.14	3.27	4.00	3.55	3.04	1.79	4.98	4.13	8.00	5.85	3.89
44	3.49	3.10	3.20	2.09	5.33	3.88	0.61	3.55	6.56	8.32	3.98
45	4.59	2.17	6.20	3.03	3.82	4.82	1.44	6.27	3.47	4.79	8.65
46	2.43	0.96	4.54	3.57	4.05	5.92	2.52	5.63	4.49	2.52	7.32
47	4.26	2.07	4.09	4.97	3.15	4.06	2.92	4.86	5.57	8.08	4.38
48	2.91	3.40	6.66	3.53	3.57	4.16	5.79	4.08	0.84	3.78	2.98
49	4.58	2.60	4.61	4.82	3.05	6.62	1.95	2.62	5.48	8.45	4.57
50	2.88	1.47	3.55	2.16	5.09	3.63	4.83	3.36	4.97	4.37	4.72
51	3.98	0	1.44	1.50	8.41	7.21	0.70	0	4.16	3.06	0
52	2.52	5.31	2.08	0.72	2.90	3.04	5.97	3.82	9.75	3.29	0
53	6.61	6.55	5.89	6.50	7.93	7.05	3.77	5.49	3.8	2.03	5.14
54	7.45	3.55	12.75	5.74	6.60	6.09	6.83	2.58	8.72	6.77	5.73
55	3.96	2.48	5.60	2.46	5.42	6.30	8.09	5.31	4.91	10.78	7.91
56	8.58	5.34	5.63	7.44	8.93	6.10	6.81	4.94	2.06	4.52	6.26
57	14.67	1.18	6.45	3.15	6.98	5.21	3.48	6.82	16.54	4.19	7.22
58	8.19	9.62	5.93	6.08	9.66	10.50	7.84	2.62	5.24	7.36	11.31
59	11.1	7.66	1.23	1.42	16.63	7.96	16.59	3.44	2.16	7.37	12.49
60	13.05	11.75	12.78	10.51	4.41	18.99	16.16	7.88	2.53	7.40	4.02
61	10.95	23.01	14.43	17.16	19.50	23.58	8.39	8.54	16.66	12.97	14.14
62	12.48	24.85	12.79	21.12	16.08	17.62	6.86	15.89	13.00	22.94	14.88
63	22.78	28.09	26.70	13.04	30.98	22.01	18.21	11.89	20.70	15.75	25.60
64	33.67	20.55	20.62	26.09	25.38	25.29	17.48	19.94	23.78	24.10	18.68
65	26.33	26.04	29.04	28.63	25.94	23.19	23.43	26.75	27.62	22.33	25.97

주: 가상패널자료를 구축하는 방법과 동일한 방법으로 구성된 2004~2050년의 가상횡단면자료를 이용하여 동등가처분소득을 산출하고 전체가구를 대상으로 동등가처분소득의 중위수소득에 미달하는 가구를 상대빈곤가구로 분류하여 추정함.

라. 생애할인소득 빈곤율 전망: 가상패널 전망

위의 가~다항까지는 장래 소득분포의 횡단면자료를 기준으로 분석한 결과이다. 따라서 비록 장래의 소득분포에서 파생되는 빈곤 문제를 보여주기는 하였지만 각 개별 가구의 생애소득에 기초한 빈곤문제에 대한 정보는 제공해주지 못하였다. 앞에서 논의한 바를 토대로 각 가구별로 가상패널을 구성하여 각 미래시점에서의 예상 가치분소득 및 빈곤선 수준을 기준연도(2004년)의 현재할인가치로 환산·합산하여 각각의 대소관계에 따른 빈곤가구를 분류하여 빈곤율을 추정하였다. 이 때 각 가구의 미래소득의 시한(time horizon)은 65세까지로 한정하였다. 따라서 2005년 현재 25세인 가구는 65세까지 총 41개 연도의 소득자료가 존재하게 되며, 45세 가구의 경우에는 총 21개 연도의 자료, 65세 가구의 경우에는 65세의 단년도 자료만이 존재하게 된다.

각각을 제1절에서 논의한 방법대로 2004년 현재가치로 할인하여 빈곤율을 분석해본 결과, 가상패널로부터 산출한 생애할인소득이 생애할인빈곤선에 미달한 생애절대빈곤가구는 전체의 2.32%로 추정되었다. 앞에서 보았듯이 2004~2050년 사이의 횡단면자료에 나타난 절대빈곤율은 최소한 2004년의 3.09%이다. 생애소득에 기초한 절대빈곤율이 매년 관측되는 절대빈곤율보다 낮다. 결론적으로 말하자면 생애할인소득에 의한 생애절대빈곤율은 횡단면 분석시에 나타난 절대빈곤율을 상한(upper bound)으로 한다고 보아도 사실상 무방하다. 따라서 전자는 항상 후자보다 크지 않다는 특징을 지닌다. 가상적으로 매년도의 상대 소득분포가 일정하게 유지되고 최저생계비와 소득증가율이 동일한 비율로 변화함에 따라 횡단면 절대빈곤율이 일정하다면, 초기연도부터 최종연도에 이르는 기간까지 빈곤가구와 비빈곤가구 간의 소득순위 역전 현상이 없고 각각의 내부적으로만 소득순위의 변화가 제한적으로 허용되는 매우 극단

적인 경우에만 양자가 일치하게 된다. 그런데 현실에서는 매기마다 소득순위의 변화가 나타날 뿐만 아니라 빈곤가구와 비빈곤가구 사이의 소득순위 변화도 빈번하게 나타나므로 생애절대빈곤율은 횡단면 빈곤율보다 작은 값을 가진다.

이를 좀 더 자세히 살펴보자. 각 가구의 상대소득순위는 매년 일정하게 고정되어 있는 것이 아니라 식 (VI-8)에서와 같이 전년도 소득순위를 중심으로 일정한 분포를 가지면서 매년 변화한다. 그런데 식 (VI-12)에서 보듯이 소득순위의 변화를 나타내는 Γ 는 전년도 소득순위를 대표하는 가상의 소득변수와 負(-)의 상관관계를 가진다. 즉, 소득순위가 낮을수록 Γ 는 더 큰 값을 가지려는 경향이 있고 소득순위가 낮을수록 Γ 는 더 작은 값을 가지려는 특성을 나타낸다. 그러므로 어떤 한 연도에 빈곤가구로 분류되었던 가구는 그 다음 기에는 그보다 더 높은 소득순위로 이행할 확률이 그렇지 않은 가구보다 높아진다. 그러므로 특정 연도에서의 빈곤가구 가운데 그 다음 해에도 빈곤가구로 분류되는 가구의 비율은 매우 낮다. [그림 VI-11]에서 보듯이 연속한 두 연도 사이에서 빈곤가구 중에서도 최저소득순위 가구인 경우에도 다음 연도에 빈곤가구에서 벗어날 절대빈곤탈출률은 0이 아니다. 그러므로 어떤 연도에 빈곤가구에 속하더라도 그 이후의 연도에서는 빈곤가구가 아닌 경우가 많다. 만약 차기연도의 소득을 현재가치로 할인한 금액이 차기연도의 빈곤선 할인가치를 초과한 부분이 해당연도에 빈곤선과 소득의 차액보다 크다면 이 가구는 해당연도에는 빈곤가구이지만 생애할인소득 측면에서는 더 이상 빈곤가구가 아니다.

물론 반대의 경우, 즉 현재연도에는 빈곤가구가 아니었지만 차기연도에 빈곤가구로 추락하는 가구도 있다. 전자의 경우에는 생애절대빈곤율을 낮추는 효과를 가지지만 후자의 경우에는 생애절대빈곤율을 높이는 효과를 지닌다. 그러므로 이 두 가지 효과의 대소관계에 따라 생애절대빈곤율과 횡단면절대빈곤율의 대소관계가 결정

된다. 그런데 앞에서 보았듯이 소득순위와 Γ 사이의 負(-)의 상관관계, 즉 소득의 평균지향효과(mean-reversing effect)로 인해 생애할인소득은 평균에 수렴하려는 경향을 가짐으로써 전자의 빈곤율이 후자의 빈곤율보다 작은 값을 가지는 것이 일반적이다.

극빈가구가 장기적으로도 계속 극빈가구로 잔존하는 경우도 우리 주변에서 없지는 않지만, 비율적으로는 특정 시점에 실직·질병 등이 요인이 되어 빈곤가구화하더라도 짧게는 수개월에서 길게는 수년 내에 취업 등을 통해 빈곤가구에서 벗어나는 경우가 더 많다. 일시적으로 빈곤가구로 분류되는 경우가 일생을 두고 계속 빈곤가구로 잔류하는 경우보다 훨씬 빈도가 높다는 점이 이를 뒷받침해 준다고 할 수 있다.

65세까지를 시한(time horizon)으로 할 때 가구원 수별로는 2인 가구의 생애절대빈곤율이 가장 높다. 이는 2인 가구의 구성을 볼 때 노인가구의 비율이 높고, 노인가구의 경우 절대빈곤가구로 분류되는 비율이 다른 연령층보다 훨씬 높다는 점이 크게 작용하였기 때문이다. 6인 이상 가구의 경우에도 생애절대빈곤율이 높게 나타났는데 이에 대해서는 명확하게 원인을 밝히지 못하였다. 가구원 수가 6인 이상인 가구의 경우에는 표본 수가 매우 작기 때문에 특이표본(outlier)으로 인해 그러한 결과가 나타났을 가능성도 있는 것으로 보인다. 아래의 제3절에서 가구소비실태조사자료를 기준으로 분석하였을 경우에는 6인 이상 가구의 경우에도 특별히 색다른 결과를 나타내지 않고 있어서 그럴 가능성이 더욱 높은 것으로 판단된다. 그러나 확정적인 증거를 발견하지 못한 이상 보다 구체적인 사항에 대해서는 추후 보완연구를 통해 원인이 밝혀지기를 기대한다.

<표 VIII-5> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 가구원 수별
생애절대빈곤율 전망(도시가계 기준)

(단위: %)

	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	계·평균
구성비	25.12	25.87	35.33	10.12	3.58	100
절대빈곤율 구성	1.28	0.51	0.31	0.14	0.09	2.32
가구유형내 절대빈곤율	5.08	1.96	0.87	1.43	2.52	2.32

주: 가상패널자료를 이용하여 2004년을 시점으로 하여 각 연령별로 65세까지의 기대소득을 <표 VI-14>의 국민총처분가능소득의 증가율로 할인·합산하여 할인빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 장래의 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득 증가율과 동일한 증가율로 증가하는 것으로 가정하였으며, 할인빈곤선은 각 연령별로 65세까지의 잔여기간을 상한으로 하여 해당되는 연도의 빈곤선 전망치를 상기의 할인률로 할인·합산하여 산출하였음.

생애할인소득을 기준으로 한 생애절대빈곤율은 50대 중반까지는 0%인 반면 50대 후반과 그보다 연령이 높은 연령대에서는 양의 값을 가지면서 점점 더 큰 값을 가지는 것으로 추정되었다. 이는 크게 다음의 두 가지 요인에 기인한다.

첫째, 연령별로 생애소득의 기한이 차이가 나기 때문이다. 본항에서는 가정에 따라 65세까지의 잔여기간을 대상으로 하는 만큼 젊은 연령층일수록 시한이 길고 연령이 많아질수록 시한이 짧은 구조를 가지고 있다. 고려대상 시한이 길수록 빈곤가구에 속하는 확률(또는 빈곤가구에 속하는 기간)이 그렇지 않은 경우보다 작게(짧게) 나타나기 때문에 생애절대빈곤가구로 분류될 확률이 그만큼 낮아진다. 실제로 모의실험을 실시한 결과 소득할인기간이 7~8년 이상이 되면 더 이상 생애절대빈곤율의 변화가 없는 것으로 분석되었다. 이는 먼 장래의 소득은 현재가치로 할인할 경우 그 규모가 상당히 작기 때문에 현재가치로 환산한 할인소득과 할인빈곤선의 대소관계를 바꿀 만큼 충분히 큰 영향을 미치지 않는다고 할 수 있다(이상 <표 VIII-7>과 [그림 VIII-6] 참조).

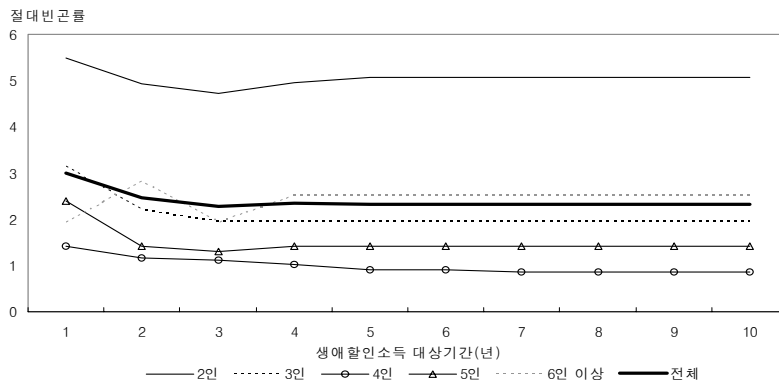
둘째, 노인층의 경우 다른 연령층에 비해 횡단면절대빈곤율이 더 높기 때문에 다른 조건이 동일하더라도 노년층에서 생애절대빈곤율이 더 높게 나타나는 요인이 된다.

결론적으로 얘기하여, 이론적인 측면에서 본다면, 생애소득에 기초한 (생애)절대빈곤율은 특정 시점에서 측정한 (횡단면)절대빈곤율보다 항상 작거나 같다. 그런데 현실에서 관찰할 수 있는 경우는 전자가 후자보다 작다고 할 수 있다. 이는 매기마다 소득순위가 변화하기 때문이다. 즉, 평균적으로 어떤 한 시점(기간)에서 빈곤가구로 분류되는 경우보다 대다수의 시점(기간)에서 빈곤가구로 남아 있는 경우가 훨씬 작기 때문이다.

생애절대빈곤율과 횡단면절대빈곤율 간의 차이는 소득이행변수를 나타내는 Γ 의 분산 크기에 의존한다고 할 수 있다. Γ 의 분산이 커질수록 매기간마다 소득순위의 변동률이 커지기 때문에 빈곤 탈출률이 더 커짐으로써 생애절대빈곤율이 더 작아진다. 극단적으로 매기(每期) 사이에 나타나는 소득순위의 변동이 완전히 무작위성을 띠게 된다면 중국적으로 모든 가구의 생애소득은 평균소득에 수렴함으로써 생애절대빈곤율은 0%에 이를 수도 있다.

[그림 VIII-6] 생애할인소득 대상범위 기간의 장단에 따른 생애절대빈곤율 전망의 변화추이(도시가계 기준 전망)

(단위: %)



<표 VIII-6> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 연령별
생애절대빈곤율 예측결과(도시가계·2004년 기준)

(단위: %)

연령	생애절대빈곤율
25~56	0.00
57	0.72
58	0.00
59	1.19
60	7.94
61	6.31
62	4.22
63	5.25
64	4.78
65	16.50

주: 가상패널자료를 이용하여 2004년을 시점으로 하여 각 연령별로 65세까지의 기대소득을 <표 VI-14>의 국민총처분가능소득의 증가율로 할인·합산하여 할인빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 장래의 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였으며, 할인빈곤선은 각 연령별로 65세까지의 잔여기간을 상한으로 하여 해당되는 연도의 빈곤선 전망치를 상기의 할인률로 할인·합산하여 산출하였음.

<표 VIII-7> 생애할인소득 대상 기간 범위별 생애절대빈곤율
변화추이 예측(도시가계 기준)

(단위: %)

기간범위	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상가구	전체 평균
1	5.49	3.15	1.43	2.39	1.94	3.01
2	4.93	2.21	1.16	1.43	2.82	2.46
3	4.72	1.96	1.12	1.31	1.94	2.29
4	4.96	1.96	1.03	1.43	2.52	2.35
5	5.08	1.96	0.91	1.43	2.52	2.34
6	5.08	1.96	0.91	1.43	2.52	2.34
7~	5.08	1.96	0.87	1.43	2.52	2.32

주: 가상패널자료를 이용하여 2004년을 시점으로 하여 각 연령별로 기간범위에 해당하는 연도(예: 기간범위가 5년 이하면 2004~2008년이 대상기간임)까지의 기대소득을 <표 VI-14>의 국민총처분가능소득의 증가율로 할인·합산하여 할인빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 장래의 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였으며, 할인빈곤선은 각 연령별로 65세까지의 잔여기간을 상한으로 하여 해당되는 연도의 빈곤선 전망치를 상기의 할인률로 할인·합산하여 산출하였음.

3. 빈곤율의 전망: 가구소비실태 기준

제2절에서는 도시가계조사자료 기준의 인적 특성을 이용하여 가상패널 및 미래시점에서의 횡단면자료 분석을 통한 빈곤율을 추정·분석하였다. 본절에서는 도시가계조사자료보다 자료의 대표성이 높은 가구소비실태조사자료에 나타난 가구별 인적 특성을 토대로 가상패널 및 횡단면자료를 구축하여 분석한다.

