


사회보장정책의 장기 재정지출 소요 추정과 정책방향

2004. 12

김종면·성명재

 한국조세연구원

서 언

우리나라가 전세계적으로 유례를 찾아보기 힘들 정도로 빠른 속도로 인구구조의 고령화를 경험하고 있으며, 이와 더불어 최근에는 소득분배 구조가 악화되면서 사회보장 지출이 급속하게 증가하고 있다는 것은 주지의 사실이다. 이에 따라 국가의 중장기 재정운용에서도 사회보장 분야에 대한 자원 배분이 늘고 있다. 이 중 가장 비중이 클 것으로 생각되는 공적연금 및 건강보험에 대해서는 최근 수년간 집중적인 정책연구 및 제도운영의 합리화 노력을 통하여 향후 중장기적인 수급 추이의 윤곽이 파악되었다고 생각된다. 그러나 사회보장정책의 또 하나의 주요 축을 이루는 기초생활보장제도의 중장기 지출 전망은 지금까지 시도되지 않았다.

이러한 맥락에서 볼 때, 공적연금이나 건강보험의 장기추계와 더불어 공적부조, 특히 기초생활보장제도의 장기 재정소요를 파악하는 것이 향후 국가재정의 중장기 기획 및 원활한 운용에 필요한 중요한 과제라고 사료된다. 그럼에도 불구하고 기초생활보장 지출의 전망이나 향후 추이에 대한 연구가 상대적으로 미진하였던 것은 소득분포 전망을 명시적으로 감안한 방법론이 개발되지 않았기 때문이라고 판단된다. 이는 소득분포에 대한 전망은 물론, 대표성을 갖춘 자료의 부재 등을 이유로 소득분포의 현황에 대해서도 지금까지는 그리 활발하게 연구가 진행되지 못하였기 때문이라고 생각된다.

이러한 배경에 비추어 볼 때, 본 연구에서 제시하고 있는 연구내용은 매우 값진 성과라고 평가된다. 저자들은 현재 우리나라에서 가용한 소득자료를 거의 모두 사용하여 소득분포가 자연대수 정규분포를 따른다는 중요한 특성을 밝혀내고 이를 이용하여 장래 소득

분포 전망을 도출하였다. 이는 본 연구의 궁극적 목적인 저소득층 지원 정책분석에 적용하기에 앞서 그 자체로서도 상당히 중요한 의의가 있는 성과이며, 본 연구와 같이 사회보장 정책분석은 물론, 소득세 정책 등에서도 활용할 수 있는 결과이다. 저자들은 이에 그치지 않고 소득분포 전망을 이용하여 향후 기초생활보장제도의 지출 추이를 분석하고 선진국의 경험에서와 같이 소득분배가 장기에 걸쳐 악화될 경우에 발생하는 재정지출 부담 추계도 제시하고 있다. 이를 통하여 사회보장정책의 정책추진방향 점검 및 합리적 설정이 가능하게 되며, 본 연구의 궁극적 목적인 중장기 재정기획 및 원활한 운용에 이바지할 것으로 기대한다.

본 연구는 본원의 김종면 박사와 성명재 박사의 공동 노력의 결실이다. 두 연구자는 이 자리를 빌어 본 연구의 기초작업 단계부터 자료의 분석 및 결과의 정리에 이르기까지 연구의 전 단계에 걸쳐 보고서의 완성을 위하여 노고를 아끼지 않은 이정미 주임연구원, 이은경 주임연구원, 홍유남 연구조원, 윤혜순 연구조원에게 심심한 감사의 뜻을 표한다. 또한 연구 진행 과정에서 예리한 논평을 통하여 보고서의 완성도를 크게 높일 수 있도록 도와준 김상헌 교수, 본원의 김우철, 최준욱 박사, 그리고 익명의 심사위원 두 분께도 깊이 감사하고 있다.

마지막으로 본 보고서에서 제시된 연구내용 중 주요 결과와 핵심 정책시사점은 저자들의 개인적인 견해를 담은 것이며 본원의 공식적인 견해와는 다를 수 있음을 밝혀둔다.

2004년 12월

한국조세연구원

원장 **최 용 선**

요 약

1. 연구의 방향

현재 우리나라에서는 인구구조 고령화가 진행되고 소득분배 개선을 위한 제도가 강화되면서 이와 관련된 제반 재정부담도 빠르게 증가하고 있다. 이에 따라 사회복지부문의 지출은 외환위기 이후 급속히 증가하기 시작한 추세가 향후 장기적으로도 이어질 것으로 예상되고 있다. 사회보장과 관련한 재정지출은 크게 (1) 국민연금 (2) 건강보험 (3) 고용·산재보험 (4) 공적부조(국민기초생활보장 등) 등 4개 제도를 통해 발생한다. 우리는 이 중 공적부조, 그 중에서도 특히 기초생활보장 관련 재정지출의 향후 추이를 예측할 필요성에 주목한다.

사회복지의 4대 부문 모두 외환위기 이후 약 2배의 규모로 증가하였으나, 공적부조 중 기초생활보장과 취약계층 지원사업은 같은 기간에 약 3배로 증가하였다. 특히 기초생활보장 지출은 거의 4배로 증가하여, 향후 증가 속도에 따라서는 상당한 재정부담을 초래할 가능성을 보여주고 있다. 이러한 맥락에서 공적연금이 나 건강보험과 함께 공적부조, 특히 기초생활보장 지출 역시 장기 재정소요의 윤곽이나마 파악하는 것이 향후 국가재정의 중장기 기획 및 원활한 운용에 필요한 중요한 과제라고 사료된다.

공적부조는 특정계층(저소득층)을 대상으로 한정적으로 시행되는 정책이다. 따라서 공적부조의 장기 재정소요를 예측하기 위해서는 소득분포를 명시적으로 분석에 사용하여야 하며, 이를 위해

서는 소득분포의 특성을 파악하여 분포를 전망할 수 있어야 한다. 본 연구에서는 김종면·성명재(2003)의 연구를 더욱 확장하여 소득분포의 특성을 분석·규명한 후, 이를 토대로 장기 소득분포를 예측하고자 한다. 또한 이렇게 도출한 장기 소득분포를 응용하여 기초생활보장 등 저소득층 정책에 대하여 최초로 소득분포를 명시적으로 감안한 장기 재정지출 소요를 추정하고자 한다. 이를 통해 저소득층을 대상으로 한 사회보장정책의 정책 추진방향 점검 및 수립에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.

2. 소득분포의 특성

가. 도시가계조사자료의 소득분포

기존 연구(김종면·성명재 2003)에서 밝힌 바와 같이, 가구소득분포에서 나타나는 중요한 특성은 소득이 자연대수 정규분포(log-normal distribution)를 따른다는 사실이다. 정규분포는 평균과 분산(표준편차) 2개의 모수로써 분포 전체를 정의할 수 있으므로, 장래 가구소득이 자연대수 정규분포를 따른다고 할 경우, 장래 분포의 예측은 분포 전체의 예측을 시도하지 않고 자연대수 가구소득의 평균과 분산 2개 모수를 도출함으로써 간략히 수행할 수 있다.

도시가계조사자료에서는 전 가구의 소득분포는 물론, 가구주 연령별로 분할한 각 소표본의 소득분포에서도 자연대수 정규분포임을 확인할 수 있다. 각 가구의 소득 관측치에 대해 자연대수를 취한 자료가 정규분포를 따르는지는 Jarque-Bera의 통계적 검정법을 사용하였으며, 아울러 커널기법에 의해 분포함수를 구하여 정규분포와 육안으로 비교하는 방법으로도 확인이 가능하다.

나. 가구소비실태조사자료의 소득분포

도시가계조사자료에서 가구소득이 자연대수 정규분포라는 사실을 확인할 수 있으나, 이에 근거하여 장래 가구소득분포를 시도하는 데에는 몇 가지 문제가 있다. 이는 도시가계자료가 2인 이상 도시가구로 한정되고, 자영업자 가구의 소득정보가 누락되어 있기 때문이다. 비록 농촌지역 인구가 향후 고령화 등의 요인으로 급속히 감소한다고 하여도, 자영업자 가구와 향후 증가할 것으로 예상되는 1인가구의 소득까지 감안하였을 경우에도 가구소득이 자연대수 정규분포라는 특성을 이용하여 소득분포를 전망할 수 있는지 확인할 필요가 있다. 약 5년간의 간격으로 시행되는 가구소비실태조사에는 1인가구와 자영업자도 포함되어 있으므로, 비록 도시가계조사자료 만큼 긴 시계열은 확보할 수 없으나 1인 및 자영업자 가구의 소득분포 특성을 확인할 수 있다.

1) 전체가구의 소득분포

도시가계조사자료의 분석에서와 동일한 기법으로 가구소비실태조사자료를 사용하여 1인 및 자영업자 가구까지 포함한 전체 가구의 소득분포를 분석한 결과, 통계적 검정과 비모수적 분포도 검토에서 모두 자연대수 정규분포와 부합되지 않는 결과를 얻었다. 이는 전연령 표본과 연령별 표본에서 모두 나타나는 결과이다. 비모수적 기법으로 추정된 경험분포함수를 정규분포와 비교하면, 전반적으로 분포의 왼쪽 꼬리가 두터워서 대칭성이 깨지는 현상이 관측되었다.

2) 2인 이상 가구의 소득분포

보다 세밀한 분석을 위하여 도시가계조사자료와 유사하게 표

본을 2인 이상 가구로 제약하되 자영업자 가구도 포함시킨 결과, 경험분포합수가 사실상 정규분포라고 간주하여도 무방할 정도로 결과가 개선되었다. 따라서 자영업자 가구를 포함하는 경우에도 가구소득이 정규분포를 따른다는 사실을 확인할 수 있었다.

3) 가구원수별 가구소득분포

가구원수, 즉 가구규모별로 표본을 분할하여 각 소표본의 소득 분포를 분석한 결과, 1인가구에서는 소득분포의 왼쪽꼬리가 두터운 현상이 더 두드러지게 나타나서, 분포의 왼쪽에 작은 크기의 “혹”이 붙어 있는 현상이 관측되어 역시 자연대수 정규분포와 다른 경험분포를 얻었다. 그러나 2인가구에서부터 7인가구까지는 각각 자연대수 정규분포와 상당히 유사한 결과를 얻었다. 8인 이상 가구에서는 1인가구와 반대로 분포의 오른쪽에 혹이 붙은 모양이 관측되어 자연대수 정규분포가 아니었으나, 전체가구 중 8인 이상 가구의 비중이 매우 작아서 가구소득분포의 전망을 구할 때 사실상 무시해도 무방한 수준이라고 판단된다.

4) 1인가구 소득분포의 분할

1인가구 소득분포는 자연대수 정규분포가 아님을 앞서 확인하였으나, 표본을 다시 35세 이하 가구주와 36세 이상 가구주로 분할한 결과, 각각의 소표본에서 자연대수 정규분포와 매우 유사한 경험분포를 얻을 수 있었다. 즉 1인가구의 경우에도 자연대수 정규분포를 이용한 소득분포 전망이 가능하다는 사실을 확인하였다.

3. 연령별 소득분포의 전망

향후 소득분포는 전체 및 연령별 가구소득이 자연대수 정규분포를 따른다는 사실을 이용하여, 각 분포의 평균과 분산(표준편차), 그리고 각 연령의 가구가 전체 가구에서 차지하는 상대적인 비중인 가중치를 알면 분포를 모두 전망할 수 있다. 연령별 평균과 분산은 각각 횡단면에서 관측되는 특성을 이용하여 전망을 도출하고, 가중치는 인구주택총조사 2% 표본을 이용하여 별도로 추정할 수 있다.

가. 연령별 자연대수 소득의 평균 전망

자연대수 가구소득의 평균을 횡단면에서 연령별로 관측하였을 때, 과거 20여년간의 도시기계조사자료에서는 횡단면 연령별 평균의 역-U자 형태 곡선의 모양이 불변이고, 다만 수직으로 평행이동하는 특성이 있다. 이때 수직 평행이동의 폭은 경상GDP 성장률과 총인구의 자연대수에 의해 상당히 정확하게 예측할 수 있다. 따라서 향후 GDP의 경상성장률에 대해 장기 시나리오를 설정하고 통계청의 장래인구추계치를 대입하면 향후 가구주 연령별로 자연대수 가구소득의 평균을 예측할 수 있다.

나. 가구주 연령별 가중치 전망

본 보고서에서 제시하는 소득분포 전망은 기본적으로 도시기계조사자료에서 관측된 소득분포의 특성에 기초하고 있으며, 다만 가구소비실태조사를 분석한 결과를 반영하여 세부 조정을 하였다. 그런데 도시기계조사자료와 가구소비실태조사 두 가지 자료가

모두 도시지역 가구만을 대상으로 하므로, 본 보고서의 소득분포 전망은 도시지역 가구에 대해서는 대표성(representativeness)을 확보하고 있으나, 농촌지역을 포함한 전 가구에 대한 대표성은 확보하고 있지 못하다고 판단된다.

따라서 소득분포 전망에 필요한 연령별 가구분포 또는 연령별 가구 가중치 역시 전 가구가 아니라 도시지역 가구에 대한 전망을 사용할 필요가 있다. 이러한 이유 때문에 농촌지역을 포함한 통계청의 『장래가구추계』를 직접 이용하지 못하였으며, 『장래가구추계』의 방법을 응용하여 별도로 장래 도시가계추계를 시도하였다. 우선 1980년부터 2000년까지 5년 간격으로 실시된 인구주택총조사의 2% 표본에서 도시지역 인구만 추출하여 각 연령별 인구 중 가구주일 확률, 즉 가구주율을 추계하였다. 이를 장래 인구추계에 적용하여 향후 연령별 및 가구규모별 가구수를 추계하였는데, 이때 장래 인구 역시 도시지역 인구로 제한하였다. 도시지역 인구의 장래추계는 2000년에 관측되는 인구 표본 중 농촌지역인구의 출생 및 사망률을 감안하여 향후 농촌지역 인구를 추계하여 통계청의 장래 인구추계로부터 차감하는 방법을 사용하였다.

도시지역 가구의 장래 추계 결과를 요약하면, 전반적으로 가구 규모가 지속적으로 작아지면서 가구의 절대수는 증가하는 현상이 예측되었다. 즉 1~3인가구의 비중은 지속적으로 증가하는 반면, 가장 비중이 큰 4인가구는 2005년 이후 그 비중이 완만한 감소를 기록할 것으로 예측되었다. 5인가구의 비중은 큰 변동이 없었으며, 7인이나 8인 이상 가구는 사실상 무시해도 무방할 정도로 미미한 비중에 계속 머무를 것으로 예측되었다.

저소득층 문제에서 관심의 대상이 되는 1인가구의 비중은

2000년의 약 15%에서 2030년 경 19%로 계속 증가할 것으로 예측되었다. 여기서 특이한 점은, 35세 이하 1인가구의 수는 2030년까지 별다른 변화가 없을 것으로 예측되었고, 따라서 1인가구의 향후 증가는 거의 36세 이상의 가구주의 증가에서 나타나는 것으로 전망된다는 사실이다. 이러한 장년 및 노년의 1인가구 증가는 특히 65~70세의 가구주를 중심으로 이루어질 것으로 예측되어, 소위 ‘독거노인’의 문제가 앞으로 더욱 심화될 가능성을 시사한다.