가. 횡단면 분석에 의한 빈곤율 추이 전망

지니계수가 지속적으로 상승한다는 가정하에서, 장래 시점을 대상으로 생성된 횡단면 자료를 토대로 절대빈곤율(상대빈곤율)을 추정해본 결과, 절대빈곤율(상대빈곤율)은 2004년 3.60%(9.82%), 2010년 6.11%(11.43%), 2030년 17.32%(15.93%) 등으로 지속적으로 상승하는 것으로 추정되었다. 그 이후에는 다소 등락을 거듭하면서 절대빈곤율(상대빈곤율) 수준이 횡보를 하면서 2050년에는 18.55%(19.04%)에 이를 것으로 전망되었다. 상대빈곤율의 경우에는 2026년까지만 해도 절대빈곤율보다 높은 수준을 유지하였으나 2027년부터는 절대빈곤율보다 다소 낮은 수준을 보일 것으로 추정되었다. 그러나 상대빈곤율의 경우에도 2030년 이후 2050년 기간 동안에는 대체로 커다란 변화 없이 17~19% 정도의 수준에서 등락을 보일 것으로 전망되었다.

제IV장에서 가구소비실태조사자료를 분석한 경우에는 2000년 현재 절대빈곤율이 11.84%(<표 IV-19> 참조), 상대빈곤율은 15.01%(<표 IV-44> 참조)로 추정된 것과 비교할 때 2004년의 절대빈곤율과 상대빈곤율이 각각 3.60%와 9.82%로 2000년보다 크게 낮게 추정되었다. 2000~2004년 사이에 필연적으로 빈곤율이 급감할 만큼의 우호적인 경제환경이 조성되지 않았었다는 점에 비추어

볼 때 2004년과 그 이후 기간에 대한 빈곤율 전망결과는 상당히 의외의 결과인 것으로 볼 수 있다. 2000년 가구소비실태조사자료의 경우에는 소득분포가 자연대수정규분포에 매우 근사한 것으로 볼 수 있다. 그렇지만 극히 적지만 최저소득층과 최고소득층에서 특이표본이라고 할 수 있을 만큼의 예외적인 관측치들이 상당히 많이 발견되었기 때문에 실제로 빈곤율을 추정해보면 상당히 높은 수준을 보였다. 그런데 2004년과 그 이후의 시점에 대한 소득분포는 기본적으로 자연대수정규분포 특성을 토대로 연령별 평균과 표준편차(분산)를 기준으로 인위적으로 생성(generating)된 자료인 만큼 2000년 자료에서 나타난 것과 같은 특이표본이 확률적인 수준 정도밖에는 나타나지 않아 절대빈곤율과 상대빈곤율 수준의 차이가 나타났다.

물론 이와 같이 세세한 부분에서 예외적으로 나타나는 국소적인 차이가 이론모형을 토대로 하는 장래소득분포 및 빈곤분석의 의의를 반감시키는 면이 없지 않으나 논리적으로 장래 빈곤의 변화추이 및 구조적인 분포 및 빈곤 특성을 포착·추출해냄으로써 정책 대응을 위한 기초적인 정보를 추출해낼 수 있다는 점에서 여전히 연구의 의의를 지닌다고 할 수 있다.

도시가계 기준의 경우에서 설명하였듯이 횡단면 기준의 절대빈곤율 및 상대빈곤율의 상승추이는 이미 가정단계에서 지니계수가 지속적으로 상승한다는 전제로부터 직접 도출되는 결론인 만큼 이러한 결과를 필연적인 결과로서 받아들이는 것은 바람직하지 않다. 만약 가정과 달리 향후에 지니계수가 상승하지 않고 최근 수준에서 등락을 거듭한다면 장래의 빈곤율 역시 크게 상승하지 않을 것으로 보인다. 우리나라의 경제발전 단계 등을 종합해볼 때 향후 당분간은 선진국에서 경험한 것과 같이 지니계수가 상승추세를 지속할 가능성이 높은 만큼 향후에 당분간 빈곤율이 상승할 개연성이 상당히 높다고 보아도 무리하지 않은 것으로 판단된다.

<표 VIII-8> 가구원 수별 절대빈곤율 전망(가구소비실태조사 기준)

(단위: %)

	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
2004	5.45	5.65	2.59	2.25	2.93	3.93	3.60
2005	6.40	5.60	2.71	2.70	3.73	1.41	3.91
2006	6.96	6.67	3.07	2.69	3.78	3.86	4.38
2007	7.44	7.26	3.56	3.29	4.61	4.61	4.96
2008	7.87	7.72	3.27	3.39	4.27	4.40	5.05
2009	8.19	7.92	4.20	3.97	5.19	5.95	5.66
2010	9.23	8.78	4.10	4.34	5.32	6.08	6.11
2011	10.59	9.88	5.13	4.83	6.43	6.36	7.04
2012	10.68	9.84	5.52	5.37	6.07	6.70	7.29
2013	11.93	9.99	6.15	5.61	6.02	5.50	7.71
2014	12.35	11.89	6.43	6.15	6.68	6.81	8.50
2015	13.17	12.11	6.60	6.63	8.37	6.09	8.99
2016	14.19	11.82	6.66	6.91	9.15	8.79	9.37
2017	15.00	13.74	7.10	7.78	7.88	6.86	10.12
2018	13.52	13.73	7.48	7.99	7.94	10.12	10.15
2019	16.45	14.74	9.18	8.61	9.15	11.57	11.60
2020	16.80	15.62	8.94	9.20	10.28	10.30	12.05
2021	16.54	14.94	9.18	9.12	10.22	9.67	11.90
2022	18.36	16.04	9.84	9.80	9.97	13.19	12.92
2023	17.96	16.21	9.99	10.01	11.15	10.51	13.03
2024	19.49	16.59	10.54	10.36	12.55	10.49	13.75
2025	21.20	18.65	10.54	10.76	12.27	14.36	14.80
2026	21.18	18.71	10.99	11.47	13.23	12.37	15.14
2027	23.08	19.32	11.34	12.04	13.02	13.66	15.93

<표 VIII-8>의 계속

	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
2028	21.88	18.92	12.52	11.87	14.69	13.67	15.98
2029	23.43	19.90	12.06	12.74	13.77	14.99	16.65
2030	23.02	20.50	13.16	13.89	15.18	13.57	17.32
2031	24.16	20.27	13.86	14.76	14.12	15.44	17.86
2032	23.85	21.17	13.92	14.47	15.80	15.97	18.14
2033	25.04	21.48	13.65	13.77	17.13	16.66	18.40
2034	24.46	20.21	14.52	13.76	15.30	14.88	17.99
2035	26.05	22.58	14.96	15.55	15.91	18.25	19.62
2036	27.18	21.55	14.64	14.32	15.8	13.44	19.14
2037	25.39	22.53	15.23	14.26	15.68	17.55	19.28
2038	26.92	22.38	14.50	15.01	17.49	16.85	19.72
2039	26.17	22.19	15.25	15.58	15.95	18.79	19.77
2040	26.11	22.56	14.22	14.33	16.65	16.03	19.39
2041	26.59	22.14	15.39	15.81	17.00	14.71	19.94
2042	25.23	21.91	15.97	14.77	14.40	16.00	19.38
2043	26.08	22.85	14.90	14.49	15.87	13.31	19.61
2044	25.90	21.84	15.31	14.12	14.73	13.14	19.25
2045	25.42	20.29	15.03	14.09	16.38	16.89	18.89
2046	25.23	21.46	14.49	14.88	15.41	13.48	19.08
2047	25.91	22.09	14.34	13.48	15.83	13.05	19.16
2048	25.89	22.14	14.67	14.77	16.57	14.99	19.61
2049	25.08	20.91	13.97	13.71	14.00	18.67	18.69
2050	25.10	21.12	13.65	13.57	14.23	13.06	18.55

주: 가상패널자료 구축방법과 동일한 방법으로 구성된 2004~2050년의 횡단
면자료를 토대로, 가처분소득이 빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구
로 분류하였음. 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처
분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였음.

<표 VIII-9> 가구원 수별 상대빈곤율 전망(가구소비실태조사 기준)

(단위: %)

	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
2004	19.51	13.77	7.37	5.50	6.44	5.75	9.82
2005	20.03	14.55	8.22	5.92	6.51	5.26	10.42
2006	20.47	14.84	7.70	5.62	7.09	6.57	10.44
2007	22.57	15.31	7.86	6.18	7.25	5.88	11.08
2008	22.48	15.35	7.42	5.94	6.77	5.49	10.86
2009	23.24	14.95	8.19	6.15	7.75	6.88	11.28
2010	23.29	15.2	8.28	6.48	7.18	7.42	11.43
2011	22.71	16.52	9.11	6.41	7.98	7.12	11.87
2012	23.87	16.87	9.31	6.90	7.45	7.98	12.33
2013	23.81	16.15	9.90	7.00	7.39	5.50	12.29
2014	24.10	18.10	9.45	7.20	7.64	6.31	12.78
2015	24.29	17.47	9.53	7.23	8.59	5.50	12.79
2016	25.55	17.25	9.84	7.16	9.22	8.43	13.21
2017	24.62	17.69	9.59	7.67	7.52	5.29	13.06
2018	25.32	18.00	10.07	7.62	7.50	8.67	13.51
2019	25.53	18.28	11.53	7.80	8.06	8.06	14.08
2020	25.85	18.35	10.58	7.95	9.05	7.02	14.09
2021	26.26	17.99	10.84	7.98	8.41	6.06	14.15
2022	27.12	19.03	10.83	8.27	8.74	11.05	14.87
2023	27.01	17.90	10.86	7.79	8.44	8.54	14.44
2024	27.83	18.39	10.96	7.56	9.46	5.72	14.75
2025	27.55	19.46	10.60	7.89	9.03	9.35	15.12
2026	27.08	19.68	10.86	8.33	9.93	8.29	15.35
2027	28.34	19.79	10.83	8.24	8.65	8.75	15.58

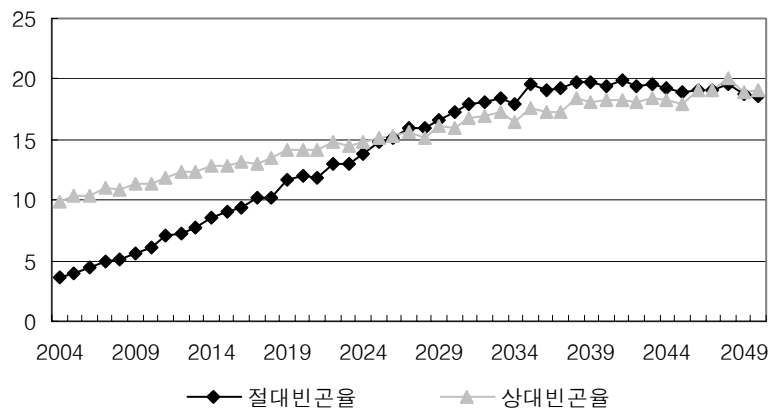
<표 VIII-9>의 계속

	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
2028	27.33	18.63	11.34	7.97	8.52	4.95	15.09
2029	29.11	19.89	10.99	8.92	9.61	9.69	16.19
2030	27.68	19.61	11.67	8.54	9.89	7.77	15.93
2031	29.07	19.41	12.51	9.99	9.54	8.74	16.74
2032	28.74	19.92	12.50	9.82	10.39	7.97	16.86
2033	30.25	20.76	12.41	9.19	9.94	9.81	17.32
2034	28.65	18.95	12.39	9.15	9.78	7.58	16.49
2035	29.88	20.30	12.84	9.55	10.94	11.20	17.54
2036	30.32	20.47	12.63	8.90	9.76	6.47	17.34
2037	28.76	20.95	12.96	8.51	9.16	10.04	17.24
2038	31.48	21.10	13.02	9.20	12.00	11.60	18.34
2039	30.22	20.39	13.28	10.49	10.08	9.54	18.07
2040	30.40	21.42	12.46	9.62	11.47	9.96	18.21
2041	29.87	20.77	13.44	10.36	10.16	9.24	18.21
2042	29.14	20.47	14.15	10.03	9.48	10.72	18.09
2043	30.00	21.80	13.27	9.68	10.89	6.29	18.42
2044	30.42	20.47	13.64	9.60	10.33	9.34	18.31
2045	29.71	19.26	13.15	9.57	11.19	10.97	17.86
2046	31.38	21.45	13.02	10.73	10.58	8.94	19.01
2047	31.03	21.91	13.42	9.69	11.11	9.05	19.01
2048	32.72	22.42	14.22	10.32	12.46	10.4	20.01
2049	31.57	20.80	13.35	10.07	10.41	10.91	18.99
2050	30.33	21.74	13.44	10.08	11.47	9.44	19.04

주: 가상패널자료를 구축하는 방법과 동일한 방법으로 구성된 2004~2050년의 가상횡단면자료를 이용하여 동등가처분소득을 산출하고 전체가구를 대상으로 동등가처분소득의 중위수소득에 미달하는 가구를 상대빈곤가구로 분류하여 추정함.

[그림 VIII-7] 절대빈곤율과 상대빈곤율 예측결과의 비교
(가구소비실태조사 기준 전망)

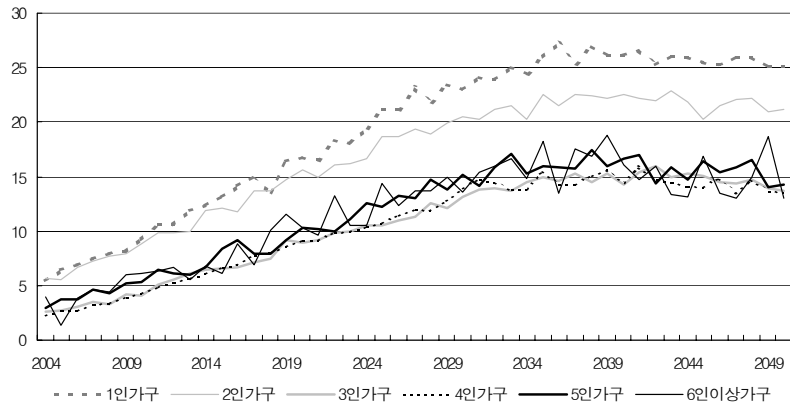
(단위: %)



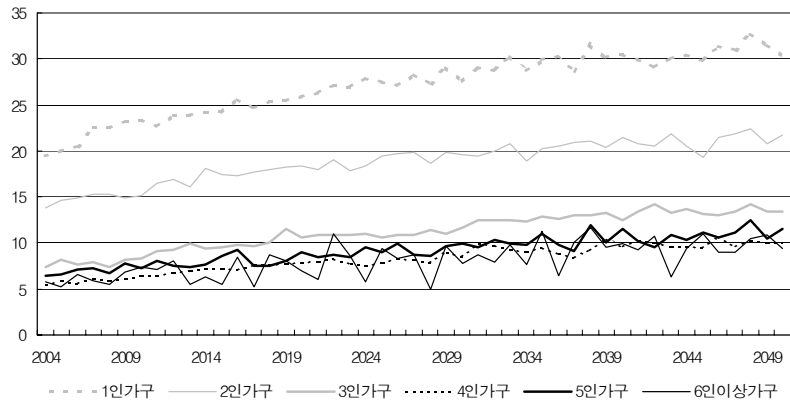
나. 가구원 수별 빈곤율 전망: 횡단면 전망

횡단면분석에 의한 절대빈곤율을 가구원 수별로 비교해보면, 단독가구와 2인 가구에서 (횡단면)절대빈곤율이 월등히 높은 것으로 전망되었다. 그리고 가구원 수가 증가할수록 절대빈곤율 수준은 점차 하락할 것으로 전망되었다. 자료의 대표성 문제 등에 따라 일부 편의를 지니고 있는 도시가계 기준의 전망결과에서와 달리 6인 이상 가구의 경우에도 횡단면절대빈곤율 수준은 매우 낮게 나타나 가구원 수가 증가할수록 소득수준도 높아진다는 일반적인 사실과 부합되는 결과를 보여주었다. 물론 가구원 수가 증가할 때 최저생계비 역시 함께 증가하기 때문에 가구원 수가 증가한다고 하여 반드시 절대빈곤율이 하락한다고 할 수는 없지만 가구원 수 증가에 의한 소득증가율이 최저생계비 증가율보다 크기 때문에 가구원 수와 횡단면절대빈곤율 사이에는 역의 상관관계가 있다고 할 수 있다. 이는 <표 VIII-8>과 [그림 VIII-8]을 보면 쉽게 확인할 수 있다.

[그림 VIII-8] 가구원 수별 절대빈곤율 전망(가구소비실태조사자료 기준)
(단위: %)



[그림 VIII-9] 가구원 수별 상대빈곤율 전망(가구소비실태조사자료 기준)
(단위: %)



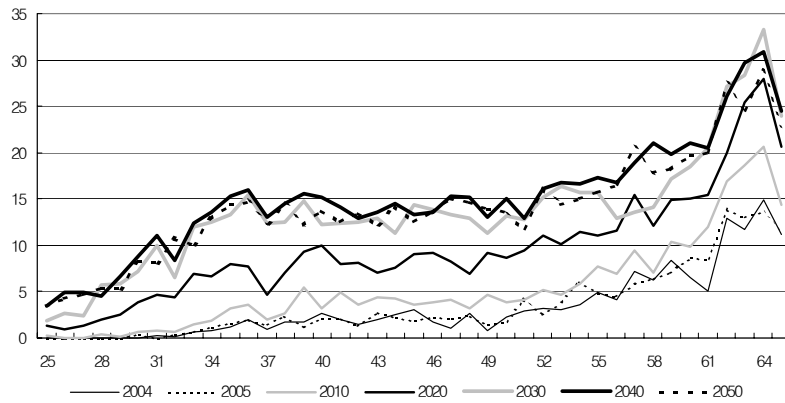
다. 연령별 빈곤율 전망: 횡단면 전망

가구소비실태조사자료에 나타난 인적 특성을 기준으로 향후 시점에서의 횡단면자료를 생성해본 결과, 가구주의 연령이 높아질수록 절대빈곤율과 상대빈곤율이 모두 상승하는 경향을 보이는 것으

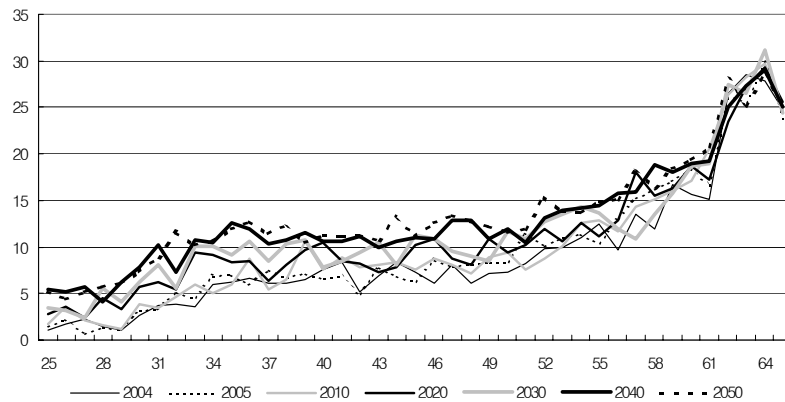
로 전망되었다. 이는 앞에서도 설명하였듯이 고연령층으로 갈수록 지니계수가 상승하는 것과 관련이 깊다.

따라서 빈곤율 곡선도 연령에 따라 우상향하는 모습을 보인다. 특히 50대 이후의 연령층에 접어들면서부터는 빈곤율 곡선의 기울기가 빠르게 상승하는 경향을 보이고 있다.

[그림 VIII-10] 연령별 절대빈곤율 전망 추이(가구소비실태조사 기준 전망)
(단위: %)



[그림 VIII-11] 연령별 상대빈곤율 전망 추이(가구소비실태조사 기준 전망)
(단위: %)



<표 VIII-10> 연령별·연도별 절대빈곤율 전망
(횡단면·가구소비실태조사 기준)

(단위: %)

	2004	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
25	0	0	0.24	0.70	1.39	2.77	1.86	3.21	3.52	4.31	3.43
26	0	0	0	0.79	0.90	1.95	2.71	4.79	4.89	4.90	4.28
27	0	0	0	0.4	1.34	4.16	2.42	4.83	4.99	5.65	4.71
28	0	0	0.41	0.17	2.03	3.19	5.69	4.57	4.47	2.64	5.30
29	0	0	0.15	0.33	2.56	2.85	5.82	5.33	6.61	4.59	5.36
30	0	0.42	0.64	1.27	3.92	4.30	7.14	9.68	8.84	10.22	8.23
31	0.29	0	0.74	1.57	4.65	6.45	10.02	10.29	11.03	7.98	8.07
32	0.18	0.37	0.65	2.75	4.39	6.53	6.50	8.90	8.45	11.16	10.65
33	0.71	0.65	1.45	3.50	6.88	8.10	11.96	10.20	12.43	12.72	10.06
34	0.76	1.22	1.85	5.23	6.68	9.69	12.53	13.60	13.55	11.09	12.87
35	1.25	1.61	3.22	4.64	8.00	11.43	13.29	14.93	15.26	13.08	14.36
36	2.03	1.96	3.64	5.27	7.74	10.42	15.45	14.93	15.99	15.31	14.65
37	0.99	1.47	2.02	4.93	4.70	9.13	12.31	14.39	13.00	11.28	12.40
38	1.69	2.41	2.65	6.83	7.10	11.01	12.51	16.71	14.52	14.84	14.36
39	1.73	1.23	5.48	7.24	9.28	10.97	14.81	15.44	15.53	14.20	12.18
40	2.63	2.13	3.17	6.47	9.96	11.45	12.20	16.40	15.13	13.37	13.67
41	1.94	2.17	4.96	6.15	8.01	9.43	12.34	14.27	14.15	14.13	12.54
42	1.48	1.31	3.64	5.22	8.11	9.55	12.50	12.83	12.91	11.95	13.45
43	1.93	2.78	4.35	6.31	7.02	11.10	12.92	12.49	13.57	15.31	12.29
44	2.54	2.22	4.32	7.48	7.56	11.24	11.32	16.38	14.45	14.56	14.24
45	3.12	1.85	3.65	6.53	9.10	10.96	14.35	14.07	13.31	14.01	12.49
46	1.72	2.32	3.91	5.55	9.12	7.28	13.85	15.10	13.56	14.03	13.64
47	1.10	2.14	4.07	5.86	8.25	11.30	13.34	13.93	15.37	14.58	15.02
48	2.71	2.46	3.23	7.20	6.92	10.97	12.96	14.63	15.17	14.62	14.65
49	0.83	1.47	4.69	5.73	9.12	10.78	11.30	12.91	13.02	12.05	13.78
50	2.29	1.74	3.83	6.99	8.70	11.21	13.18	14.22	14.98	11.56	13.64
51	2.88	4.08	4.17	6.88	9.48	10.43	12.82	13.02	12.96	13.62	11.66
52	3.13	2.54	5.18	10.14	10.99	11.65	15.15	17.57	16.14	14.41	16.09
53	3.02	3.81	4.72	9.62	10.11	15.44	16.41	19.39	16.76	15.22	14.41
54	3.59	6.12	5.86	9.31	11.43	13.53	15.72	17.32	16.68	16.82	14.99
55	4.92	4.85	7.74	8.16	11.11	11.21	15.74	19.05	17.32	18.07	15.66
56	4.16	4.54	6.88	11.12	11.62	15.99	12.91	15.15	16.80	16.62	16.52
57	7.14	5.81	9.40	12.09	15.43	14.44	13.53	22.20	18.84	15.58	20.49
58	6.30	6.40	7.06	8.48	12.11	14.45	14.11	16.01	21.01	17.35	17.80
59	8.45	7.07	10.39	12.05	14.92	17.02	17.23	21.14	19.79	18.69	18.29
60	6.50	8.71	9.80	13.38	15.09	17.04	18.55	19.62	20.98	17.42	19.76
61	5.11	8.52	11.96	14.48	15.5	17.33	20.56	20.34	20.53	19.64	20.02
62	12.96	13.82	16.96	18.52	19.92	27.23	27.19	28.85	26.13	28.37	27.36
63	11.69	13.08	18.67	19.39	25.41	25.10	28.39	29.48	29.69	27.76	24.55
64	14.87	13.54	20.65	20.66	27.95	26.89	33.22	29.18	30.94	28.60	28.88
65	11.19	11.44	14.32	17.12	20.57	22.35	23.97	25.73	24.47	23.64	22.75

주: 가상패널자료 구축방법과 동일한 방법으로 구성된 2004~2050년의 횡단면 자료를 토대로, 가처분소득이 빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였음.

<표 VIII-11> 연령별·연도별 상대빈곤율 전망
(횡단면·가구소비실태조사 기준)

(단위: %)

	2004	2005	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
25	1.08	1.42	1.66	2.23	2.72	3.98	3.43	3.44	5.37	5.20	5.19
26	1.73	2.23	3.61	2.25	3.61	4.00	3.19	4.66	5.21	4.58	4.41
27	2.21	0.66	2.17	1.67	2.39	4.94	2.38	5.46	5.74	5.65	5.17
28	1.51	1.38	1.58	0.86	4.48	5.09	5.58	3.78	4.11	3.95	5.69
29	1.12	1.24	1.23	2.78	3.33	3.42	4.10	3.49	6.28	4.11	6.14
30	2.63	3.12	3.87	4.02	5.76	5.58	6.26	8.10	7.77	8.42	7.40
31	3.77	3.31	3.48	4.3	6.24	6.33	8.12	7.75	10.15	6.68	8.85
32	3.87	5.18	4.66	4.25	5.39	8.67	5.63	8.32	7.35	9.00	11.54
33	3.54	4.56	5.98	5.53	9.42	7.46	10.02	9.24	10.76	10.46	10.18
34	5.9	6.92	5.08	8.85	9.21	8.92	10.06	10.79	10.41	9.38	10.58
35	6.23	7.01	5.93	7.36	8.31	10.62	9.09	10.25	12.56	10.72	11.90
36	6.6	6.03	8.74	6.95	8.51	9.31	10.56	10.22	11.97	12.43	12.79
37	6.16	7.61	5.46	6.69	6.36	9.58	8.50	10.50	10.37	9.02	11.40
38	6.14	6.81	6.53	8.99	8.08	9.22	10.34	11.50	10.72	11.31	12.36
39	6.51	7.15	10.60	8.94	9.67	9.40	10.77	9.78	11.57	10.82	10.44
40	7.53	6.60	7.53	8.67	10.43	9.00	7.88	11.81	10.65	9.64	11.24
41	8.33	6.87	8.94	9.27	8.49	8.21	8.44	10.36	10.65	11.46	11.15
42	5.12	4.95	7.83	8.47	8.28	8.08	9.39	8.48	11.13	9.70	11.24
43	6.92	7.77	8.07	8.63	7.31	10.03	10.43	8.76	9.98	12.43	10.68
44	8.34	6.94	8.33	9.49	7.84	10.12	8.06	12.87	10.59	11.42	13.11
45	7.27	6.18	7.52	9.04	10.24	10.40	11.21	10.38	10.99	11.05	11.20
46	6.10	8.59	8.70	8.87	10.90	7.49	10.92	11.00	10.82	11.35	12.60
47	8.07	7.94	8.15	8.43	8.80	9.43	9.53	10.55	12.91	12.30	13.38
48	6.04	8.15	7.21	9.03	8.06	9.56	9.02	12.09	12.80	12.96	12.75
49	7.14	8.37	8.88	8.50	10.87	11.24	8.46	8.96	10.82	9.18	12.15
50	7.31	8.29	9.43	9.78	9.38	10.32	11.73	9.64	11.96	10.25	11.53
51	8.18	11.48	7.58	8.98	10.19	9.88	10.84	9.55	10.45	10.33	11.90
52	9.81	10.14	8.76	13.27	11.99	11.09	12.67	14.38	13.19	12.26	15.33
53	10.00	11.01	10.11	11.71	10.63	14.05	13.55	16.00	13.98	13.23	13.77
54	11.07	11.39	12.65	13.04	12.62	11.71	14.38	14.37	14.16	14.19	13.63
55	12.46	10.33	12.91	10.89	11.12	10.85	13.66	16.53	14.42	15.90	14.84
56	9.68	13.05	11.63	15.01	12.80	15.73	11.88	12.57	15.77	13.77	15.14
57	13.57	15.19	14.27	16.10	18.09	14.64	10.89	17.85	15.91	12.13	18.30
58	11.95	16.17	15.14	12.14	15.54	14.47	13.49	14.75	18.78	16.28	16.48
59	16.69	17.11	16.04	17.32	16.37	16.94	15.81	20.08	18.01	16.35	18.40
60	15.63	18.46	17.12	16.35	18.69	17.17	18.72	17.62	18.96	16.81	19.39
61	15.15	16.57	20.59	20.55	17.23	17.36	18.90	16.81	19.20	18.76	20.74
62	26.48	26.57	26.32	26.57	23.48	26.52	27.38	26.50	25.05	24.73	28.00
63	28.53	25.48	28.27	26.31	27.22	25.43	26.48	27.52	27.34	27.10	25.15
64	27.80	29.80	29.76	26.61	29.24	29.16	31.20	28.63	29.04	26.60	28.34
65	24.79	23.91	24.68	25.29	25.63	24.82	24.41	25.39	25.09	24.21	24.97

주: 가상패널자료를 구축하는 방법과 동일한 방법으로 구성된 2004~2050년의 가상횡단면자료를 이용하여 동등가처분소득을 산출하고 전체가구를 대상으로 동등가처분소득의 중위수소득에 미달하는 가구를 상대빈곤가구로 분류하여 추정함.

라. 생애할인소득 빈곤율 전망: 가상패널 전망

가구소비실태조사자료에 나타난 인적 특성을 기준으로 가상패널을 구성하였을 경우 생애절대빈곤율은 1.58%로 추정되었다. 2004~2050년 동안의 횡단면절대빈곤율 중 최저치는 2004년의 3.60%이다. 생애절대빈곤율이 이에 미달함은 물론이다. 생애절대빈곤율이 횡단면절대빈곤율보다 작은 이유는 제2절에서 설명한 바와 같다.

가구원 수별로는 생애절대빈곤율이 1인 가구와 2인 가구에서 각각 3.59%와 3.10%로 다른 가구유형에 비해 절대적으로 높은 수준으로 보였다. 3인 이상 가구의 경우에는 생애절대빈곤율이 1%에 미달하는 비교적 낮은 수준을 보였다.

가구원 수가 적은 가구에서 생애절대빈곤율이 높은 이유는 도시가계 기준의 분석결과를 담은 제2절에서 이미 설명하였다시피 노인가구의 비중이 높으며, 노인가구의 경우 잔존생존기간이 짧고 빈곤가구의 비율이 높기 때문이다.

<표 VIII-12> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 가구원 수별 생애절대빈곤율 전망(가구소비실태조사 기준)

(단위: %)

	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
구성비	15.70	19.44	22.72	30.29	8.78	3.06	100
절대빈곤율 구성	0.56	0.60	0.26	0.12	0.18	0.02	1.58
가구유형 내 절대빈곤율	3.59	3.10	1.14	0.38	0.21	0.67	1.58

주: 가상패널자료를 이용하여 2004년을 시점으로 하여 각 연령별로 65세까지의 기대소득을 <표 VI-14>의 국민총처분가능소득의 증가율로 할인·합산하여 할인빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 장래의 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득 증가율과 동일한 증가율로 증가하는 것으로 가정하였으며, 할인빈곤선은 각 연령별로 65세까지의 잔여기간을 상한으로 하여 해당되는 연도의 빈곤선 전망치를 상기의 할인율로 할인·합산하여 산출하였음.

<표 VIII-13> 65세까지의 생애할인소득에 기초한 연령별 생애절대빈곤율
 예측결과(가구소비실태조사·2004년 기준)

(단위: %)

연령	생애절대빈곤율
25~47	0.00
48	0.34
49~52	0.00
53	0.23
54	0.32
55	0.25
56	1.34
57	1.66
58	1.40
59	4.01
60	4.98
61	6.61
62	7.50
63	11.57
64	10.79
65	7.58

주: 가상패널자료를 이용하여 2004년을 시점으로 하여 각 연령별로 65세까지의 기대소득을 <표 VI-14>의 국민총처분가능소득의 증가율로 할인·합산하여 할인빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 장래의 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였으며, 할인빈곤선은 각 연령별로 65세까지의 잔여기간을 상한으로 하여 해당되는 연도의 빈곤선 전망치를 상기의 할인률로 할인·합산하여 산출하였음.

가구소비실태조사자료 기준의 인적정보를 이용한 경우에도 65세까지의 잔존생애 동안의 소득을 기준으로 생애절대빈곤율을 추정해본 결과, 48세를 제외하고는 대체로 50대 초까지는 생애절대빈곤율이 0%이고 53세 이상부터 연령이 상승할수록 생애절대빈곤율이 대체로 높아지는 경향을 보이고 있다. 다만 <표 VIII-13>을 보면 63~64세의 생애절대빈곤율이 65세 이상의 연령층보다 높은데 이는 저

자가 실험을 반복해본 결과, 후자가 전자보다 큰 경우도 많이 나타나는 것을 볼 때 오차의 범위 안에서 국지적(locally)으로 소폭의 변화를 나타내는 것으로 판단된다. 더욱이 이들 연령층은 비록 신체적인 연령으로는 차이가 있지만 그 차이가 매우 근사할 뿐만 아니라 대부분의 경우 은퇴시기가 60세 이전에 완료된다는 점을 고려할 때 연령적으로 양자 간에 본질적인 차이가 별로 없는 것으로 보아도 무리하지 않은 것으로 생각된다.

우리는 앞에서 도시가계 기준의 인적정보를 기준으로 가상패널을 구성하였을 때 잔존생애소득의 기간범위를 7년보다 짧게 잡으면 기간 차이에 따라 생애절대빈곤율이 차이를 보였지만 8년 이후부터는 더 이상 변화가 없음을 보았다. 가구소비실태조사자료 기준으로 가상패널을 구성하였을 때에도 이와 사실상 동일한 결과가 나타났다. 잔존생애소득의 기간범위가 증가할수록 생애절대빈곤율은 점진적으로 하락한다. 이는 분석대상 기간이 길어질수록 초기에 빈곤가구라도 빈곤가구에서 벗어나는 경우가 많으며, 비록 초기에는 빈곤가구가 아니었지만 추후에 빈곤가구로 추락하는 경우에도 곧 빈곤가구에서 탈출하게 되는 경우가 많기 때문에 이를 모두 고려하여 생애할인소득을 구하면 평균적으로 생애할인빈곤선보다 높은 수준을 보이게 되는 확률이 높아지기 때문이다.

면 장래일수록 미래소득이나 미래빈곤선에 대한 현재할인가치가 작아지므로 기간범위가 증가할수록 생애절대빈곤율에 미치는 한계효과(marginal effect)가 줄어들면서 8년 이후에는 사실상 거의 아무런 영향을 미치지 못하는 것으로 추정되었다.