다. 연령별 자연대수 소득의 분산 전망

가구주 연령별 가구소득 분산도 평균의 경우와 유사하게 횡단면에서 관측되는 특성을 이용하여 전망치를 도출한다. 횡단면에서 연령별로 소득분포의 표준편차를 보면, 연령에 따라 증가하는 직선형태를 과거 20여 년간 유지해온 사실이 관측된다. 그러나 이러한 직선형태의 연령별 표준편차 곡선의 상하이동폭은 과거 자료로부터는 예측할 수 없었으므로, 외생적으로 전연령 소득분포의 지니계수의 장기변화 시나리오를 몇 개 설정하고 이에 따라 각 연령별 자연대수 소득의 표준편차를 역산하여 구하는 방법을 사용하였다. 지니계수 증가 시나리오는 하한, 중간, 상한의 세 가지 경우를 상정하였으며, 하한 시나리오에서는 지니계수가 향후 불변이라고 가정하였다. 중간 및 상한 시나리오에서는 지니계수가 매년 각각 0.003p와 0.006p 증가한다는 가정을 도입하였다.

4. 가구원수별 소득분포의 전망

앞에서 각 연령별 소득분포와 각 연령계층의 가중치를 구하였

으므로 연령별 소득분포는 물론, 전체 가구의 소득분포도 구할 수 있다. 그러나 저소득층 지원정책을 분석하기 위해서는 가구주의 연령보다도 가구규모에 대한 고려를 우선 감안해야 되므로 가구규모별 소득분포가 필요하다. 본 보고서에서는 가구규모별 소득분포 전망을 과거자료로부터 새로이 도출하지 않고, 연령별 소득분포를 이용하여 도출한 전체 가구의 소득분포를 가구규모별로 분할하는 방법을 사용하였다. 즉 앞서 언급한 도시가구 체계로부터 가구규모별 장래 가구수의 예측치가 있으므로 이를 장래 가구규모의 가중치로 변환하여 사용하고, 가구소득은 가구구성원수의 일정한 지수를 취한 값으로 나누었을 때 균등화된다는 가정을 이용하여 전체 가구의 소득분포를 가구규모별 소득분포로 분할함으로써 분포 전망을 도출하는 방식을 취하였다. 도시가계조사자료를 이용하여 이러한 균등화 가정의 타당성을 검토한 결과, 외환위기 이전에는 가구소득을 구성원수 n 의 제곱근으로 나누면 소득분포가 가구규모에 상관없이 동일하게 균등화된다고 볼 수 있으며, 외환위기 이후 최근의 추세는 가구소득을 $n^{2/3}$ 으로 나누면 가구소득이 균등화되는 것으로 판단된다. 따라서 가구소득을 \sqrt{n} 과 $n^{2/3}$ 으로 나누었을 때 가구소득이 균등화된다는 두 가지 가정을 각각 전체가구의 소득분포에 적용하여 가구규모별 장래 소득분포 전망을 도출하였다.

5. 기초생계급여 지출의 전망

가. 최저생계비 기준

저소득층 정책에서 가장 핵심적인 개념의 하나가 빈곤선, 또는 최저생계비 기준이다. 본 보고서와 같이 소득분포를 구하여 저소

득층 문제를 다루려는 시도는 빈곤선이 소득분포함수의 왼쪽 꼬리의 어느 점에 위치하는가를 분석하는 접근법이라고 할 수 있다. 빈곤 또는 최저생계 기준은 크게 나누어 최저생계에 필요한 재화를 구입하는 데 필요한 경비로 측정되는 절대빈곤 기준과 소득순위나 분포상의 위치에 따라 정하는 상대빈곤 기준이 있다. 그러나 절대빈곤 기준이라고 하여도 주관적인 요인을 배제할 수 없으며, 장기적으로는 빈곤 수준 역시 사회의 다른 가구들의 생활수준과 상대적으로 판단하게 되므로 상대빈곤 기준을 따르는 경향이 있다. 상대빈곤 기준은 대개 중위소득의 일정 비율로 정의되는데, EU에서는 중위소득의 40%, 50%, 60% 등의 기준을 사용한다. 우리나라 기초생활보장제도 등 저소득층 정책에서 사용하는 빈곤 기준은 분석 결과 이 중에서 중위소득의 40%에 가깝다.

이와 같이 최저생계비 기준을 설정할 때 고려해야 되는 사항이 가구의 규모이다. 기초생활보장제도에서는 2009년에 OECD 기준에 부합되도록 2005년부터 가구 균등화척도를 매년 조정할 계획인데, 궁극적으로 지향하는 OECD 기준의 가구 균등화척도는 가구규모에 따라 4인가구의 일정비율로 정해진다. 이러한 OECD 기준의 가구 균등화척도를 분석한 결과, 가구규모별 최저생계비를 $n^{2/3}$ 으로 나누었을 때 동일한 균등화 생계비를 얻을 수 있다. 따라서 OECD 기준의 가구 균등화척도를 단순화하여 가구규모 n 의 $2/3$ 제곱으로 나누었을 때 소비수준을 균등화하여 주는 방법이라고 생각할 수 있다.

나. 최저생계비 전망 및 차상위계층 도입의 효과 분석

가구규모별 소득분포의 분할에 사용되는 소득의 균등화척도를

\sqrt{n} 또는 $n^{2/3}$ 이라는 2 가지 가정하에 최저생계비 전망을 도출하였다. 이때 최저생계비 설정 기준은 각 가구규모별로 중위소득의 일정 비율로 하는 방법과, 4인가구의 최저생계비를 중위소득 대비 일정비율로 구한 후 각 가구규모별로 $(n/4)^{2/3}$ 의 균등화 척도를 적용하는 방법 등 2 가지를 적용하였다.

전자의 경우에는 최저생계비 이하 가구의 비중이 가구규모와 상관없이 10% 내외로 동일하게 나타나며, 다만 소득 균등화척도가 \sqrt{n} 인 경우에 $n^{2/3}$ 인 경우보다 최저생계비 이하 가구의 비중이 다소 낮게 예측되었다. 또한 전반적인 소득형평성이 지니계수 증가의 중간 시나리오를 따른다는 가정하에 최저생계비 이하 가구의 비중은 2005년의 약 9%에서 2030년 12%로 증가할 것으로 예측되었다. 이에 대비하여 4인가구의 최저생계비를 설정하고 다른 규모 가구의 최저생계비는 OECD 기준의 가구 균등화척도를 적용하여 정하는 경우도 검토하여 보았다. 이때 소득분포가 균등화척도 \sqrt{n} 을 따르는 경우에 전반적으로는 최저생계비 이하 가구의 비중이 앞서의 분석 결과와 유사하였으나, 가구규모가 작을수록 최저생계비 이하 가구의 비중이 작은 것으로 전망되었다.

최저생계비 이하 가구의 비중을 산출하는 방식과 동일한 방법을 적용하여 차상위계층 도입의 효과도 분석할 수 있다. 본 보고서에서는 차상위계층의 기준으로 당초 거론되었던 최저생계비의 150% 기준과 실제로 채택된 최저생계비의 120% 기준을 비교하여 보았다. 최저생계비의 120% 기준을 적용하는 경우에는 향후 차상위계층 가구의 비중은 최저생계비 이하 가구 비중의 1/2~2/3 정도의 수준을 유지할 것으로 예측되었다. 반면 최저생계비의 150% 기준을 채택하였을 경우에는 차상위계층 가구의 비중이 큰 폭으로 증가하여, 최저생계비 이하 가구 비중의 2배에 육

박하였을 것으로 분석된다.