도시가구 기준의 경우에는 다른 가구원 수의 경우와 달리 6인 이상 가구의 경우 잔존생애소득의 기간이 늘어나면서 초기(최초 1~3년)에 생애절대빈곤율이 상승하는 모습을 보였다([그림 VIII-6] 참조). 이런 결과는 직관적으로 쉽게 이해되지 않는다. 그러나 가구소비실태조사자료 기준에 의한 분석결과를 보면 6인 이상 가구의

<표 VIII-14> 생애할인소득 대상 기간 범위별 생애절대빈곤율
변화추이 예측(가구소비실태조사 기준)

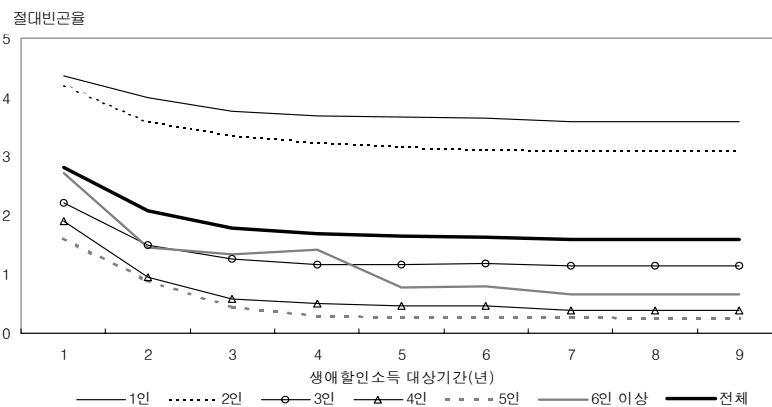
(단위: %)

기간범위	1인 가구	2인 가구	3인 가구	4인 가구	5인 가구	6인 이상 가구	전체 평균
1	4.35	4.21	2.22	1.90	1.61	2.71	2.80
2	3.99	3.59	1.49	0.49	0.90	1.46	2.07
3	3.77	3.35	1.27	0.59	0.45	1.34	1.79
4	3.68	3.24	1.16	0.51	0.30	1.41	1.69
5	3.65	3.16	1.16	0.47	0.27	0.77	1.64
6	3.64	3.11	1.17	0.46	0.27	0.80	1.63
7	3.59	3.10	1.14	0.40	0.28	0.67	1.59
8~	3.59	3.10	1.14	0.38	0.25	0.67	1.58

주: 가상패널자료를 이용하여 2004년을 시점으로 하여 각 연령별로 기간범위에 해당하는 연도(예: 기간범위가 5년 이하면 2004~2008년이 대상기간임)까지의 기대소득을 <표 VI-14>의 국민총처분가능소득의 증가율로 할인·합산하여 할인빈곤선에 미달하는 가구를 절대빈곤가구로 분류하였음. 장래의 빈곤선은 2003년의 가구원 수별 추정빈곤선에 국민총처분가능소득의 누적증가율을 적용하여 추정하였으며, 할인빈곤선은 각 연령별로 65세까지의 잔여기간을 상한으로 하여 해당되는 연도의 빈곤선 전망치를 상기의 할인률로 할인·합산하여 산출하였음.

[그림 VIII-12] 생애할인소득 대상범위 기간의 장단에 따른 생애절대빈곤율
전망의 변화추이(가구소비실태조사 기준 전망)

(단위: %)



경우에도 가구원 수가 다른 가구와 마찬가지로 대상기간 범위가 증가할수록 생애절대빈곤율이 하락하는 것을 볼 수 있다. 이는 곧 도시가계 기준의 분석결과에서 6인 이상 가구의 경우 특이해의 가능성이 높음을 시사하는 결과라고 할 수 있다.

4. 장·단기 빈곤 특성의 차이: 장·단기빈곤율의 비교 및 빈곤탈출률

제2~3절의 논의를 기준으로 할 때 가상패널에 의한 생애빈곤율은 장기빈곤율로 볼 수 있으며 횡단면빈곤율은 단기빈곤율로 볼 수 있다. 장기빈곤율은 잔존생애기간을 대상으로 생애가처분소득의 흐름을 현재가치로 할인하여 합산한 것을 기준으로 빈곤 여부를 판가름하여 추정한다. 그러나 단기빈곤율의 경우에는 여타 기간의 소득수준에 상관없이 해당 시점에서의 경상(가처분)소득만을 고려하기 때문에 생애소득의 관점에서는 비록 빈곤가구로 볼 수 없더라도 일시적 요인에 의해 해당 시점에서의 가처분소득이 빈곤선에 미달하는 경우는 해당시점에서의 빈곤가구로 분류된다. 그러므로 단기빈곤율은 최소한 장기빈곤율보다 높거나 같다.

장·단기빈곤율의 차이는 여러 가지 요인에 의해 크기가 결정되지만 그 중 가장 크게 영향을 미치는 요인은 소득이행변수 Γ 의 분산이라고 할 수 있다. Γ 의 분산이 커질수록 소득순위의 변동성이 커지기 때문에 어떤 시점에서 빈곤가구인 경우라고 하더라도 다음기에는 빈곤가구에서 탈출하게 될 확률이 높아진다. 반대로 Γ 의 분산이 작아질수록 소득변동성이 작아지므로 어떤 시점에서 빈곤가구인 가구가 다음 기에도 빈곤가구에서 벗어나지 못하는 확률이 커진다. 그러므로 비록 가상적으로 단기빈곤율이 매기간 일정하게 유지되더라도 소득변동성을 나타내는 Γ 의 분산이 커지면 커질수록 장기빈곤율과 단기빈곤율의 차이는 그만큼 커지고, 반대로 Γ

의 분산이 작아질수록 그 차이는 작아진다.

여기서 한가지 흥미로운 점은 소득이행변수 Γ 가 전기의 자연대수소득수준 Z^* 와 負(-)의 상관관계를 가진다는 점이다. Γ 는 평균이 0이므로, 전기의 자연대수소득이 자연대수정규분포의 평균보다 크다면, 즉 소득순위가 상위 50% 안에 속한다면 다음 기에서 Γ 는 음의 값을 가질 확률이 양의 값을 가지게 될 확률보다 커지는 반면, 전기의 자연대수소득이 평균보다 작아 소득순위가 하위 50%에 속한다면 다음 기에 Γ 는 양의 값을 가질 확률이 그렇지 않을 확률보다 커진다. 이는 확률적으로 상위소득자가 지속적으로 계속 상위소득순위를 유지하는 확률은 시간이 길어질수록 감소하는 반면 하위소득자가 계속 하위소득순위를 유지하는 확률 역시 시간이 길어질수록 감소함을 의미한다. 이는 특정 시점에서 관찰되는 단기소득이 아니라 생애소득을 기준으로 하면 평균화 효과(averaging-out effect)로 인해 생애빈곤율이 점차 낮아짐을 의미한다.

소득창출식(식 (VI-8))을 보면 다음 기의 자연대수소득 Z 는 소득이행변수 Γ 와 전기의 자연대수(가처분)소득수준 Z^* 의 합으로 구성된다. Z 와 Z^* 의 한계분포(marginal distributions)는 서로 동일하다. 그런데 초기의 균형상태에서 다른 조건에는 아무런 변화가 없는 상태에서 Γ 의 분산만 커지면 우변의 분산이 커진다. 이는 Z 의 분산이 Z^* 의 분산보다 커지는 결과를 낳게 되어 시간이 경과할수록 Z 의 분포가 발산하여 상대소득격차가 무한대로 증폭된다. 반대로 다른 조건이 동일할 때 Γ 의 분산만 감소한다면 시간이 경과할수록 우변의 분산이 점차 감소하여 Z 의 분산이 Z^* 의 분산보다 작아지면서 종국적으로는 Z 의 분포가 하나의 점으로 수렴(degenerate)하는 결과를 가져다준다. 이 두 가지 경우 모두 현실에서는 관찰되지 않는다. 그러므로 다른 조건이 변화하지 않는 상태에서 소득변동성을 나타내는 Γ 의 분산만 변하지는 않음을 알 수 있다. 식 (VI-12)에서 보듯이 ΓZ^* 사이에는 $-\text{Var}(\Gamma)/2$ 만큼의 공분산이 존재한다.

그러므로 만약 Γ 의 분산이 증가한다면 자동적으로 Γ 와 Z^* 의 공분산이 작아짐으로써(또는 절대값이 더 큰 음의 값을 가짐으로써) 시간이 경과하더라도 Z 와 Z^* 분포의 안정성이 계속 유지된다. 즉, 소득변동성이 커지게 되면 그만큼 전기의 소득순위(또는 소득수준)가 높아질수록 Γ 가 절대값이 더 큰 음의 값을 가지게 될 확률이 더 커지고, 반대로 전기의 소득순위가 낮아질수록 Γ 가 더 큰 양의 값을 가질 확률이 더 커짐으로써 소득분포의 안정성이 유지된다.

5. 정책시사점

가. 핵심 논거

위에서 살펴보았듯이 장기빈곤율은 단기빈곤율보다 항상 작은 값을 가진다. 이는 소득이동성에 기인한다. 어떤 시점에서 빈곤가구로 분류된 경우라고 하더라도 생애소득의 관점에서 본다면 일시적으로 빈곤가구로 분류되었을 뿐, 생애빈곤가구에는 속하지 않는 가구가 많이 있기 때문이다. 가구소비실태조사자료 기준 가상패널의 분석결과를 보면 생애절대빈곤율이 1.58%로 2004년의 횡단면절대빈곤율 3.60%의 절반수준에 다소 미달한다. 이는 다른 기간에 대한 추가정보 없이 2004년 한 해만의 소득정보만을 기준으로 빈곤가구를 분류해보면 사실상 그 가운데에는 생애빈곤가구로 볼 수 있는 가구도 약 절반 수준 또는 그 이하⁴⁶⁾라는 점을 시사한다.

일견 어떤 시점에서 빈곤가구로 분류되어 보호가 필요하다고 판단되더라도 생애소득의 관점에서 생애빈곤가구를 염두에 둔다면 굳이 생계보호를 위한 지원을 필요로 하지 않는 가구도 일부 포함

46) 왜냐하면 2004년 당시에는 빈곤가구로 분류되지 않은 가구 가운데에서도 다른 기간중 상당수에서 빈곤가구로 분류됨으로써 생애빈곤가구로 분류될 수 있는 가구가 존재하기 때문이다.

될 수 있다. 그러므로 생애빈곤 문제에 초점을 맞추면 빈곤가구 구제를 위한 정부의 재정부담도 크게 줄일 수 있는 여지가 있다.

그러나 이는 이상적인 경우에만 적용될 수 있을 뿐이다. 현실에서는 단기적으로 빈곤가구지만 생애빈곤가구에는 속하지 않는 경우라도 현재 시점에서 반드시 생계보호를 위한 지원을 철회할 수 있음을 의미하지는 않는다. 왜냐하면 미래에 소득여건이 개선될 것이 확실하다고 하더라도 현 시점에서 소비를 위한 재원을 확보할 수 없는 경우도 있기 때문이다.

또한 현실에서는 정보가 부족하기 때문에 어떤 가구가 그런 가구에 속할 것인지를 판단하는 것이 불가능할 수 있다. 이 경우 정부는 모든 단기빈곤가구를 대상으로 지원할 수밖에 없을 수도 있다. 더욱이 생애소득은 장래의 미실현소득에 대한 정보를 요구하는데 이를 정부당국이 개별가구를 대상으로 모두 정확히 예측하는 것은 불가능하다. 물론 평균적으로 그런 가구가 어느 정도의 비율로 나타날 것인지에 대해서는 평균적인 예측이 가능하지만 이는 집계변수(aggregate variables) 차원에서의 예측치일 뿐이며 개별가구를 대상으로 하는 빈곤정책을 적용하기 위해 필요한 개별가구에 대한 정보는 사실상 제공해주지 못한다.

그렇다면 백보 양보하여 정부당국이 각 개별가구에 대한 미래소득의 흐름을 정확히 예측할 수 있는 가상적인 상황이라면, 단기적으로는 빈곤가구지만 생애소득 기준으로는 빈곤가구가 아닌 가구에 대해서는 과연 생계보호를 위한 현 시점에서의 지원이 필요하지 않을 것인가? 이 질문에 대한 답변은 부정형이다. 왜냐하면 금융시장에서의 정보가 완전하지 않기 때문이다. 즉, 생애할인소득은 실험실 내에서 가상적으로 모든 저축 또는 대부행위가 추가적인 거래비용 없이 자유롭게 이루어진다는 것을 암묵적으로 전제하고 있지만 현실에서는 정보부족 또는 신용부족 등으로 인해 미래소비를 현재소비로 전환하는 것이 쉽지 않다. 따라서 현 시점에서는 빈

곤가구지만 미래소득의 흐름, 즉 생애소득을 보면 빈곤가구보다 훨씬 높은 수준의 생애할인소득을 보이는 가구라고 하더라도 대출 등을 통해 현 시점에서의 소득부족분을 미래소득으로부터 전환시키지 못하는 경우가 매우 많을 것이다. 특히 그 대상이 현재소득수준이 낮은 계층이라면 미래소득 흐름의 대소 여부에 관계없이 대출이 거부될 가능성이 매우 높다. 이런 경우에는 비록 생애소득 관점에서 빈곤가구에서 벗어난 가구라고 하더라도 현재 빈곤가구인 경우에는 현재의 소비부족분을 메울 수 있도록 외부에서의 지원이 필요할 수 있다.

도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료를 분석한 결과에서 모두 생애소득의 포괄기간이 7~8년 이상이 되면 생애할인소득을 기준으로 추정된 생애빈곤율은 더 이상 변하지 않는 것으로 추정되었다(<표 VIII-7>과 <표 VIII-14> 참조). 다시 말해 향후 7~8년 이후에 실현되는 미래소득은 생애빈곤 여부를 결정하는 데 별다른 영향을 미치지 못하고 현재 시점으로부터 8년 이내의 소득흐름만으로 사실상 생애빈곤 여부가 결정됨을 의미한다. 이러한 현상의 원인은 크게 두 가지를 생각할 수 있다. 첫째, 8년 이후의 장래소득은 현재가치로 할인하면 절대수준이 미미해져서 전체적인 생애소득의 현재가치에 별다른 영향을 미치지 못하기 때문이다. 둘째, 현재 시점부터 8년 이내의 기간 동안 소득이동성으로 인해 각 소득자의 소득순위가 충분히 변화를 겪음으로써 생애빈곤 여부에 영향을 미칠 수 있을 정도의 큰 변화는 그 기간 내에 사실상 완료된다고 볼 수 있기 때문이다.

둘째 요인은 첫째 요인보다 정책시사점 측면에서 훨씬 더 큰 중요성을 지닌다. 즉, 본 연구의 분석결과에 따르면 생애빈곤을 판단하는 실질적인 자료는 약 8년 정도의 자료만으로 충분하다. 그러므로 굳이 전 생애에 걸친 소득흐름을 100% 추적하지 않더라도 8년 정도의 자료를 축적한다면 최소한 생애빈곤 여부에 대해서는 대부

분 판정이 가능하기 때문이다. 이를 역으로 얘기한다면 현재 빈곤 가구라고 하더라도 약 8년 안에 장기적으로도 계속 보호가 필요한 생애빈곤 가구인지 아니면 더 이상 보호가 필요하지 않은 가구인지에 대한 판별이 이루어질 수 있음을 의미한다. 만약 장기적으로 계속 보호가 필요한 가구라고 판정되는 경우에는 축적된 자료를 바탕으로 생애빈곤에서 벗어나기 위한 교육·재활훈련 등과 같은 별도의 지원방안을 마련해야 될 것인지에 대한 판단도 가능해질 것이다.

나. 정책시사점: 장·단기 빈곤분석을 통한 빈곤정책의 기본방향

위의 가항의 핵심적인 논거를 바탕으로 빈곤문제에 대한 기본정책방향으로서 정책적으로 시사하는 바가 큰 것으로 판단되는 정책적 시사점을 제기하면 다음과 같다.

첫째, 금융시장의 정보를 보다 쉽게 획득할 수 있도록 개인금융을 활성화하는 것이 중요하다. 담보대출의 관행에서 벗어나 대출희망자의 미래신용을 담보로 하는 대출심사제도를 강화할 필요가 있다. 이는 물론 상환능력이 전무하거나 능력은 있으나 상환의지가 없는 불량채무자의 경우에는 대출심사요건 강화를 통해 가려내어야 하며, 미래 시점에서도 상환능력이 부족하여 금융대출에서 제외되는 경우에는 공공부문에서 자활능력 배양을 위한 재교육·훈련 프로그램을 강화하는 동시에 생계보호를 위한 직접지원을 제공해야 한다.

이와 반대로 현재 시점에서는 경제적 능력이 부족하지만 장래에는 충분히 대출원리금을 상환할 수 있는 우량한 대출희망자의 경우에는 배경과 경력, 대출자금의 사용목적과 사용처 등을 종합적으로 고려하여 개인금융시장을 활성화하는 것이 바람직하다. 그럼으로써 생애빈곤문제의 상당 부분을 해소할 수 있다. 즉, 신용우량자

또는 미래 시점에서의 잠재 신용도가 높은 사람을 대상으로 하면 대부자의 입장에서는 대출에 따른 상환불능 상태에 대한 위험도(확률)를 낮출 수 있고 차입자의 입장에서는 유동성 제약 문제가 해소됨으로써 미래의 소득획득력을 배양할 수 있는 기회를 얻을 수 있다. 예를 들어 우수인재에 대한 학자금 대부를 활성화하면, 현 시점에서는 비록 해당 대출희망자의 경제적 능력이 부족하지만 학업을 성공적으로 마침으로써 미래 시점에서의 소득획득력(생산성)을 제고하여, 대부자와 차입자 모두에게 이득이 되는 결과를 가져다줄 수 있다.

그 밖에 빈곤대응책의 하나로서 정부가 저소득층 용자 활성화를 위한 기금조성 방안도 좋은 정책대안이 될 수 있다. 생애소득이 생애빈곤선에 미달하여 회생 가능성이 거의 없는 경우에는 적용대상에서 제외되겠지만, 미래소득을 담보할 수 있을 정도의 가구에 대해서는 개인금융을 통해 미래소비의 일부를 현재소비로 전환함으로써 현재 시점에서의 빈곤문제를 완화할 수 있을 것이다.

위와 같은 정책방안이 효과적으로 기능하기 위해서는 대부자의 입장에서 보다 정확하게 옥석을 구분해낼 수 있는 여건을 조성할 필요가 있다. 그 중 한 방안으로 개인신용도에 대한 객관적인 정보의 축적·관리 및 적절한 활용이 매우 중요하다. 물론 이러한 것은 정부 혼자만으로 이룩할 수 없다. 결국 투명성을 제고하고 신용평가의 객관성과 정확성을 제고할 수 있는 정책을 개발하는 것이 바람직하다.

그런데 개인금융의 활성화 정도는 소득이동성의 크기에 의존한다. 소득이동성이 높을수록 개인금융을 활성화하고, 소득이동성이 낮을수록 소득보조 등과 같은 정부의 직접개입 정책이 강조되어야 한다. 위에서 보았듯이 소득이동성이 높을수록, 즉 Γ 의 분산이 커질수록 생애빈곤율이 낮아지기 때문에 단기적으로 빈곤가구에 속하더라도 장기적으로는 빈곤가구에서 탈출하는 확률이 높아진다.

따라서 현재 빈곤가구에 속하더라도 상당수의 경우에는 개인금융의 활성화를 통해 미래소득을 담보로 현재 소비의 부족분을 메우고 미래 시점에 차입원리금을 상환한다면 정부의 직접 지원이 없더라도 빈곤문제가 완화될 수 있다.

그러나 소득이동성이 낮아 빈곤이 고착화된 가구의 비중이 높아진다면 개인금융을 활성화하더라도 미래소득을 담보로 한 개인대부가 어려운 만큼 이런 경우에는 정부의 직접 지원이 불가피하다. 전자의 경우에는 정부가 비교적 적은 예산으로도 빈곤문제를 효과적으로 완화·또는 해소할 수 있는 반면, 후자의 경우에는 빈곤에 대응한 정부의 복지예산규모가 커질 수밖에 없다. 만약 소득이동성의 크기를 고려하지 않는다면 정부의 재정부담은 최적수준보다 과소 또는 과다해지는 결과가 나타날 수 있다. 그러므로 빈곤문제에 적절히 대응하기 위해서는 단순히 단기적으로 현재 시점에서의 빈곤율에만 국한할 것이 아니라 소득이동성의 크기에 초점을 맞추어 지원대상의 범위를 적절히 조정함으로써 최소한의 예산으로 최대의 효과를 거둘 수 있을 것이다. 그러므로 빈곤에 대응한 정부의 지원정책은 소득이동성의 크기에 따라 적절히 재정정책과 금융정책을 조합하는 것이 바람직하다.

둘째, 국민기초생활보장제도를 비롯한 각종 사회부조 정책의 보호대상 빈곤가구에 대해 지원이 필요할 때 수혜금을 지급하고 여건이 호전되었을 때 일부 또는 전부를 상환해주는 제도로 전환하는 방안에 대해서도 검토할 필요가 있다⁴⁷⁾. 현행 제도하에서는 반대급부나 조건없이 수혜금을 지급·수령하면 정책 집행이 일회성으로 종료된다. 그렇지만 만약 피보호대상가구별로 계좌를 만들어 지원내역을 추적·관리한다면 중·장기적으로 복지지출 관련 재정

47) 이 방안은 본 연구의 최종보고세미나 과정에서 본 연구의 결과로서 얻게 되는 시사점의 하나로 한국조세연구원의 최준욱 박사가 제안하였다. 저자는 이 자리를 빌어 고마움을 표시하고자 한다.

부담도 감축하면서 정책성과를 효율화할 수 있을 것으로 기대된다. 가상패널 분석결과에 의하면 각 가구는 소득이동성으로 인해 매기마다 소득순위가 상당한 정도 변화(이동)한다. 이는 시간이 경과함에 따라 각 소득자의 소득순위가 이동함으로써 현재시점에서는 빈곤가구지만 생애빈곤가구에서 제외되는 가구가 다수 존재하는 것을 의미한다. 따라서 현재 시점에서는 단기적으로 보호가 필요한 빈곤가구지만 장기적으로는 보호가 필요하지 않은 가구도 포함되어 있다. 이 중 생애소득 측면에서 여유가 있는 가구의 경우에는 현 시점에서 지원받은 수혜금의 일부 또는 전부를 상환해줄 수 있는 여력을 갖출 수도 있다.

반대급부 없이 일방적으로 지원해주는 제도는 자칫 빈곤가구의 자활의지를 저해하여 지속적으로 국민기초생활보장제도 등과 같은 복지제도의 틀 안에서 안주하기를 선택할 가능성도 있다. 그러므로 도덕적 해이를 지양한다는 차원에서도 이 방안을 고려해볼 만하다. 본 연구에서 가상패널을 구축하고 이를 토대로 생애빈곤문제, 보다 구체적으로 소득이동성을 분석한 것은 자료추적 및 추적조사를 통한 빈곤층 보호정책의 재정효율화 및 빈곤탈출 유인 제공 효과를 제고하기 위해서이다. 상기 분석결과에 의하면 생애빈곤율은 단기 빈곤율의 약 절반 수준 정도에 불과하기 때문에, 약 절반 정도의 빈곤가구에 대해서는 장기적으로도 지속적으로 지원·보호가 필요하겠지만 나머지 절반 정도의 가구에 대해서는 이러한 제도의 도입을 통해 빈곤탈출을 유도할 수 있을 것이기 때문이다. 그런데 노인가구의 경우에는 지속적으로 소득수준이 낮을 수밖에 없는 구조적인 특성을 지니는 만큼 위와 같은 추적관리의 주된 대상은 중·장년층 이하의 연령층이 대부분이라고 할 수 있다.

이 방법의 단점으로는 빈곤가구 각각에 대한 지원내역 등을 추적·관리해야 하는 만큼 이와 관련하여 상당한 행정비용이 수반될 수 있다는 점을 지적할 수 있다.

셋째, 빈곤가구에 대한 소득자료와 관련한 정보를 시급히 축적할 필요가 있다. 위에서도 설명하였듯이 약 8년 정도의 생애소득흐름을 축적하면 사실상 생애빈곤 여부를 대부분 파악할 수 있다. 이는 자료축적을 통해 생애빈곤가구의 패턴을 파악할 수 있을 뿐만 아니라 생애빈곤가구의 경우에는 일반적인 생활보조금 지급만으로는 근본적인 해결책이 되지 않으므로 각 가구의 특성에 맞는 맞춤형 빈곤탈출방안을 개발할 수 있는 기초자료로 활용할 수도 있다. 이 방안은 둘째 방안의 연장선상에서 함께 고려해볼 만하다.

빈곤가구의 소득 관련 정보자료를 축적·관리하면 생애빈곤가구와 단기빈곤가구에 대한 구분이 용이해지므로 각각에 대해 별개의 빈곤정책을 전개함으로써 빈곤정책의 효율성을 제고할 수 있다. 예를 들어 생애빈곤가구의 경우에는 구조적으로 소득수준을 증대시킬 수 있는 여건이 되지 못하는 경우가 많으므로 그러한 경우에는 지속적인 소득보조정책이 바람직할 것이다. 그런 가구들 가운데 어린 자녀들이 있는 경우에는 빈곤의 고착화 또는 세습을 방지하기 위해 무상교육 또는 장학금 등의 확대를 통해 장기적으로 빈곤에 대처할 수 있는 능력을 배양하는 방향으로의 정책이 필요할 수 있다. 일시적으로 소득이 부족하여 단기빈곤가구에 속하게 된 가구의 경우에는 일시적인 지원만으로 쉽게 빈곤에서 탈출할 수 있는 유형의 가구인 만큼 이런 가구에 대해서는 비교적 적은 비용으로 대처할 수 있다.

이러한 차별적인 빈곤정책은 빈곤가구에 대한 정보가 충분히 축적되어야만 비로소 가능해지는 것인 만큼 당장에 추가적인 빈곤정책의 확대가 어렵더라도 차별적인 정책 수행에 필수적인 빈곤가구의 소득 관련 정보를 축적하는 일은 현재 시점에서부터 시급히 시행할 필요가 있다.

둘째와 셋째 시사점은 모두 직·간접적으로 복지재정의 효율화 및 빈곤탈출 유인 제고 효과와 관련이 깊다.

넷째, Γ 의 분산을 높일수록 생애빈곤율이 하락하므로 Γ 의 분산, 즉 소득변동성을 높일 필요가 있다. 이를 위해서는 노동시장의 유연성, 일자리 확보, 노동시장 진입·퇴출의 원활화 등의 조치가 필요하다. 이러한 부분의 상당 부분은 원활한 노사관계를 전제로 하는 경우가 많으므로 제도적인 보완만으로 이를 수 없는 부분이 많다. 정부는 노사 중 어느 한쪽에만 일방적으로 치우치지 않으면서도, 공정한 시장규칙을 정하고 이를 엄격히 시행함으로써 룰을 성실히 이행하는 경우에는 최대한 자율적 의사결정을 존중하되, 룰을 지키지 않는 경우에는 이를 강력히 제재함으로써 노동시장에서의 유연성을 제고할 필요가 있다.

일견 정부의 노동정책이 생애빈곤문제를 해결하는 데 직접적으로 도움을 주지 않을 것으로 생각하기 쉬우나, 생애빈곤율이 소득변동성을 나타내는 소득이행변수 Γ 의 분산에 직접적으로 영향을 미치므로 원활한 노사관계 유지 및 노동시장의 유연성 확보는 빈곤해소 측면에서도 매우 중요하다.

다섯째, 생애빈곤율을 떨어뜨리는 데에는 Γ 의 분산을 제고시키는 것만큼이나 일자리 창출이 중요하다. 일자리를 많이 창출하면 그만큼 경제 전체적으로 소득수준이 향상되므로 일시적으로 상대소득격차가 확대되어 상대빈곤율은 일시적으로 확대될 수 있지만 일자리 창출은 소득분포의 상향평준화(또는 상향이동)를 의미하므로 실질소득수준이 향상되므로 바람직하다. 오히려 일자리가 줄어들어 전체적으로 소득이 하향평준화되면 지수상으로는 상대빈곤율 등의 지표가 낮아지는 것으로 나타날 수도 있지만 이런 상황은 결코 정책적으로 바람직하지 않은 상황이 전개됨은 물론이다. 단기적으로 생계보호가 필요한 빈곤가구에 대한 직·간접적인 지원을 통해 분배문제에 대응하면서 소득변동성이 충분히 높은 수준을 유지할 수 있도록 노동시장 등을 비롯하여 시장 진입·탈퇴가 원활해지도록 유연성을 제고하는 것이 중요하다.

여섯째, 실업보험제도 또는 저소득층에 대한 소득보조제도 등과 관련하여 負(-)의 소득세(negative income tax) 제도의 도입을 검토할 필요가 있다. 이는 노동을 공급하는 근로자만을 대상으로 시행함으로써 실업상태 또는 경제활동에 참여하지 않는 사람 가운데 노동공급 능력이 있는 사람들에 대해 노동공급을 확대해주기 위한 유인을 제공하기 위해서이다. 또한 이 제도를 활용함으로써 여타의 사회보장제도의 재정을 안정화하는 데에도 기여할 수 있기 때문이다. 다만 이 제도는 면세점 이하의 소득자에 대한 보조금 지급 규모와 대상자를 제한하는 것이 필요하다. 이는 과도하게 보조금을 지급함에 따라 야기될 수 있는 재정부담 문제를 완화하고 현실적으로 이 제도를 장기적으로도 계속 활용할 수 있도록 하기 위해서이다.

OECD 회원국들에서의 연구에 따르면 일반적으로 실업보험 등과 같은 소득보조적 성격을 지니는 사회보장 시스템이 오히려 노동공급 또는 고용에 負(-)의 효과를 미칠 수 있다고 하면서 다음과 같은 세 가지 문제의 가능성을 제시하였다. 첫 번째는 실업함정(unemployment trap)으로 실업보험 급여수준이 고용상태의 소득수준과 비교해서 지나치게 높을 경우 고용에 負의 영향을 미치기 때문에 고용촉진을 위해서는 실업보험 급여수준을 낮추는 것을 생각할 수 있다. 그러나 이는 다른 측면에서 사회적 비용을 증가시키는 문제를 함께 지닌다. 두 번째는 빈곤함정(poverty trap)으로, 저소득층은 노동공급 확대를 위한 동기부여가 어렵다. 왜냐하면 그들은 소득가득를 제고를 위한 교육·훈련 등에 더 치중하기 때문에 단기적으로 노동공급을 확대하려는 시도가 성공적이지 않을 수 있다. 세번째, 소득과세는 고용에 따른 비용을 증대시키고 고용수준을 감소시킨다. 사회보장분담금 수준에 상한(ceilings)이 주어지는 경우에는 고용주의 입장에서 볼 때 고소득자에 대한 한계세율은 쉼인 반면 저소득자에 대한 한계세율은 양이기 때문에 고용주는 단순히

새로이 고용을 확대하기보다는 고소득 근로자에 대한 노동공급시간을 확대하고자 하는 유인도 함께 가지게 된다.

고용상태에만 적용되는 혜택(또는 부가급여)을 확대함으로써 고용을 촉진하는 효과를 거둠으로써 빈곤문제에 대응할 수 있다. 미국의 EITC(Earned Income Tax Credit), 영국의 Family Credit 등이 그 예이다. 이들 제도의 효과에 대한 실증분석 결과 그러한 제도가 고용촉진에 도움이 되었다는 것이 일반적인 평가이다.

우리나라에서도 실업보험이 시행되고 있다. 실업보험이 실업자 생활안정에 기여한다는 측면에서 바람직한 제도지만 급여수준이 지나치게 높거나 장기실업자에게도 무조건적으로 급여를 지급하는 경우에는 오히려 실업을 장기화·반영구화시키는 효과를 초래할 수도 있다. 그러므로 그러한 제도를 도입함에 있어서는 급여수준과 급여기간 등이 지나치게 높거나 길지 않게 함으로써 재고용을 저해하지 않도록 하여야 한다. 이는 사회보장제도의 재정안정화 측면에서도 필요하다.

일곱째, 빈곤을 감축을 목적으로 가치분소득을 증대시키는 방향으로 소득세를 개편하더라도 여타 세제의 개편방향에 따라서는 효과가 반감될 수 있으므로 빈곤대책으로서의 조세정책은 소득세 등 일부 세목에 국한하지 말고 종합적으로 고찰할 필요가 있다. 소득세 경감은 직접적으로 가치분소득을 증대시킴으로써 절대빈곤을 하락에 기여할 수 있다. 그렇지만 소득세 경감에 따른 세수감소를 보전하기 위해 다른 세목을 도입(예: 1977년의 부가가치세 도입)하거나 세율을 인상하는 경우에는 물가상승에 따른 최저생계비에 영향을 미침으로써 최저생계비를 인상시키는 효과를 초래할 수 있다. 이러한 경우에는 물가상승에 의한 효과만큼 절대빈곤을 하락효과가 상쇄될 수도 있다.

그런데 우리나라의 경우에는 근로소득세 납세자의 절반 정도가 면세자이고 사업소득자의 경우에도 약 절반 정도가 과세미달자인

데 빈곤가구는 대부분 면세자 또는 과세미달자이다. 그러므로 경우에 따라서는 소득세를 경감해주더라도 빈곤가구의 경우에는 근로소득세나 사업소득세 부담이 이미 0원이기 때문에 세경감에 따른 가처분소득의 증가를 기대할 수 없는 경우가 많다. 만약 소득세 경감에 따른 세수손실을 보전하기 위해 소비세 등에서 세수를 보전하는 경우에는 자칫 빈곤층에게 부담만 가중되는 경우도 발생할 가능성이 있다.

그러므로 빈곤에 대응한 정책수립·평가시에는 세제개편에 따른 세부담의 귀착이 어떤 계층에 집중되는지에 대한 미시적인 분석과 함께, 특정세목의 변화효과에만 초점을 맞추지 말고 세제개편 내용을 종합적으로 판단하는 것이 바람직하다.