다. 기초생계급여 지출 증가율 전망

가구규모별 소득분포와 최저생계비 전망까지 도출한 이상, 최저생계비 이하 가구의 소득과 최저생계비의 차이를 합산하여 총 잠재 기초생계급여를 계산할 수 있다. 물론 기초생계급여의 수급 조건에는 최저생계비 기준 이외에도 재산기준과 부양의무자 기준이 적용되기 때문에 실제 기초생계급여 지출은 이러한 잠재 기초생계급여보다 적을 수밖에 없다. 그러나 잠재 기초생계급여의 증가율로써 실제 지출 증가율을 간접적으로 가늠해볼 수는 있다.

지니계수의 장기 증가에 대한 하한 시나리오를 채택하였을 경우, 지니계수와 자연대수 소득의 분산이 불변이라고 가정하는 경우에 해당되므로 장기적으로 기초생계급여 지출의 증가율은 경상GDP 성장률로 수렴하는 것으로 분석되었다. 그러나 선진국 경험에 비추어 지니계수가 향후 장기적으로 증가할 가능성을 배제할 수 없으며, 중간 시나리오에 따라 지니계수가 매년 0.003p 증가한다고 가정하였을 때 기초생계급여의 증가율은 GDP 성장률의 거의 2배에 가까운 높은 수준이 될 것이라고 전망된다. 선진국의 경험 중 장기적으로 지니계수의 증가가 가장 높은 경우처럼 지니계수가 매년 0.006p 증가할 것이라고 가정하면, 기초생계급여 지출의 증가율은 GDP 성장률의 2.5배 정도의 매우 높은 수준으로 전망되어 재정에 심한 부담을 줄 것으로 예상된다.

라. 1인가구에 대한 분석

이상의 논의는 2인 이상 도시가구로 국한된 분석에 기초하였

다. 1인가구는 향후에도 현재와 같이 비중이 증가할 것으로 예상되고 있으며, 이 중 독거노인 등 상당수의 가구가 빈곤선 이하일 가능성이 높으므로 이들을 포함한 분석이 중요하다. 그러나 1인가구의 소득은 1996년과 2000년의 가구소비실태조사에서 단 2회만 관측되었기 때문에 이를 바탕으로 하여 장기 전망을 시도하는 것이 무리라고 판단하여 2인 이상 가구로 국한하여 분석을 진행하였다.

비록 2인 이상 가구의 분석 결과에 비하여 신뢰도가 떨어진다고 하여도, 마지막으로 1인가구의 소득분포 전망을 도출하여 기초생계급여 추계를 시도하였다. 가구소득분포가 자연대수 정규분포라는 특성을 이용하기 위하여 앞서 논의에서 설명한 바와 같이 35세 이하와 36세 이상 가구를 별도로 분석하였다. 그 결과 35세 이하 1인가구는 소득수준이 거의 2인가구 수준과 유사할 정도로 상대적으로 부유한 계층으로 보이며, 따라서 최저생계비 이하 가구의 비중도 매우 작았다. 반면 36세 이상 1인가구의 소득은 전반적으로 매우 낮은 수준인 것으로 분석되어, 거의 20%의 가구가 최저생계비 기준 이하의 소득일 것으로 전망된다.

6. 요약 및 시사점

가. 주요 결과 요약

첫째, 우리나라 도시가구 소득분포의 중요한 특성으로 가구소득이 자연대수 정규분포를 따른다는 사실을 본 보고서에서 확인하였다. 이는 김종면·성명재(2003)에서 이미 밝힌 사실이지만, 본 보고서에서는 가구소비실태조사 자료를 이용하여 그들의 결과를 확장하였다. 즉 2인 이상 도시지역 근로자 가구뿐만 아니라

자영업자의 소득을 포함한 경우에도 2인 이상 가구의 소득분포가 대체로 자연대수 정규분포라는 사실을 확인하였다. 이는 전가구의 소득분포는 물론, 각 연령별 분포 및 가구규모별 분포에서도 성립한다는 사실을 밝혔으며, 특히 1인가구의 경우에는 35세를 기준으로 2개의 소표본으로 분할하면 분할표본이 역시 자연대수 정규분포임을 확인하였다. 이로써 우리나라 가구소득분포는 연령 및 가구규모별 계층으로 분할하였을 때, 대부분의 경우 자연대수 정규분포의 조합으로 표현할 수 있음을 확인하였다.

둘째, 소득분포가 연령 및 가구규모별로 자연대수 정규분포라는 사실 확인에 그치지 않고, 장래 소득분포를 전망할 수 있도록 이러한 특성을 이론형태로 정리하여 계량화된 소득분포 모형을 제시하였다. 이에 따라 경제성장률과 지니계수의 장기 증가율 등 기초적인 가정을 설정하고, 장래인구추계로부터 가구 전망을 도출하면 연령별 소득분포와 가구규모별 소득분포를 전망할 수 있음을 보였다. 또한 이러한 모형을 이용하여 최초로 우리나라 소득분포의 장기 전망을 제시하였다.

셋째, 본 보고서에서 도출한 소득분포의 장기 전망을 이용하여 역시 최초로 저소득층 지원정책의 장기 전망에 성공하였다. 우리나라 저소득층 지원 정책을 대표하는 기초생활보장제도 중 기초생계급여 추이의 분석은 장래의 소득분포를 명시적으로 감안할 필요가 있기 때문에 지금까지는 시도되지 못하였던 과제였다. 기초생활보장 지출이 외환위기 이후 국민연금이나 건강보험 등 다른 주요 사회보장정책 지출보다 더 빠른 속도로 증가하고 있다는 사실을 생각하면, 기초생활보장 지출의 장기 증가 추이의 윤곽을 제시하였다는 것은 중장기 국가재정 기획에도 중요한 기여라고 사료된다.

나. 정책시사점

첫째, 기초생계보장 지출의 장기 지출 추이를 전망한 결과, 지니계수로 측정되는 전반적인 소득분배 형평성의 장기 증가 추세에 따라 GDP 성장률보다 2~2.5배 정도 높은 수준의 증가율을 유지할 것으로 전망되었다. 이는 건강보험 등 다른 사회보장정책의 지출 증가율을 약간 상회할 정도로 높은 수준이므로, 중장기 재정기획에서는 이 사실을 반영하여 다른 부문과의 자원배분 조정을 효율적으로 할 필요가 있을 것으로 사료된다.

둘째, 기초생계급여 지출의 장기 증가율은 지니계수가 불변인 경우에 장기적으로 GDP 성장률 수준으로 수렴될 것으로 판단된다. 그러나 선진국의 과거 20~30년의 경험에 비추어볼 때 지니계수가 일정 수준에 머물기보다는 지속적으로 완만한 증가 추이를 보일 가능성이 높다고 판단되며, 그런 경우에는 기초생계급여 지출의 증가율이 GDP 성장률보다 상당히 높은 수준을 유지할 것으로 전망되었다. 본 보고서의 전망에서는 최악의 경우 기초생계급여의 장기 증가율이 지니계수 증가에 따라 GDP 성장률의 2.5배 수준까지 큰 폭으로 높아질 가능성이 있다고 예상되므로, 관련정책에서는 소득분배의 악화를 방지하기 위한 노력을 배가할 필요성도 지적하고 싶다.

셋째, 자료의 제약으로 보다 정교한 분석은 불가능하였지만, 1인가구의 소득분포를 보면 36세 이상 1인가구의 빈곤율이 다른 가구에 비해 2~3배 높은 수준인 것으로 추정된다. 이들의 연령을 보아 이는 바로 장년층 및 독거노인의 사례에 해당된다고 볼 수 있으며, 35세 이하의 젊은 1인가구주는 반대로 상대적으로 빈곤율이 매우 낮은 계층으로 추정되었다. 향후 1인가구의 비중이 지속적으로 증가하고, 이들의 대부분은 사회의 고령화 추세를

반영하여 35세 이상 가구주 중 50대와 60대 가구주일 것으로 전망된다. 이들에게는 저소득층 정책의 시각에 국한되지 않고, 고령화 및 취약계층 정책 등 다각도의 복합적 시각에서 정책 접근을 계속할 필요가 있을 것으로 사료된다.

다. 연구의 한계 및 추후 과제

첫째, 본 보고서에서는 연령별 소득분포 전망을 도출하고, 이에 근거하여 다시 가구규모별 소득분포를 전망하여 저소득층 지원정책을 분석하였다. 그러나 가구규모별 소득분포에서는 연령분포를 전혀 감안하지 못하고 전 연령 가구주의 소득을 가구규모별로 추정하는데 그쳤다. 그러나, 저소득층 문제를 보다 심도있게 다루기 위해서는 가구규모별로 가구주나 구성원의 연령까지 감안한 분석이 요구되며, 특히 가구규모가 작을수록 이러한 접근이 중요하다고 판단된다. 본 보고서에서는 이러한 세부분석까지 제시하지 못하였으며, 추후 연구과제로 남기기로 한다.

둘째, 역시 연령별 분석에 관한 문제로서 66세 이상 가구주가 본 보고서의 분석에서 관측 자료가 적어서 제외되었다는 문제를 지적할 수 있다. 본 보고서의 분석기간을 2030년까지로 제한하였으므로, 이 문제가 본 보고서의 결과에는 그리 큰 영향을 주지는 않는다고 판단된다. 그러나 그 이후의 기간에는 고령 가구주의 비중이 급격히 증가하면서 특히 고령 1인가구, 즉 독거노인이 급증하는 것으로 전망되었다. 이들 중 상당수가 저소득 계층 또는 빈곤 계층일 가능성이 크기 때문에 고령 가구주의 소득을 앞으로 보다 자세히 분석할 필요성이 제기되었다고 생각된다.

셋째, 이러한 맥락에서 사회보장제도가 성숙되면서 고령층에 대한 재정지출의 변화가 고령층의 소득분포에 미칠 영향을 감안

할 필요가 있다. 특히 본 보고서의 분석은 국민연금의 급여 지출이 아직 미미한 수준에 불과했던 기간에 관측된 자료에 근거하고 있으므로, 향후 본격적인 연금 급여 지출이 발생하였을 때 고령층의 소득에 가져오는 변화를 반영하여 분석할 필요가 있다. 아울러 다른 측면에서의 연금제도의 영향으로, 국민기초생활보장 제도가 근로자의 근로의욕에 어떠한 유인(incentive)으로 작용하는가를 소득분포 전망에 반영할 필요가 있다. 이는 특히 청소년 계층보다는 은퇴연령에 비교적 가까운 장년층의 경제활동참여 및 이들의 소득에 영향을 줄 수 있는 문제라고 사료된다. 후속 연구에서 이러한 제반 문제들에 대한 보다 심도 있는 분석을 기대한다.

목 차

I. 서론 : 문제의 제기	31
II. 분석방법과 분석자료	36
1. 분석자료	36
2. 분석방법: 소득분포의 추정·예측	39
가. 개요	39
나. 소득분포 특성 분석에 대한 기존 연구와 소득분포 특성의 과약	40
다. 소득분포의 전망	42
3. 모의실험을 통한 재정지출 소요의 추정과 기대효과	43
가. 모의실험을 통한 정책효과 및 재정지출 소요의 분석	43
나. 기대효과	43
III. 소득분포의 특성 분석	45
1. 도시가계조사자료의 소득분포	45
2. 가구소비실태조사자료의 소득분포	52
가. 전체가구의 소득분포	52
나. 2인 이상 가구의 소득분포 (자영업자 소득 포함)	59
다. 가구원수별 가구소득분포	61
라. 1인가구의 소득분포: 1인가구의 분할(partition)	68
3. 소결	75
가. 주요 결과 요약	75
나. 주요 제약 및 가정	76

IV. 소득분포의 전망	80
1. 소득분포의 표기(notation)	80
2. 연령별 자연대수 소득 평균	81
3. 가구주 연령분포	89
가. 도시가구 추계의 필요성 및 추계방법	89
나. 도시가구 추계 결과	93
다. 도시가구 추계의 한계	100
4. 연령별 자연대수 소득 표준편차	102
가. 전가구 소득분포 분산의 추정	102
나. 연령별 소득분포 표준편차의 추정	108
V. 가구원수별 소득분포 전망	115
VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 ·	129
1. 저소득층 지원정책의 급여기준 분석	129
2. 최저생계비 전망	134
가. 최저생계비 기준에 대한 가정	134
나. 최저생계비 전망	137
3. 기초생활보장 지출 증가율 전망	144
4. 차상위 계층 도입의 효과	151
5. 지니계수 증가 가정에 따른 민감도 분석	154
6. 1인가구를 포함한 경우의 분석	162
VII. 요약 및 시사점	168
참고문헌	172
<부록 I> 연령별 자연대수 소득분포: 가구소비실태조사	174
<부록 II> 장래도시가계 추계	184
<부록 III> 분포의 합병과 분할	210
<부록 IV> 도시가구의 가구원수별 분포(1982~2003)	213

표 목 차

<표 I-1> 사회복지부문 재정지출의 추이	32
<표 III-1> 연도별 정규분포 검정결과(도시가계조사자료)	48
<표 III-2> 연도별·연령별 정규분포 검정결과(유의수준=10%, 도시가계조사자료)	49
<표 III-3> 연도별·연령별 정규분포 검정결과(유의수준=5%, 도시가계조사자료)	50
<표 III-4> 연도별·연령별 정규분포 검정결과(유의수준=1%, 도시가계조사자료)	51
<표 III-5> 가구주 연령별 자연대수소득의 평균과 분산(1996년 가구소비실태조사자료)	54
<표 III-6> 가구주 연령별 자연대수소득의 평균과 분산(2000년 가구소비실태조사자료)	55
<표 III-7> 자연대수소득의 정규분포 검정결과(가구소비실태 조사자료)	57
<표 III-8> 가구주 연령별·가구원수별 표본분포(1996년 가구 소비실태조사자료)	67
<표 III-9> 가구주 연령별·가구원수별 표본분포(2000년 가구 소비실태조사자료)	67
<표 III-10> 1인가구의 자연대수 정규분포 검정결과	69
<표 IV-1> 일방고정모형을 사용한 연령별 자연대수 소득의 회귀분석	85
<표 IV-2> GDP 성장 전망	86
<표 IV-3> 연령별 자연대수 가구소득 평균 m의 전망	88
<표 IV-4> 연도별 가구주 연령 비중 전망 (2인 이상 도시가구) ...	99

<표 IV-5> 지니계수 시나리오별로 추정된 자연대수소득 표준편차(분산) 추정결과	107
<표 IV-6> 연령별 표준편차 s_a 및 s25 대비 비율 α_a	109
<표 IV-7> 연도 및 시나리오별 β_t 의 추계	113
<표 IV-8> 주요 연도 및 가구주 연령별 자연대수 가구소득의 표준편차 추계	114
<표 V-1> 주요 연도별 전가구 소득분포의 모수 전망 (지니계수 증가 중간 시나리오)	117
<표 V-2> 연도 및 기간별 소득분포 균등화지수 θ 추정치	123
<표 V-3> 연도별 가구원수 가중치 (2인 이상 가구) 전망	126
<표 V-4> 가구원수별 소득분포의 전망 (중간 시나리오, $\theta=0.5$)	127
<표 V-5> 가구원수별 소득분포의 전망 (중간 시나리오, $\theta = \frac{2}{3}$)	128
<표 VI-1> 연도 및 가구규모별 기초생활보장 최저생계비 기준	130
<표 VI-2> 최저생계비의 가구균등화척도	131
<표 VI-3> 상이한 기준에 따른 가구균등화척도 비교	133
<표 VI-4> 2005년 중위소득 대비 최저생계비 비율의 추정	138
<표 VI-5> 2010년 최저생계비 추정	139
<표 VI-6> 2005년과 2010년 최저생계비의 표준정규분포 통계량 환산	140
<표 VI-7> 최저생계비 및 최저생계비 이하 가구비중의 전망 (중위소득의 일정비율로 최저생계비 설정)	141
<표 VI-8> 최저생계비 및 최저생계비 이하 가구비중의 전망 (4인가구 최저생계비의 일정비율로 최저생계비 설정)	143
<표 VI-9> 총 잠재생계급여 전망 (2인이상 도시가구 기준)	147
<표 VI-10> 총 잠재생계급여 추정치와 실제 기초생계급여 비교	149
<표 VI-11> 기초생계급여 전망	150