여덟째, 빈곤문제와 관련한 세제개편시에는 현재의 소득 및 부의 분포에 대한 현황 파악이 선행되어야 하고, 이를 토대로 개편이 이루어져야 한다. 세제개편시에 외국의 세제를 참조하는 것이 필요하지만 동일한 내용의 세제라고 하더라도 소득분포의 차이에 따라 누진도와 재분배 효과가 달라지는 만큼 초기 분포상태를 충분히 감안하여야 한다. 그러므로 외국 세제에 대한 단순비교뿐만 아니라 외국의 소득분포도 함께 고려하여야 한다. 또한 소득세의 제도적 누진도만을 강화하는 것이 소득재분배를 위한 충분조건이 되지 않음에도 유의하여야 한다. 우리나라의 경우 소득분배 상태나 세제 측면에서의 분배 차이 외에도 사업소득과 근로소득 간에 소득포차를 격차가 크기 때문에 세후 소득분배의 격차가 여전히 크다고 할 수 있다. 따라서 소득분배 구조를 개선하기 위해서는 전반적으로 소득분포를 상향평준화하는 데 힘쓰면서, 세제상의 불합리성을 개선할 뿐만 아니라 사업소득에 대한 과세강화를 통해 재분배 효과를 제고하는 것이 바람직하다.

아홉째, 정부의 빈곤정책에 대한 평가시에는 외부적 요인에 의한 왜곡현상을 배제하여야만 정확한 정책평가를 할 수 있다. 소득재분

배 정책의 적용범위와 대상이 확대되고, 경기가 호전되면서 실업률이 일시적으로 하락하더라도 이혼율 상승, 급격한 노령화, 첨단기술산업의 비약적 발전, 산업간 비대칭적 구조개편 등에 따라 소득 분배격차가 당분간 지속적으로 확대될 가능성이 상존한다. 특히 이러한 변화는 경제적 요인보다는 인구학적 특성변화(특히 노령화)에 의한 분배격차 확대 가능성이 상당히 높기 때문에, 비록 정부정책이 효과를 거두어 경제적 요인에 의한 빈곤정책이 소기의 성과를 거두더라도 상기 요인이 변화하면서 전체적인 지표상으로는 오히려 분배구조가 더 악화될 것으로 나타날 수도 있다. 지금까지의 인구학적 특성 변화추이를 보면 향후에도 당분간 경제적 여건 변화에 관계없이 상대소득격차 및 빈곤율이 추가적으로 상승할 것으로 전망된다. 이 경우 만약 정부의 빈곤대응정책이 없었다면 지표가 더욱 악화되었을 것임은 물론이다. 따라서 정부정책의 성과를 평가함에 있어서는 단순히 최종적인 지표의 변화만을 고려한다면 잘못된 정책평가를 거둘 가능성이 있다. 그러므로 정책평가시에는 전체 지표의 변화효과뿐만 아니라 요인별로 변화효과를 분해(decomposition)하여 분석하여야만 올바른 정책평가결과를 얻을 수 있다.

IX. 결 론

1. 요약 및 분석의 한계

가. 요약

방법론적으로 기존의 빈곤 관련 연구는 대부분 특정 시점에서 관찰된 경상소득(current income)을 기준으로 최저생계비와 비교하여 절대빈곤율을 추정하거나, 가구원 수를 고려하여 동등화소득을 산출하고 중위수소득의 일정비율(통상적으로 50% 수준을 많이 사용함)에 미달하는 가구를 상대빈곤가구로 정의하여 상대빈곤율을 분석하였다. 일부의 연구에서는 한국노동패널자료 등을 이용하여 이와 같은 단기빈곤율의 범위를 벗어나 장기빈곤율에 접근하고자 하는 시도가 있었으나 우리나라에서는 아직 패널자료의 구축기간이 일천하여 본격적으로 생애소득흐름에 입각한 장기빈곤율 분석에 이르지 못하는 못하였다.

본 연구는 이러한 문제점을 극복하고자 연속한 두 기간 사이에 나타나는 소득이행규칙(income transition rule)을 설정하고 소득분포의 두 가지 통계적 특성을 이용하여 가상패널자료(pseudo-panel data sets)를 구성하여 생애소득에 기초한 장기빈곤을 정의하고 이를 이용하여 장기빈곤문제를 분석하였다. 여기서 두 가지 통계적 특성이란 가구소득에 대한 자연대수소득 변수가 통계적으로 사실상 정규분포를 따른다고 보아도 무방하다는 점과, 이러한 통계적 분포 특성이 평균과 분산의 크기만 변화하였을 뿐 분포의 모습 자체는 장기간 동안 정규분포의 틀 안에서 안정적으로 유지되어 왔

다는 점이다. 소득분포의 통계적 특성은 김종면·성명재(2003A·B, 2004) 등에서 이미 검증된 바 있기 때문에 본 연구에서는 그 특성을 기본전제로 하고 논의를 전개하였다.

본 연구에서는 가상패널 구축시에 기본이 되는 식 (VI-8)의 소득창출식 모형을 개발하였고, 제VI장에서 소득창출식에서 핵심모두인 소득이행변수 I 에 대한 분산과, 전기 자연대수소득에 대한 공분산 등을 추정하였다. 그리고 미래 소득분포를 추정하기 위해 2050년 기간까지 인구 및 가구분포와 각 연령대별 가구분포 등 인구학적 분포 특성을 전망하였다. 이와 함께 장래 소득분포의 완결된 모습을 갖추고자 각 연령대별로 자연대수소득의 평균과 분산을 전망함으로써 가상패널을 완성하였다. 가상패널을 구성하는 과정에서 부수적으로 각 연도마다 횡단면자료도 함께 생성되기 때문에 생애소득에 기초한 자기빈곤을 분석뿐만 아니라 미래의 각 시점에 대응한 횡단면자료를 이용하여 단기분석도 함께 수행하였다.

빈곤문제를 다룬 연구는 무수히 많은데 그 가운데 본 연구가 기존 연구와 차별성을 가지는 부분은 바로 가상패널자료 생성·구축 및 이를 이용한 장기빈곤을 분석에 있다고 할 수 있다. 사실상 생애소득에 입각한 장기빈곤문제를 연구할 수 있을 정도로 상당히 긴 기간을 대상으로 구축되어 있는 패널자료가 없는 국내 여건을 감안할 때 이런 연구는 아직 국내에서 시도된 바가 없는 최초의 연구이다.

비록 가상패널에 관한 선행연구로는 최준욱·전병목·김우철(2004)의 연구가 있으나 장기빈곤 문제를 충분히 연구할 수 있을 정도로 정비된 가상패널 구축 방법의 완성도 측면에서는 본 연구가 최초라고 하여도 과언이 아니다. 왜냐하면 상기 연구에서는 연속한 두 기간 사이의 소득이행규칙이나 소득분포의 특성에 대해서는 명확하게 모형이 설정되지 않고 단순히 두 기간 사이에 관찰되는 소득순위의 평균적인 변화효과를 비모수적으로 추정하는 데 그

침으로써 가상패널의 통계적 특성을 모두 반영하는 데 한계를 노정하였기 때문이다. 반면에 본 연구에서는 그러한 난제를 극복하기 위해 연속한 두 기간 사이의 소득이행규칙을 간단·명료하게 모형화하고 소득창출 전후의 소득분포가 모두 자연대수정규분포의 틀 안에서 안정성을 지속한다는 분포 특성 조건을 만족시킴으로써 가상패널자료로서 실질적인 면모를 갖출 수 있는 것으로 자평하고자 한다.

본 연구의 분석결과를 요약해보면, 우리나라의 빈곤율은 도시가계조사 및 절대빈곤율을 기준으로 할 때 1995년 1.30%에서 2003년에는 4.12%로 상승하는 등 1990년대 중반 이후 상승추세로 전환된 것으로 보인다. 이런 것은 1997~1998년의 외환위기 및 경제위기를 거치면서 소득분배 구조가 급변한 것이 크게 영향을 미쳤기 때문인 것으로 사료된다. 가구유형별로는 가구원 수가 적을수록 빈곤율이 높은 경향을 보였다. 그 밖에 가구주의 학력이 낮을수록, 연령별로는 가구주의 연령이 높을수록, 가구주가 남성인 경우보다는 여성인 경우에서 빈곤율이 더 높은 것으로 추정되었다.

상대소득분포구조를 나타내는 로렌즈곡선은 상대소득격차를 나타내는 데에는 유용하지만 후생수준을 나타내는 실질소득수준을 함께 나타내지 못하기 때문에 이를 보완하고자 고안된 것이 일반화로렌즈곡선(generalized Lorenz curve)이다. 본 연구에서는 제V장에서 상대소득분포 구조와 실질소득수준을 함께 고찰할 수 있는 일반화로렌즈곡선을 추정하였다. 그 결과, 경제위기로 인해 1998년에 일반화로렌즈곡선이 하방으로 크게 이동한 것으로 추정되었다. 이는 경제위기로 인해 상대소득격차가 확대되었을 뿐만 아니라 절대실질소득도 하락함으로써 이중고를 겪었음을 알 수 있었다. 일반화로렌즈곡선은 2000년에 이르러서야 경제위기 이전인 1995년 수준에 근접하였고 최근 들어서야 그 수준을 조금 넘어선 것으로 분석되었다([그림 V-8] 참조).

가상패널을 구축하는 데 사용되는 소득창출식을 이용하면 시간이 경과함에 따른 소득순위의 변화 정도를 분석할 수 있다. 제Ⅶ장에서는 모의실험(micro-simulation)을 통해 이를 검증해보았다. 먼저 다른 제약조건이 없는 현실과 다소 동떨어진 극단적인 가상적인 상황을 전제로 한 경우, 시간이 경과함에 따라 점차 소득순위가 무작위적(randomly)으로 재배치되면서 약 10~20년 정도가 경과하면 최초의 소득순위와 관계없이 소득순위가 균등하게 분포하게 될 수 있었다([그림 Ⅶ-1]~[그림 Ⅶ-4] 참조). 현실에서는 가구원 수가 증가할수록 평균소득이 높아지는 것을 볼 수 있다. 이는 도시가계조사자료와 가구소비실태조사자료를 분석한 경우 모두에서 볼 수 있으며 그러한 관계도 시계열적으로 매우 안정적으로 나타나고 있다. 이러한 제약요인을 위의 모의실험에 추가하여 분석해본 결과, 시간이 경과함에 따라 최초의 소득순위가 유지되지 못한 채 무작위성이 증가하기는 하지만 10년 이상의 시간이 경과하면서부터는 추가적인 소득순위의 변화가 더 이상 발생하지 않으면서 최초의 소득순위가 지속되는 비율이 모든 소득분위에 대해 균일하게 분배되지 못하고 고소득층에는 최초로 고소득층이었던 가구의 비율이 계속 높은 비율을 유지하는 반면 저소득층에서는 최초로 저소득층이었던 가구의 비율이 계속 높은 비율을 유지하는 것으로 추정되었다. 이는 가구원 수의 차이가 곧 장기적으로도 소득계층을 구분하면서 소득계층 간 소득이동을 제약하는 하나의 요인이 됨을 알 수 있었다.

본 연구에서 추가적으로 분석하지는 않았지만 가구원 수의 차이와 같이 장기에 있어서도 소득변동의 이동성을 제약하는 요인으로 는 연령, 학력, 직종, 산업, 경력, 생산성, 선천적으로 물려받은 재능의 차이 등이 해당될 것으로 사료된다.

장래 시점에 대한 횡단면분석 및 가상패널분석을 통해 살펴본 결과 가상패널을 이용하여 생애소득흐름에 기초하여 추정된 생애

절대빈곤율(장기빈곤율)이 어떤 한 시점에서 관찰된 경상소득으로 평가한 횡단면빈곤율(단기빈곤율)보다 낮은 것으로 분석되었다. 가구소비실태조사자료에 나타난 인적 특성을 기준으로 가상패널을 구성하여 65세까지의 잔존연한하에서 생애소득을 할인·합산한(2004년 기준의) 생애절대빈곤율은 1.58%로 추정되어 2004년 횡단면자료에 근거하여 추정한 횡단면절대빈곤율(3.60%)의 절반수준에 불과한 것으로 나타났다.

이는 비록 단기적으로는 빈곤가구라고 하더라도 중·장기적으로는 빈곤가구가 아닌 경우가 분석대상 시점에서 일시적으로 빈곤가구로 포착되는 경우가 있기 때문이다. 가구유형별로는 가구원 수가 적을수록 생애절대빈곤율이 높았으며, 현재 시점에서 잔존생애기간이 짧을수록 생애빈곤율이 높은 경향을 나타내었다. 잔존생애기간이 짧다는 점은 현재 시점에서 연령이 높다는 것을 의미하는데 고연령층은 중·저연령층에 비해 은퇴·실직·질병 등의 요인에 따라 평균적인 소득수준도 낮을 뿐만 아니라 동일 연령 내에서의 상대소득격차도 크기 때문에 빈곤율이 높아 그러한 요인이 나타난다. 또한 잔존생애기간이 짧기 때문에 분석대상 시점에서 빈곤가구로 분류되는 경우에는 그 다음 기에 빈곤가구에서 탈출하게 되는 경우도 잔존생애기간이 긴 경우보다 덜 빈번해지기 때문에 생애할인소득의 합이 생애할인빈곤선의 합을 초과할 확률이 그만큼 작다는 점에서도 일부 요인을 찾을 수 있다.

나. 분석의 한계

본 연구는 사실상 최초로 가상패널자료와 장래 횡단면소득분포 자료를 구축하고 이를 토대로 장기빈곤문제를 연구하였다는 점에서 다른 연구와 차별성을 가지면서 연구의 의의를 지닌다. 그럼에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 점에서 분석의 한계를 지니고

있으므로 후속연구에서는 이러한 문제점을 극복하고 진일보한 연구결과를 얻게 되기를 희망한다.

본 연구의 제VI장에서는 연속한 두 기간 사이에 소득창출 과정을 매개해주는 소득창출식을 제안하고 이를 토대로 가상패널과 장래 시점에서의 횡단면 소득분포 자료를 생성하였다. 그런데 제안된 소득창출식에서는 소득순위의 변화를 일시적 요인에 의한 것인지 또는 항구적 요인에 의한 것인지를 구분하지 않고 모두 소득순위의 구조적 변화에 따른 것으로 파악한다는 점에서 연속한 두 기간 사이에 나타나는 소득이행과정을 형상화한 모형의 약점이 존재한다. 즉, 소득순위의 변화는 소득자의 소득획득력이 구조적으로 변화하고 이것이 소득순위의 변화로 나타날 수도 있지만, 그러한 요인의 변화없이 일시적인 현상으로 소득순위가 변화하는 경우도 많다. 그러나 본 연구에서 제안한 소득창출식에서는 그러한 요소를 구분하지 않음으로써 시간의 경과에 따른 소득변동성을 실제보다 과다하게 추정할 가능성을 내포한다. 그러므로 이에 대해서는 추가적인 연구를 통해 모형을 정치하게 수정·보완할 필요가 있다.

현재 고안된 소득창출식에서는 기준변수를 가구주의 연령에 의해 구분된 소그룹으로 나누어 각각의 미래 소득분포를 생성하고 이를 혼합(pooling)함으로써 전체적인 소득분포자료를 구성하였다. 그런데 이 경우 학력, 직종, 성별, 산업 등과 같이 소득이행과정에서 각 그룹별로 서로 다른 특성을 지닐 가능성이 매우 높음에도 불구하고 본 연구의 모형에서는 이를 모두 감안하지 못하였다는 단점을 지적할 수 있다⁴⁸⁾.

48) 본문에서는 가상패널을 구성함에 있어 연령과 가구원 수 등을 기준으로 하였다. 그 밖에 위에서 제시한 학력, 성별 등과 같은 기타 기준의 경우를 함께 고려하지 못한 이유는 표본의 크기가 충분히 크지 않았기 때문이다. 저자의 경험과 직관에 기초해볼 때 본문에서 제안된 가상패널 구성 방법을 여타 기준변수에 확대하여 적용하더라도 일치성(consistency)에는 아무런 문제가 없을 것으로 판단된다. 다만 기준의

그런데 이와 같이 분석기준이 되는 변수의 갯수를 늘리게 되면 우리가 분석해야 하는 모수공간(parameter space)의 차수(degree of dimensions)가 증가하면서 고려해야할 경우의 수가 기하급수적으로 증가하게 되어 우리에게 주어진 횡단면자료 및 한국노동패널 자료만으로는 각 소그룹 내에서 일정 수준 이상의 일치성을 지닌 추정치를 얻을 수 있을 만큼의 충분히 많은 관측치(observations)를 얻을 수 없다는 현실적인 난제가 있다. 그러므로 이러한 문제를 최소화하기 위해서는 정보의 구체성을 높이기 위해 모수공간의 차수를 늘리되 소표본으로 인해 야기되는 오차의 증가문제(micronumerosity)가 일정 수준 이상으로 심각해지지 않도록 차수를 일정 범위 안에서 제한할 필요가 있다.

저자가 본 연구를 수행하는 과정에서 얻은 경험으로는 모수공간의 차수를 늘리게 되면 각 공간에서 나타나는 모수가 지닐 수 있는 경우의 수만큼씩 소표본의 수가 곱의 형태로 증가하기 때문에 이미 연령변수 하나만으로 소그룹이 41개에 이르는 상황하에서, 모수공간 차수의 확대가 필요함을 인정하면서도, 현실적으로 사실상 표본공간의 차수를 추가적으로 증대시키는 것이 용이하지 않다는 점을 시인하지 않을 수 없다.