<표 VI-12> 최저생계비 이하 가구 및 차상위계층 가구비중의 전망	153
<표 VI-13> 가구원수별 소득분포의 전망 (하한 시나리오, $\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$)	155
<표 VI-14> 가구원수별 소득분포의 전망 (상한 시나리오, $\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$)	156
<표 VI-15> 최저생계비 이하 가구 및 차상위계층 가구비중의 전망 ($\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$)	158
<표 VI-16> 기초생계급여 전망 ($\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$)	159
<표 VI-17> 1인가구 소득분포의 분석	164
<표 VI-18> 총 잠재생계급여 전망 (1인가구 포함 도시가구)	165
<부표 II-1> 인구센서스(2%)의 인구분포와 도시화 비율	191
<부표 II-2> 인구센서스(2%)의 인구비중과 적용배율	192
<부표 II-3> 도시화 비율 추이	192
<부표 II-4> 성별·연도별 가구수의 추이	196
<부표 II-5> 장래도시가구수 추계(2005)	197
<부표 II-6> 장래도시가구수 추계(2010)	198
<부표 II-7> 장래도시가구수 추계(2015)	199
<부표 II-8> 장래도시가구수 추계(2020)	200
<부표 II-9> 장래도시가구수 추계(2025)	201
<부표 II-10> 장래도시가구수 추계(2030)	202
<부표 II-11> 가구원수별 도시가구수 추계(2000~2020)	203
<부표 IV-1> 연도 및 가구원수별 자연대수 가구소득의 평균 $m_f(n)$	213
<부표 IV-2> 연도 및 가구원수별 자연대수 가구소득의 표준편차 $s_f(n)$	214
<부표 IV-3> 연도 및 가구원수별 자연대수 가구소득의 가중치 $\omega_f(n)$	215

그림 목 차

[그림 Ⅲ-1] 연도별 추정경험분포와 정규분포의 비교 (1982, 1992, 2002)	47
[그림 Ⅲ-2] 자연대수소득의 추정분포 (전체가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	56
[그림 Ⅲ-3] 자연대수소득의 추정분포 (전체가구, 2000년 가구소비실태조사자료)	56
[그림 Ⅲ-4] 자연대수소득의 추정분포(2인 이상 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	60
[그림 Ⅲ-5] 자연대수소득의 추정분포(2인 이상 가구, 2000년 가구소비실태조사자료)	60
[그림 Ⅲ-6] 자연대수소득의 추정분포(1인가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	61
[그림 Ⅲ-7] 자연대수소득의 추정분포(1인가구, 2000년 가구소비실태조사자료)	62
[그림 Ⅲ-8] 자연대수소득의 추정분포(1인가구, 1998년 노동패널자료)	62
[그림 Ⅲ-9] 자연대수소득의 추정분포(4인가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	64
[그림 Ⅲ-10] 자연대수소득의 추정분포(4인가구, 2000년 가구소비실태조사자료)	64
[그림 Ⅲ-11] 자연대수소득의 추정분포(7인가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	65
[그림 Ⅲ-12] 자연대수소득의 추정분포(7인가구, 2000년 가구소비실태조사자료)	65

[그림 III-13] 자연대수소득의 추정분포(8인 이상 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)	66
[그림 III-14] 자연대수소득의 추정분포(8인 이상 가구, 2000년 가구소비실태조사자료)	66
[그림 III-15] 1인가구의 소득분포(35세 이하, 1996년 가구소비실태조사자료)	70
[그림 III-16] 1인가구의 소득분포(36세 이상, 1996년 가구소비실태조사자료)	71
[그림 III-17] 1인가구의 소득분포(35세 이하, 2000년 가구소비실태조사자료)	71
[그림 III-18] 1인가구의 소득분포(36세 이상, 2000년 가구소비실태조사자료)	72
[그림 III-19] 1인가구의 소득분포(55세 이하, 1996년 가구소비실태조사자료)	73
[그림 III-20] 1인가구의 소득분포(56세 이상, 1996년 가구소비실태조사자료)	73
[그림 III-21] 1인가구의 소득분포(55세 이하, 2000년 가구소비실태조사자료)	74
[그림 III-22] 1인가구의 소득분포(56세 이상, 2000년 가구소비실태조사자료)	74
[그림 IV-1] 3개 연도의 연령별 평균소득 수준의 비교	82
[그림 IV-2] 연령별 평균 자연대수 소득의 예측치와 관측치의 비교(2002년)	84
[그림 IV-3] 횡단면 연령-소득 곡선으로부터의 세대 생애 연령- 소득 곡선의 도출 (50백분위 소득 기준, 경상 성장률 5% 가정)	87
[그림 IV-4] 도시와 비도시 인구의 비중 추이 (2000~2030)	92
[그림 IV-5] 가구원수별 가구의 분포 추이 (2000~2030)	93
[그림 IV-6] 가구원수별 가구의 비중 추이 (2000~2030)	94
[그림 IV-7] 1인가구의 가구수 추이 (각 연령별, 2000~2030)	95

[그림 IV-8] 2인 이상 가구의 가구수 추이 (각 연령별, 2000~2030)	95
[그림 IV-9] 도시 전체가구의 가구수 추이 (각 연령별, 2000~2030)	96
[그림 IV-10] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2000)	97
[그림 IV-11] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2010)	97
[그림 IV-12] 가구원수에 따른 연령별 추이(2020)	98
[그림 IV-13] 가구원수에 따른 연령별 추이(2030)	98
[그림 IV-14] 지니계수 변화추이의 국제비교 I	103
[그림 IV-15] 지니계수 변화추이의 국제비교 II	104
[그림 IV-16] 외환위기 이후 최근 4년간의 횡단면 연령별 s 곡선	108
[그림 V-1] 가구원수별 자연대수 가구소득의 표준편차 (1982~2003)	119
[그림 V-2] 가구원수별 자연대수 가구소득의 평균 (1982~2003)	120
[그림 V-3] 가구원수별 자연대수 가구소득의 평균의 차분 (1982~2003)	121
[그림 V-4] 연도별 소득분포 균등화지수 θ 의 추이	124
[그림 V-5] 가구원수별 자연대수 가구소득 차분의 평균과 예측치의 비교	125
[그림 VI-1] 상이한 기준에 따른 가구균등화 척도 비교	133
[그림 VI-2] 총 가구소득 대비 총 잠재급여	161
[부도 I-1] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (25세 이하, 1996년 가계조사자료)	174
[부도 I-2] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (25세 이하, 2000년 가계조사자료)	174
[부도 I-3] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (26세, 1996년 가계조사자료)	175