본 연구에서는 장래의 인구 및 가구분포를 예측함에 있어 기본적인 정보는 통계청의 예측치를 사용하였지만 연령별 가구비중이나 연령별 가구주율 등과 같이 세부사항에 대해서는 초보적인 수준에서 모형을 설정하고 예측하였음을 부인할 수 없다. 인구학이나 사회학 등 관련 분야의 전문지식을 아울러야만 보다 정당한 연구 결과를 얻을 수 있을 것으로 기대된다.

추후에 후학들이 보완연구를 통해 위와 같은 문제들을 극복할

수가 늘어날 경우 각 cell에서의 표본수가 작아짐에 따른 추정치의 효율성(efficiency) 문제 또는 소표본특성(small-sample properties)이 어떠한 것인지의 여부가 관심대상이 될 수 있을 것이다.

수 있는 방법을 고안하여 보다 기초가 탄탄한 모형을 개발할 수 있기를 기대한다.

본 연구에서 가상패널을 구성함에 있어 시장소득과 총소득 사이의 차이, 총소득과 가처분소득 사이의 차이에 대해서는 현재의 상태가 미래에도 지속된다는 것을 가정하고 출발하였다. 이는 현재 공적이전소득이나 소득세 등의 규모가 매우 작기 때문에 시장소득, 총소득, 가처분소득의 가치가 작기 때문에 이 중 어느 것을 기준으로 가상패널을 구성하더라도 큰 차이가 없다. 본 연구에서는 이 중 편의상 가처분소득을 기준으로 분석하였을 뿐이다. 그런데 향후에는 정부의 복지정책과 조세정책이 현재와 같지 않을 것이므로 그러한 정책요인의 변화에 기인한 가처분소득의 변화효과는 현재 상태에 기반하여 구축된 가상패널자료에 대해 사후적으로 보정해주면 된다.

2. 정책시사점

본 연구의 분석결과에 따르면 장기빈곤율이 단기빈곤율보다 작다. 이는 생애소득의 관점에서의 빈곤문제가 어떤 한 시점에서 관찰되는 빈곤문제보다 문제의 심각성이 완화되어 나타남을 의미한다. 그렇다고 하여 이러한 분석결과가 생애빈곤가구에는 포함되지 않는다면 이러한 가구의 경우에는, 비록 현 시점에서 빈곤가구로 분류되더라도 생계보호를 위한 지원이 필요하지 않다고 생각하기 쉬우나 반드시 그렇지는 않다. 정책당국에서는 한 시점에서 나타나는 경상소득만을 관찰할 수 있을 뿐, 장래소득의 흐름에 대해서는 예측할 수 있는 정보와 능력을 갖추고 않기 때문에 생애빈곤가구를 구분해낼 수 없다. 따라서 필연적으로 정부는 현재 시점에서 관찰된 빈곤가구 가운데 생애소득 관점에서의 빈곤가구를 구분해내는 데 실패할 수밖에 없다. 설령 그것이 가능하더라도 개인금융 및

신용에 의한 금융관행과 신용정보의 축적·관리가 활성화되지 못한 상황하에서는 현재 및 미래소득·소비의 원활한 이동이 제한되기 때문에 생애소득 관점에서 빈곤가구가 아니더라도 현재 시점에서 빈곤가구인 경우에도 생계보호를 위한 지원이 필요하게 된다.

본 연구의 분석결과를 토대로 할 때, 빈곤 및 소득분배 문제에 대응하기 위해서는 다음과 같은 정책대응이 요청된다.

먼저 금융시장의 정보를 보다 쉽게 획득할 수 있도록 개인금융을 활성화하는 것이 필요하다. 이 경우 단기빈곤가구라도 장기에서는 빈곤가구가 아닌 경우에는 소비의 현재와 미래 시점 간 교환을 통해 빈곤문제를 해소할 수 있다. 그러나 장기빈곤가구의 경우에는 이 방법을 통하더라도 문제가 해소되지 않으므로 그러한 가구에 대해서는 공공부문에서 단기적으로 생계보호를 위해 금전적·비금전적 지원을 제고하고, 중·장기적으로 빈곤에서 벗어날 수 있도록 재교육·훈련 프로그램을 마련·제공하는 것이 바람직하다.

가상패널 분석결과에 따르면, 생애빈곤 여부는 대부분 8년 이내의 미래소득에 의해 결정된다. 따라서 단기빈곤가구를 대상으로 약 8년 정도의 소득정보를 축적·관리하면 구조적으로 취약한 생애빈곤가구와 일시적으로 소득이 부족하여 빈곤가구로 분류된 단기빈곤가구를 구분할 수 있다. 이 경우 전자에 대해서는 지속적인 생활보조금 지급과 함께 자활할 수 있는 별도의 교육프로그램 제공, 빈곤의 고착화를 방지하기 위한 빈곤자녀에 대한 교육기회 확대 및 장학금 지원 등의 정책을 집행하고, 후자에 대해서는 일시적 보조금 지급 또는 개인금융의 활성화 등 차별화된 빈곤정책을 수행할 수 있을 것으로 기대된다. 이를 통해 복지재정 부담 소요를 절감하고, 빈곤탈출을 위한 보다 근본적인 대응책을 마련할 수 있다는 점에서 효과가 클 것으로 기대되는 만큼 빈곤가구에 대해서는 약 8년(이것이 어렵다면 최소한 5년 이상) 동안 소득흐름을 축적·관리하는 것이 바람직한 것으로 사료된다.

소득변동성을 나타내는 소득이행변수 Γ 의 분산을 높이면 그만큼 생애빈곤율을 하락시킬 수 있다. 그러므로 소득변동성을 높일 수 있도록 노동시장의 유연성을 확보하고 새로운 일자리를 창출하는 것이 필요하다. 이 가운데 시장의 진입·퇴출이 원활하게 유지될 수 있도록 하는 것도 매우 긴요한 정책 중 하나이다.

실업보험제도 또는 저소득층에 대한 소득보조제도 등과 연계하여 負(-)의 소득세(negative income tax)제도를 도입함으로써 빈곤 문제에 대응할 필요가 있다. 다만 과도하게 보조금을 지급함에 따라 빈곤층의 노동공급의욕을 감퇴시키거나 필요 이상의 재정부담 증가 문제를 완화하기 위해 급여율을 적정 수준에서 유지하면서 노동공급을 제고할 수 있도록 경제적 유인제도를 보완할 필요가 있다.

빈곤율 감축을 목적으로 가치분소득을 증대시키기 위한 방향에서 소득세제를 개편하더라도 소득세 개편에 따른 세수감소분 보전을 위해 다른 세목의 세율을 인상하는 경우 자칫 그러한 변화가 저소득층의 부담 증가로 이어져 소득세 경감을 통한 가치분소득 증가효과가 상쇄되지 않도록 세제개편 내용을 종합적으로 고려하여 개편안을 마련하여야 한다. 즉, 일례로 소득세 경감을 통해 가치분소득을 경감시켜주더라도 그것이 소비세 인상을 통해 실질구매력 감소를 초래하여 가치분소득 증대효과가 사라진다면 빈곤층에게는 당초의 의도와 달리 실질적인 혜택이 없을 수도 있기 때문이다. 경우에 따라서는 근로·사업소득세의 경우처럼 면세자 또는 과세미달자가 납세의무자의 약 절반 정도를 차지할 정도로 비중이 매우 높은 경우에는 빈곤가구는 이미 거의 대부분이 면세자(또는 과세미달자)에 해당되는 만큼 소득세 경감의 혜택이 가치분소득의 증가로 이어지지 못할 수도 있다. 이 경우 소득세 세수감소를 보전하기 위해 소비세 등에서 증세가 이루어지고 그 부담이 저소득층에까지도 미친다면 오히려 빈곤대책의 하나로서 추진한 소득세 경

감정책이 본래의 의도와 다른 결과를 가져다 줄 수도 있으므로 세제개편에 따른 조세부담의 귀착 변화효과에 대한 미시적인 분석이 병행되어야 한다.

빈곤대응책으로서 각종 제도를 개편할 경우에는 제도 자체의 추진성 및 재분배 효과도 중요하지만 최종적으로 총체적인 재분배 효과는 관련 제도와 소득 및 부의 현재 분배상태가 함께 어우러진 상태에서 나타나므로 소득 및 부의 분포에 대한 현황 파악이 선행되어야 하고, 이를 토대로 제도개편이 이루어져야 한다.

정부의 빈곤정책에 대한 평가는 제도의 보완 및 향후 정책수립을 위한 기초정보를 축적하는 기회를 제공해준다는 차원에서 매우 중요하다. 그런데 경제현상은 제도의 변화뿐만 아니라 각종 경제적 요인이 변화함에 따라 각기 효과가 다르게 나타날 뿐만 아니라 비경제적인 요인에 의해서도 크게 영향을 받는다. 최근에는 이혼율 상승, 급격한 노령화, 첨단기술산업의 비약적 발전, 산업 간 비대칭적 구조개편 등이 급격히 야기되면서 이런 요인의 변화에 의해 빈곤율 및 소득분배상태가 크게 영향을 받기 때문에 정책효과만을 분리하여 추출·추정하는 것이 매우 어렵다. 만약 이와 같은 외부요인에 의한 효과를 제대로 분리해내지 않는다면 정책이 성과를 거두었음에도 불구하고 다른 요인에 의해 총체적 지표는 나쁘게 나타났을 경우 외부요인에 의한 효과를 제대로 분리해내지 못한다면 바람직한 정책을 포기하게 되는 경우가 발생할 수 있다. 반대의 경우에는 적절하지 못한 정책을 지속하는 우도 범할 가능성이 있다. 그러므로 빈곤정책에 대한 올바른 평가는 정책수립·집행만큼이나 중요성이 높다.

위에서 제시한 정책과제들은 중·장기적 관점에서 복지정책의 효율화 및 재정안정화, 그리고 복지정책 수혜자들의 도덕적 해이 완화 등을 목적으로 정책의 기본방향을 전환할 필요가 있음을 주된 내용으로 하고 있다. 각각의 정책제언은 그 자체로서 매우 큰

정책과제의 성격을 지니는 것으로서 정부의 정책으로 구체화되기 위해서는 개별사안에 대한 심층연구가 뒤따라야 한다. 후속연구에서는 위에서 제안된 정책기본방향의 각각에 대해 구체적인 정책연구가 이루어지기를 희망한다.

참 고 문 헌

- 강석훈·박찬용, 「소득분배 추정방법의 한계에 대한 고찰」, 『재정논집』, 제18집 제1호, 한국재정·공공경제학회, 2003, pp. 29~49,
- 강석훈·현진권, 「소득분배 관련 미시자료를 어떻게 개선할 것인가?」, 『한국정책학회보』, 제12권 제4호, 한국정책학회, 2003, pp. 201~225.
- 김기덕·손병돈, 「1982-92년간 근로자가구의 소득분배 변화 추세 - 소득원천별, 사회보장수혜, 이전소득, 조세부담」, 『사회복지연구』, 제6권, 서울대학교 한국사회복지연구회, 1995, pp. 91~115,
- 김기원, 「소득분배형태의 변화추세 ; 1966-1992년 : 사회복지 , 경제성장 , 소득분배의 상호연계성에 관한 연구」, 『사회복지연구』, 제6권, 서울대학교 한국사회복지연구회, 1995, pp. 3~34.
- 김대일·김동석·문형표·조동호, 『고용창출에 관한 연구』, 유경준(편), 한국개발연구원, 2000.
- 김종면·성명재, 『장기인력수급 추이에 따른 소득세원의 변화』, 연구보고서 03-02, 한국조세연구원, 2003(A).
- _____, 「소득분포의 특성을 사용한 세대별 연령-소득 곡선 (Cohort-Income Profile)의 도출」, 『한국경제의 분석』, 제9권 제3호, 한국경제의 분석패널·한국금융연구원, 2003(B).
- _____, 『사회보장정책의 장기 재정지출 소요 추정과 정책방향』, 연구보고서 04-02, 한국조세연구원, 2004.

- 김진영, 「대우패널 자료를 통해 본 1990년대 가계의 자산구성 변화」, 『재정논집』, 제17권 제 1호, 한국재정공공경제학회, 2002, pp. 47~74.
- 김진영·박창균, 『가계의 자산구성 변화와 조세정책에 대한 함의』, 연구보고서 01-08, 한국조세연구원, 2001.
- 김태성, 「저소득층 소득분배형태의 변화 추세; 1996 - 1992」, 『사회복지연구』, 제6권, 서울대학교 한국사회복지연구회, 1995, pp. 35~69.
- 문형표·김대일, 『실업 빈곤 대책에 대한 검토』, 연구자료, 한국개발연구원, 1998.
- 박찬용·강석훈·김태완, 『소득분배와 빈곤의 동학 및 변화 요인 분석』, 한국보건사회연구원, 2002.
- 배진한, 「한국의 노동소득분배율 변동」, 『경제학연구』, 제40권 제2호, 한국경제학회, 1992, pp. 609~631.
- 성명재, 『외환위기 발생후 2년간의 소득·소비패턴 및 개인세부담의 변화 분석』, 연구보고서 00-02, 한국조세연구원, 2000.
- _____, 『소득분배 변화추이와 결정요인 분석: 도시가구를 중심으로』, 연구보고서 01-01, 한국조세연구원, 2001.
- _____, 『조세정책의 소득재분배 효과 분석에 관한 연구: 도시가계 조사자료를 중심으로』, 연구보고서 02-01, 한국조세연구원, 2002.
- 성명재·김종면, 『부문별·가구유형별 소득분배 구조 고찰 및 소득재분배 기능 제고방안 모색에 관한 연구』, 연구보고서 04-03, 한국조세연구원, 2004.
- 성명재·박형수·전병목, 『조세제도가 소득분배 및 자원배분에 미치는 효과 분석 및 시사점』, 한국조세연구원, 2004.
- 성명재·이명현, 『조세의 소득재분배 효과추정에 관한 연구: 지니계수의 국제비교를 중심으로』, 한국조세연구원, 2001.

- 성명제·전영준, 『경제위기 1년간 소득세·소비세 부담분포의 변화와 조세정책방향』, 연구보고서 99-03, 한국조세연구원, 1999.
- 연하청·이성표·김관영·박준경·한태선·홍종덕, 『중산층 실태분석과 정책과제』, 연구보고서 90-09, 한국개발연구원, 1990.
- 유경준, 『IMF 이후 분배구조 및 빈곤의 변화와 외국의 정책방향』, 연구보고서 2000-01, 한국개발연구원, 2000.
- _____, 「외환위기 이후 소득분배의 변화추이 및 원인분석 : 소득이동을 중심으로」, 『KDI 정책연구』, 제24권 제2호, 한국개발연구원, 2002.
- _____, 「소득분배 국제비교를 통한 복지정책의 방향」, 『KDI 정책연구』, 제25권 제2호, 한국개발연구원, 2003, pp. 55~88.
- 유경준·김대일, 『외환위기 이후 소득분배구조 변화와 재분배정책 효과 분석』, 연구보고서 2002-08, 한국개발연구원, 2002.
- _____, 『소득분배 국제비교와 빈곤 연구』, 연구보고서 2003-05, 한국개발연구원, 2003.
- 유경준·심상달·김대일·이종훈·이혜훈·황덕순·한정화, 『취약계층 보호정책의 방향과 과제』, 연구보고서 2004-01, 한국개발연구원, 2004.
- 이정우·이성림, 「경제위기와 빈부격차 : 1997년 위기 이후의 소득분배와 빈곤」, 『국제경제연구』, 제7권 제2호, 한국국제경제학회, 2001, pp. 79~109.
- 이준구, 「소득분배의 최근동향」, 『1991년도 학술대회 논문집』, 한국경제학회, 1991.
- 이태진·이상은·홍경준·김선희, 『근로빈곤층의 실태와 대응방안』, 연구보고서 2004-20, 한국보건사회연구원, 2004.
- 전영준, 「인구구조 변동과 국민연금: 세대별 후생분석을 중심으로」, 『한국경제의 분석』, 제3권 제1호, 한국금융연구원, 1997.
- 전영준·김종면, 『사회보장정책의 경제적 효과 분석』, 연구보고서

- 01-07, 한국조세연구원, 2001.
- 정광수, 『한국 도시근로자 가구에 대한 연구 : 인구학적 특성 및
분배불평등의 장기적 추세와 경제위기 후의 변화』, 기타 연
구자료, 한국개발연구원, 2000.
- 정진호·황덕순·이병희·최강식, 『소득불평등도 및 빈곤의 실태와
정책과제』, 한국노동연구원, 2001.
- 정원오, 「지난 20년간 임금불평등의 변화 추세 - 집단간과 집단내
의 임금불평등의 변화」, 『사회복지연구』, 제6권, 서울대학교
한국사회복지연구회, 1995, pp. 70~90.
- 최준욱·전병목, 『인구구조 변화와 조세·재정정책의 세대간 재분
배 효과 분석을 중심으로』, 연구보고서 03-08, 한국조세연구
원, 2003.
- 최준욱·전병목·김우철, 『인구구조 변화와 조세·재정정책(II): 고
령화 대응 조세·재정정책의 경제적 효과 분석』, 연구보고서
04-09, 한국조세연구원, 2004.
- 최희갑, 「외환위기와 소득분배의 양극화」, 『국제경제연구』, 제8권
제2호, 한국국제경제학회, pp. 1~20.
- 황성현, 「한국의 분배문제: 현황, 문제점과 정책방향」, 『KDI 정책
포럼』, 제142호, 한국개발연구원, 1998.
- _____, 「소득분배 개선을 위한 경제 재정 조세정책」, 소득분배 개
선을 위한 정책토론회 발표자료, 2000.
- 현진권·강석훈, 「한국 소득분배의 국제비교」, 『경제학연구』, 제146
권 제3호, 한국경제학회, 1998, pp. 145~167.
- Aitchison, J and J.A.C. Brown, *The Lognormal Distribution
with special Reference to Its Uses in Economics*, the
University Press, University of Cambridge, 1957.
- Australian Bureau of Statistics, *Income Distribution 1996-97*,
1998.