[부도 I-4] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (26세, 2000년 가계조사자료)	175
[부도 I-5] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (30세, 2000년 가계조사자료)	176
[부도 I-6] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (35세, 1996년 가계조사자료)	176
[부도 I-7] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (35세, 2000년 가계조사자료)	177
[부도 I-8] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (40세, 1996년 가계조사자료)	177
[부도 I-9] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (40세, 1996년 가계조사자료)	178
[부도 I-10] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (45세, 1996년 가계조사자료)	178
[부도 I-11] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (45세, 2000년 가계조사자료)	179
[부도 I-12] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (50세, 1996년 가계조사자료)	179
[부도 I-13] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (50세, 2000년 가계조사자료)	180
[부도 I-14] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (55세, 1996년 가계조사자료)	180
[부도 I-15] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (55세, 2000년 가계조사자료)	181
[부도 I-16] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (60세, 1996년 가계조사자료)	181
[부도 I-17] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (60세, 2000년 가계조사자료)	182
[부도 I-18] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (65세 이상, 1996년 가계조사자료)	182

[부도 I-19] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포 (65세 이상, 2000년 가계조사자료)	183
[부도 II-1] 장래 도시가구 추계의 작업틀	187
[부도 II-2] 5세별 도시가구의 성별, 연령별 추이(1980~2000) ·	193
[부도 II-3] 가구원수별 도시가구의 추이(1980~2000)	194
[부도 II-4] 5세별 도시가구수의 추계 추이(2000~2020)	195
[부도 II-5] 도시와 비도시의 비중 추이(2000~2030)	195
[부도 II-6] 가구원수별 도시가구주의 분포 추이(2000~2050) ·	204
[부도 II-7] 가구원수별 가구주의 비중 추이(2000~2050)	205
[부도 II-8] 1인가구의 가구수 추이(각 세별, 2000~2050)	206
[부도 II-9] 2인 이상 가구의 가구수 추이 (각 세별, 2000~2050)	206
[부도 II-10] 도시 전체가구의 가구수 추이 (각 세별, 2000~2050)	207
[부도 II-11] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2000)	208
[부도 II-12] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2010)	208
[부도 II-13] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2020)	209
[부도 II-14] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2030)	209

I. 서론: 문제의 제기

현재 우리나라에서는 인구구조 고령화가 진행되고 소득분배 개선을 위한 제도가 강화되면서 이와 관련된 제반 재정부담도 빠르게 증가하고 있다. 이에 따라 사회복지부문의 지출은, 외환위기 이후 급속히 증가하기 시작한 추세가 향후 장기적으로도 이어질 것으로 예상되고 있다. 이는 외환위기 이후 사회복지부문 재정지출의 추이를 보여주는 <표 I-1>에서 쉽게 확인할 수 있다. 1997년에 비해 2003년의 사회복지지출 총액은 약 2배 정도로 증가하였으며,¹⁾ GDP나 통합재정과 비교한 상대적인 크기를 보아도, 사회복지 총지출의 비중이 증가하였으므로 GDP나 통합재정보다 빠른 속도로 증가하고 있음을 알 수 있다.

이를 보다 구체적으로 보면 사회보장과 관련한 재정지출은 크게 (1) 국민연금 (2) 건강보험 (3) 고용·산재보험 (4) 공적부조(국민기초생활보장 등) 등 4개 제도를 통해 발생한다. 이 중에서는 국민연금의 수입·지출 구조가 비교적 단순하기 때문에 국민연금의 장기 재정추이에 대해서는 상당히 많은 연구가 축적되어 있다. 건강보험의 경우에도 김종면(2000, 2002) 및 최준욱·전병목(2003) 등의 연구를 통해 개략적이거나 장기재정 추이가 파악되어 있다. 그러나 고용·

1) 이 표에서 첫 행의 복지지출합계와 별도로 제2행에 통합재정기준 합계를 제시한 것은, 통합재정의 범주가 현재 일반·특별회계 및 기금까지만 포함하기 때문에 기금이 아닌 건강보험의 총지출 중 통합재정에는 국고지원만 포함되고 기타 보험료나 2002년 이후 지원되는 담배부담금은 제외되기 때문이다. 그러나 다른 나라의 관례를 보거나 IMF 등 국제기구의 지침을 보더라도 통합재정에 국가의 주요 사업인 건강보험 지출이 포함되는 것은 당연하며, 이러한 취지에서 우리 공공부문에서 발생하는 사회복지부문에 대한 총지출 규모를 파악하기 위하여 제1행에 건강보험 총지출을 포함한 복지지출 합계를 제시하였다.

산재보험과 공적부조에 대한 장기재정 소요 전망과 관련해서는 앞의 두 가지 경우와 달리 심층적인 연구가 부족한 실정이다. 우리는 이 중 공적부조, 그 중에서도 특히 기초생활보장 관련 재정지출의 향후 추이를 예측할 필요성에 주목한다.

<표 1-1> 사회복지부문 재정지출의 추이

(단위: 억원)

	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
복지지출 합계 ¹⁾	220,851 (4.87) [22.01]	290,083 (6.45) [25.13]	340,651 (7.06) [28.16]	317,865 (6.09) [24.59]	362,381 (6.65) [26.50]	395,643 (6.65) [26.24]	428,098 (6.70) [24.81]
통합재정기준 복지지출합계 ^{2), 3)}	153,607 (3.39) [15.31]	213,323 (4.75) [18.48]	259,783 (5.38) 21.47]	227,226 (4.35) [17.58]	249,511 (4.58) [18.24]	275,021 (4.62) [18.24]	298,770 (4.67) [17.31]
공적연금	71,687 (1.58)	110,034 (2.45)	144,706 (3.00)	105,815 (2.03)	101,784 (1.87)	111,114 (1.87)	122,835 (1.92)
- 국민연금	26,523	40,857	46,959	21,175	18,868	24,146	28,498
- 공무원연금	28,076	50,698	73,154	62,260	57,488	60,023	64,672
- 사학연금	7,515	8,528	14,464	11,787	12,541	13,864	15,188
- 군인연금	9,573	9,951	10,129	10,593	12,887	13,081	14,477
건강보험	77,951 (1.72)	87,876 (1.95)	96,101 (1.99)	106,735 (2.04)	141,075 (2.59)	147,984 (2.49)	159,723 (2.50)
- 국고지원	10,703	11,116	15,233	16,096	28,205	27,362	30,395
고용보험	8,888 (0.20)	25,714 (0.57)	25,838 (0.54)	20,053 (0.38)	17,985 (0.33)	21,540 (0.36)	21,022 (0.33)
산재보험	16,482 (0.36)	18,083 (0.40)	15,000 (0.31)	16,502 (0.32)	19,716 (0.36)	25,607 (0.43)	26,510 (0.42)
공적부조 등 기타사회복지지출 ⁴⁾	45,847 (1.01)	48,376 (1.08)	59,006 (1.22)	68,760 (1.32)	81,821 (1.50)	89,398 (1.50)	97,808 (1.53)
- 기초생활보장	9,134	11,211	19,451	24,090	32,696	34,438	35,858
- 취약계층지원	4,868	4,966	5,629	7,348	8,547	9,913	11,464
- 국가보훈	10,037	10,554	10,800	12,464	14,220	16,104	18,914
- 보건의료	2,271	2,270	2,319	2,360	2,867	3,307	4,045
- 기타	19,537	19,375	20,807	22,498	23,491	25,636	27,527

주: 1) 건강보험 총지출 포함

2) ()안은 GDP대비 비중, []안은 통합재정대비 비율

3) 건강보험 국고지원금액만 포함 (담배부담금 제외)

4) 기타사회복지지출은 중앙정부 지원분만 포함

자료: 기획예산처

<표 I-1>을 보면 사회복지의 4대 부문 모두 외환위기 이후 약 2배의 규모로 증가하였으나, 공적부조 중 기초생활보장과 취약계층 지원 사업은 같은 기간에 약 3배로 증가하였다. 특히 기초생활보장 지출은 거의 4배로 증가하여, 아직은 상대적으로 규모가 작지만 2001년 이후 증가세의 둔화에도 불구하고 향후 증가 속도에 따라서는 상당한 재정부담을 초래할 가능성을 보여주고 있다. 이러한 맥락에서 공적연금이나 건강보험과 함께 공적부조, 특히 기초생활보장 지출 역시 장기 재정소요의 윤곽이나마 파악하는 것이 향후 국가재정의 중장기 기획 및 원활한 운용에 필요한 중요한 과제라고 사료된다.