- _____, *Income Distribution 1997-98*, 1999.
- _____, *Income Distribution 1999-2000*, 2001.
- Burniaux, Jean-Marc, Thai-Thang Dang, Douglas Fore, Michael Förster, Marco Mira d'Ercole and Howard Oxley, "Income DIstribution and Poverty in Selected OECD Countires," Economics Department Working Papers No. 189, OECD, 1998.
- Census of Population Office, "Household Income Growth and Distribution," Advance Data Release No. 7, Singapore Department of Statistics, 2001.
- Förster, Michael F. (Assisted by Michelle Pellizzari), "Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Area," Labour Market and Social Policy-Occasional Papers No. 42, DEELSA/ELSA/WD (2000)3, OECD, 2000.
- Harris, Tim, "The Effects of Taxes and Benefits on Household Income, 1998-99," Economic Trends No. 557, (UK) Office for National Statistics, April 2000, pp. 45-83.
- Hur, Seok-kyun and Taeyoon Sung, "The Impact of Lifting Liquidity Constraints on the Distributions of Consumption, Assets, and Debts," KDI Policy Study 2003-03, Korea Development Institute, 2003.
- Jarque, C. M., and Bera, A. K., "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*, 6, 1980, pp. 255~259.
- Jones Jr., Arthur F. and Daniel H. Weinberg, "The Changing Shape of the Nation's Income Distribution 1947-1998,"

- Economics and Statistics Administration, the Census Bureau, U.S. Department of Commerce, June 2000.
- Kalecki, M., "On the Gibrat Distribution," *Econometrica*, Vol. 13, No. 2, 1945, pp. 161~170.
- Kenny, J. F. and E. S. Keeping, *Mathematics of Statistics*, Pt. 2, Second Edition, Princeton, NJ: Van Nostrand, 1951.
- Lakin, Caroline, "The Effects of Taxes and Benefits on Household Income, 1999-2000," *Economic Trends* No. 569, (UK) Office for National Statistics, April 2001, pp. 35~79.
- _____, "The Effects of Taxes and Benefits on Household Income, 2000-2001," (UK) Office for National Statistics, 2002.
- _____, "The Effects of Taxes and Benefits on Household Income, 2001-2002," (UK) Office for National Statistics, 2003.
- Lambert, Peter J., *True Distribution and Redistribution of Income: A Mathematical Analysis*, Basil Blackwell, 1989.
- Milanovic, Branko, "True World Income Distribution, 1988 and 1993: First Calculation Based on Household Surveys Alone," World Bank, 1999.
- Milanovic, Branko and Shlomo Yitzahki, "Decomposing World Income Distribution: Does the World Have Middle Class?" World Bank, 2001.
- Ministry of Health, Labour and Welfare, *Annual Report on Health and Welfare 1999*, Japan, 2000.
(http://www.mhlw.go.jp/search/mhlwe/wp/wp_hw/vol1/plc2s2.html)
- Pyatt, Graham, "On the Interpretation and Disaggregation of

- Gini Coefficients," *The Economic Journal*, 86, 1976, pp. 243~255.
- Pyatt, Graham, Chau-Nan Chen, and John Fei, "The Distribution of Income By Factor Components," *The Quarterly Journal of Economics*, 1980, pp. 451~473.
- Shorrocks, Anthony F., "Inequality Decomposition by Population Subgroups," *Econometrica*, Vol. 52, No. 6, 1984, pp. 1369~1385.
- Silverman, B. W., *Density Estimation*, Chapman and Hall, 1986.
- Statistics Canada, *Income in Canada*, 1998.
- Statistics New Zealand, *New Zealand Now Incomes*, 1999.
- Sung, Myung Jae, "Test of Sample Selection Bias Based on Bootstrapping and Recovery of Distribution Using Nearest Neighbor Estimation Method," Working Paper 02-01, Korea Institute of Public Finance, 2002.
- US Census Bureau, *Money Income in the United States*, 각 연도.
- Yitzahki, Shlomo and Robert I. Lerman, "Income Stratification and Income Inequality," *Review of Income and Wealth*, Series 37, No. 3, 1991, pp. 313~329.
- Yitzahki, Shlomo, "Economic Distance and Overlapping of Distributions," *Journal of Econometrics*, 61, 1994, pp. 147~159.

부록 표

<부표 1> 1인당 경상GDP의 비율로 정의된 디플레이터의 도출

항목	경상GDP (a)	경상성장률	총인구(추계) (b)	1인당 GDP (c=a/b)	디플레이터 (c/2000년 1인당 GDP)
단위	억원	%	명	원	2000년 기준
1981	486,727	25.5	38,723,248	1,256,937.4	0.102
1982	557,217	14.5	39,326,352	1,416,904.9	0.115
1983	655,590	17.7	39,910,403	1,642,654.4	0.133
1984	751,263	14.6	40,405,956	1,859,287.8	0.151
1985	840,610	11.9	40,805,744	2,060,028.6	0.167
1986	981,102	16.7	41,213,674	2,380,525.5	0.193
1987	1,151,643	17.4	41,621,690	2,766,929.9	0.225
1988	1,371,115	19.1	42,031,247	3,262,132.6	0.265
1989	1,547,534	12.9	42,449,038	3,645,628.0	0.296
1990	1,866,909	20.6	42,869,283	4,354,887.4	0.354
1991	2,260,076	21.1	43,295,704	5,220,093.0	0.424
1992	2,575,254	13.9	43,747,962	5,886,569.1	0.478
1993	2,906,756	12.9	44,194,628	6,577,170.4	0.534
1994	3,402,083	17.0	44,641,540	7,620,890.8	0.619
1995	3,988,377	17.2	45,092,991	8,844,782.6	0.719
1996	4,485,964	12.5	45,524,681	9,853,916.4	0.800
1997	4,911,348	9.5	45,953,580	10,687,628.7	0.868
1998	4,841,028	-1.4	46,286,503	10,458,832.9	0.850
1999	5,294,997	9.4	46,616,677	11,358,589.5	0.923
2000	5,786,645	9.3	47,008,111	12,309,886.3	1.000
2001	6,221,226	7.5	47,353,519	13,137,832.5	1.067
2002	6,842,635	10.0	47,615,132	14,370,715.2	1.167
2003	7,246,750	5.9	47,849,227	15,144,967.8	1.230

주: 경상디플레이터는 1인당 GDP의 비율로서 1995년을 기준으로 하여 각 연도 비율을 계산한 것임.

자료: 한국은행, 『경제통계』, 통계청 통계DB.

<부표 2> 1인당 GDP 증가율 디플레이터 기준 자연대수할인가처분소득의
평균과 분산(도시가계 기준)

(단위: ln(원))

	표본에서 단순 추정(직접법)			정규분포 가정하에 간접추정(간접법)		
	평균(m)	분산(s^2)	표준편차 (s)	평균(m)	분산(s^2)	표준편차 (s)
1982	17.18997	0.24152	0.49145	17.17911	0.23258	0.48227
1983	17.13982	0.23790	0.48775	17.13484	0.23334	0.48306
1984	17.12220	0.23717	0.48700	17.11837	0.22417	0.47347
1985	17.06372	0.22098	0.47009	17.05334	0.19990	0.44711
1986	17.05002	0.22323	0.47247	17.04679	0.21049	0.45879
1987	17.05267	0.22908	0.47862	17.04361	0.21887	0.46783
1988	17.06553	0.21558	0.46430	17.06167	0.19650	0.44328
1989	17.15763	0.21169	0.46010	17.14995	0.19410	0.44056
1990	17.16471	0.18982	0.43569	17.16000	0.17575	0.41922
1991	17.18807	0.17874	0.42278	17.19179	0.1728	0.41569
1992	17.21258	0.17845	0.42244	17.21684	0.16191	0.40238
1993	17.17934	0.18398	0.42893	17.18511	0.16406	0.40504
1994	17.15998	0.18421	0.42919	17.16653	0.17585	0.41934
1995	17.12988	0.18462	0.42967	17.13925	0.17282	0.41571
1996	17.13261	0.19184	0.43799	17.14366	0.18443	0.42946
1997	17.01160	0.56751	0.75333	17.07810	0.23017	0.47976
1998	16.86363	0.43181	0.65712	16.94058	0.30667	0.55378
1999	16.96067	0.22518	0.47453	16.97059	0.21596	0.46471
2000	16.98577	0.24505	0.49503	16.99290	0.23220	0.48187
2001	16.97111	0.22645	0.47586	16.97565	0.21747	0.46634
2002	16.94489	0.24837	0.49837	16.95561	0.23789	0.48774
2003	16.96248	0.24808	0.49808	16.97620	0.21879	0.46775

주: 1. 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정하는 것임. 간접법은 자연대수소득 분포가 정규분포를 따른다는 가설적인 상황에서, 추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정하는 것임.
2. 직접법과 간접법에 의한 각 연도의 자연대수할인가처분소득평균의 총평균은 각각 17.07787과 17.08548임.

<부표 3> 소비자물가지수(2000년=100)

(단위: 2000년=100, %)

	소비자물가지수	전기 대비 증감률
1978	21.8	14.5
1979	25.8	18.3
1980	33.2	28.7
1981	40.3	21.4
1982	43.2	7.2
1983	44.7	3.4
1984	45.7	2.3
1985	46.8	2.5
1986	48.1	2.8
1987	49.6	3.1
1988	53.1	7.1
1989	56.1	5.7
1990	60.9	8.6
1991	66.6	9.3
1992	70.8	6.2
1993	74.2	4.8
1994	78.8	6.3
1995	82.3	4.5
1996	86.4	4.9
1997	90.2	4.4
1998	97.0	7.5
1999	97.8	0.8
2000	100.0	2.3
2001	104.1	4.1
2002	106.9	2.7
2003	110.7	3.6

자료: 통계청

<국문요약>

우리나라 빈곤율의 변화추이와 정책방향: 소득분포 특성 고찰과 가상패널 구축을 통해 살펴본 빈곤추이와 정책시사점

성 명 재

본 연구에서는 가상패널자료(pseudo-panel data sets)를 구성하여 생애소득에 기초한 장기빈곤의 특성을 분석하고 빈곤정책의 기본방향과 복지재정 효율화·안정화를 위한 정책시사점을 제안하였다.

자연대수소득의 정규분포 특성과 이 특성의 시계열적 안정성이라는 두 가지 통계적 특성을 토대로, 연속한 두 기간 사이에 나타나는 소득이행규칙(income transition rule)을 규명하여 가상패널을 구성하였다. 가상패널은 우리나라와 같이 패널자료의 구축기간이 일천한 경우와, 패널자료가 있더라도 시간 경과에 따른 자료탈락(data attrition) 등에 의해 생애소득흐름 파악이 곤란한 경우에 유용하게 적용될 수 있다.

우리나라의 절대빈곤율은 1990년대 중반 이후 상승추세로 전환되었다. 이는 1997~1998년의 외환위기와 경제위기를 겪으면서 소득분배 구조가 급격하게 변화한 데 기인한다. 일반적으로 가구원수가 적을수록, 가구주의 학력이 낮을수록, 가구주의 연령이 높을수록, 가구주가 여성인 경우에서 빈곤율이 더 높게 추정되었다.

평균지향효과(mean-reversing effect)로 인해 시간이 경과함에 따라 가구소득은 평균에 수렴하는 경향을 보인다. 그렇지만 가구원수의 차이, 연령, 학력, 직종, 산업, 경력, 생산성, 선천적으로 물려받은 재능의 차이 등이 지속적·항구적으로 가구소득의 차이를 나

타내는 것으로 추정된다.

가상패널을 분석해본 결과, 생애빈곤율은 단기빈곤율의 약 절반 수준이다. 따라서 단기빈곤가구 가운데에는 생애빈곤가구가 아닌 경우도 포함되어 있다. 이런 가구 중 일부는 비록 현재소득이 빈곤선보다 작더라도 여타 기간 동안의 소득이 충분히 높아 생계보호 지원이 필요하지 않을 수 있다. 그러나 이런 가구들에 대한 구분이 현실적으로 쉽지 않기 때문에 현행의 국민기초생활보장제도하에서는 생애빈곤가구의 여부에 관계없이 단기빈곤가구를 대상으로 생활보조금을 지원하고 있다.

단기빈곤가구 중 생애빈곤가구가 아닌 경우에는 미래소득을 담보로 대부 등을 통해 현재 소비의 부족분을 메울 수 있으므로 복지재정소요를 줄일 수 있는 여지가 있다. 가상패널 분석결과, 생애빈곤 여부는 거의 대부분 8년 정도의 기간 내에 결정되는 것으로 나타났다. 빈곤지원 정책을 현재의 반대급부 없는 무조건적인 시혜·지원정책을 지양하고 대부정책으로 전환하는 대신 지금부터 빈곤가구에 대한 자료를 축적하여 8년 시한 내에 생애빈곤가구로 판정되는 가구에 대해서는 대부금 상환의무를 면제해주는 제도로 개편하는 것이 한 예이다. 그 밖에 소득변동성을 제고하면 생애빈곤율의 하락을 도모할 수 있으므로 노동시장의 유연화를 위한 정책개발이 바람직하며, 負의 소득세제도의 도입을 적극적으로 검토하여 빈곤가구에 대한 지원을 강화할 필요가 있다.

이상의 정책대안은 모두 생애빈곤 분석결과를 바탕으로 하여 제안될 수 있는 것으로서 기존의 단기빈곤 분석에 의한 정책제언과는 차별성을 가진다. 상기의 정책제언은 빈곤정책의 효율화 및 빈곤재정부담 감축을 통한 재정안정화 방안으로서 중요성을 가지는 만큼 이를 정책으로 구체화하기 위해서는 후속연구를 통해 세부적인 정책연구가 수행될 필요가 있다.

<Abstract>

A Study on Life-time Poverty and Policy Proposals in Korea through Pseudo-Panel Analyses

Sung, Myung Jae

This report analyzes long-run and, especially, life-time poverties, and proposes policy suggestions for mitigating and stabilizing fiscal welfare expenditure. A life-time income analysis generally requires a panel data set. However, in Korea, we do not have a panel compiled for a sufficiently long period.

This report also proposes a method of constructing pseudo-panel data sets based on the two recently developed statistical properties on income distribution: log-normality of household income distribution and its stability over time. Pseudo-panels are often useful where a panel data set is not available, or where a panel data set does not deliver sufficient information due to severe data attrition over time.

Absolute poverty rate in Korea began to rise around the late 1990s. The upward shift in the poverty rate primarily stemmed from the abrupt changes in income distribution initiated in the economic crisis period, 1997~1998. The poverty rate is generally lower, as the family size is smaller, as the education levels are lower, or as the heads of households are older.

Due to mean-reversing effect embedded in the income transition rule, household income tends to converge to its mean over time. Differences in family size, age, education level, occupations, industries, experience, productivities, and congenital abilities generally yield persistent income gaps among different household groups.

According to the pseudo-panel analyses, the life-time poverty rate is about the half of the short-run poverty rate. Therefore, some of poor households in the short run are not poor in terms of life-time income, to the extent that their discounted present values of life-time income are greater than those of life-time poverty lines. Direct subsidies may not be necessary for those households, even in the short run, since they can borrow to make up the current shortage in income from the future. This provides a room for reducing fiscal welfare expenditure. A simulation analysis using pseudo-panels shows that life-time poverty is determined almost surely within eight years. Keeping records of household income for at least eight years, we can distinguish life-time poverty from short-run poverty.

Under the current National Basic Livelihood Security System (NBLSS), pecuniary subsidies are distributed on the basis of short-run poverty, regardless of life-time poverty. An alternative is a shift from NBLSS to public loan system: the repayment obligation may be exempt only for those which turn out to be life-time poverty households.

As the mobility of income, i.e. income risk, increases, the

life-time poverty rate generally falls, even if the short-run poverty rate remains constant. Therefore, increasing labor market flexibility is helpful to reduce the life-time poverty and, as a result, fiscal welfare expenditure in the long run. A negative income tax may be used to strengthen the welfare program related to poverty.

The above mentioned policy proposals are general directions. Additional rigorous studies are recommended for successful implementation.

<著者略歴>

成 明 宰

서울대학교 경제학과 졸업(경제학사)

미국 Univ. of Wisconsin-Madison 졸업(경제학 석·박사)

현, 한국조세연구원 선임연구위원

研究報告書 05-01

우리나라 빈곤율의 변화추이와 정책방향:
소득분포 특성 고찰과 가상패널 구축을 통해
살펴본 빈곤추이와 정책시사점

2005년 11월 18일 인쇄
2005년 11월 25일 발행

저 자 성 명 재
발행인 최 용 선
발행처 한국조세연구원

11318-7774 서울특별시 송파구 가락동 79-6번지
전화: 2186-2114(대), www.kipf.re.kr

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호

조판및 일 지 사

© 한국조세연구원의 2005

ISBN 89-8101-207-1

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 15,000원