그럼에도 불구하고 공적부조 규모의 향후 추이에 대한 연구가 상대적으로 미진하였던 것은 공적연금이나 건강보험에서는 굳이 다룰 필요가 없는 난제가 저소득층 정책분석에 있기 때문이라고 사료된다. 공적부조는 특정계층(저소득층)을 대상으로 한정적으로 시행되는 정책이다. 따라서 공적부조의 장기 재정소요를 예측하기 위해서는 소득분포를 명시적으로 분석에 사용하여야 하며, 이를 위해서는 소득분포의 특성을 파악하여 분포를 전망할 수 있어야 한다. 그런데 소득분포에 대한 전망은 지금까지 사실상 이루어지지 못하였기 때문에 현재까지 공적부조의 장기재정 추이 등 소득분포를 알아야 되는 주제에 관한 연구가 미흡하였다.

향후 사회보장제도의 재정수지 또는 비용소요구조를 추정함에 있어 기존 연구에서는 대부분, 주요 거시경제변수들에 대한 일정한 가정이나 예측치를 토대로 시계열적인 추세분석을 통해 연구결과를 도출하고 있다.

그러나 집계변수에 대한 예측치를 이용한 거시분석에 의존한 연구는 미시적 소득분포의 변화에 의한 효과를 전혀 반영하지 못하거나 또는 매우 부분적으로만 미시정보를 이용하기 때문에 원천적으

로 분석의 한계가 있다. 더욱이 미시분포에 대한 정보가 부재하였기 때문에 선행연구에서는 미시자료에 입각한 정책시뮬레이션 연구가 원천적으로 불가능하였다.

다행히 최근에는 소득분포의 특성에 대한 연구가 이루어지면서 이에 대한 심층연구의 가능성이 크게 높아졌다. 예를 들면, 소득분포 특성에 대한 미시분석 결과를 토대로 하면, 공적부조 정책의 여러 대안별로 각 대안하에 수혜대상이 되는 가구의 수, 규모, 소득수준 장기전망 및 이에 따른 재정 지출소요를 전망·도출할 수 있다. 국민연금과 건강보험의 경우에도 소득계층 및 가구유형별 수혜 수준 분석을 추가함으로써 기존 평균소득 위주의 분석 결과를 보완할 수 있다.

이러한 맥락에서 미시자료를 이용한 소득분포의 특성을 규명해 낸 김종면·성명재(2003)의 연구는 매우 유용하다고 할 수 있다. 이들의 연구에서는 소득분포의 중요한 특성들을 새로 정립하고, 그러한 특성을 바탕으로 향후 소득분포 전망을 도출할 수 있는 이론적 틀을 제시하였다. 또한 김종면(2003)은 김종면·성명재의 결과를 더 진전시켜서 소득분포 전망에 필요한 이론적 틀을 보다 상세히 규명하였다. 그러나 이들 연구에서는 몇 가지 한계 때문에 실제로 소득분포 전망을 도출하여 소득세나 복지재정 제도 연구에 미시적인 적용하는 데까지는 이르지 못하였다.

본 연구에서는 김종면·성명재의 연구를 기초로 하여 그들의 연구에서 미비하였던 사항들에 대한 답을 제시함으로써 기존 연구결과를 더욱 확장하여 소득분포의 특성을 분석·규명한 후, 이를 토대로 장기소득분포를 예측하고자 한다. 또한 이렇게 도출한 장기소득분포를 응용하여 기초생활보장 등 저소득층 정책에 대하여 최초로 소득분포를 명시적으로 감안한 장기 재정지출 소요를 추정하고자 한다. 이를 통해 저소득층을 대상으로 한 사회보장정책의 정책

추진방향 점검 및 수립에 기여할 수 있을 것으로 기대된다.²⁾

본 연구의 구성은 다음과 같다.

제Ⅱ장에서는 본 연구에서 채택하는 분석방법과 분석에 사용되는 자료에 대해 소개한다. 제Ⅲ장에서는 가구소비실태조사 자료를 분석하여 도시가계자료를 토대로 한 김종면·성명재의 기존 결과에 대한 확장을 시도한다. 특히 도시가계자료에서는 누락된 1인가구와 근로자외 가구(자영업자 가구 등)의 소득을 포함하여 분석하여도 도시가계자료에 근거한 기존 연구결과가 유효함을 보이고자 한다. 또한 기초생활보장 등 저소득층 정책에서는 가구규모(가구원수)도 명시적으로 고려할 필요가 있으므로 가구원수별 소득분포에 대해 살펴본다. 제Ⅳ장의 연구결과를 토대로 제Ⅴ장에서는 소득분포에 대한 장기예측을 실시한다. 이 과정에서 인구주택총조사 자료에서 별도로 추정한 장래도시가구추계가 필요하므로 그 결과 역시 제시한다. 제Ⅵ장에서는 앞서 도출한 연령별 소득분포 장기전망을 토대로 하여 다시 가구원수별 소득분포 전망을 도출하고, 이를 이용하여 기초생활보장 등 저소득층 대상 정책의 장기재정지출 소요를 분석도출한다. 마지막으로 제Ⅶ장에서는 본 연구의 핵심연구결과를 정리하면서 이를 토대로 사회보장정책의 장기정책방향과 향후의 보완연구과제에 대해 간략히 논의한다.

2) 세계화를 통한 경쟁 심화, 기술진보, 고령화 등 소득분포에 영향을 줄 수 있는 요인에 대한 논의는 본 보고서에서 시도하고자 하는 계량적 분석에 기초한 장기전망의 취지에 잘 부합되지 못한다고 판단하여 향후 별도 연구과제로 남기는 것이 적합하다고 판단하였음을 밝혀둔다. 저자들의 견해로는 소득분포의 변화 양상 자체가 명확히 규명되지 못하고 있는 연구 현실에서는 분포변화의 요인이 무엇이며 어떠한 방식으로 분포에 어떠한 영향을 주는지 논하는 것은 무리라고 판단하였으며, 이보다는 소득분포의 변화 양상 자체를 세밀하게 분석하는 기초작업에 치중하기로 하였다. 소득분포의 결정요인에 대한 보다 상세한 분석은 성명재(2001) 및 성명재·김종면(2004) 등이 있으며, 여기에서는 교육수준, 고령화, 핵가족화, 여성가구주 증가, 가구주 근로형태 등의 요인과 소득분포의 관계를 분석하였다.

II. 분석방법과 분석자료

본 연구에서는 사회보장정책의 재정지출 소요 추정을 위한 기초 연구를 위해 미시자료와 소득분포 분석을 위한 다양한 분석방법이 채택되었다. 본장에서는 분석에 사용된 미시자료와 분석방법론에 대해 간략히 논의한다.

1. 분석자료

본 연구는 미시소득분포의 특성을 추정하고 미래의 소득분포를 예측(projection)하여 각종 사회보장정책의 재정지출 소요를 추정함을 목적으로 한다. 재정지출 소요를 추정하는 방법에는 거시 시계열자료를 기초로 할 수도 있지만 인구의 미시적 구성 변화에 의한 효과를 제대로 반영할 수 없다는 점에서 거시분석에 보완하여 미시 분석을 통한 재정지출 소요를 추정할 필요가 있다.

미시분석을 위해 현 시점에서 이용가능한 미시자료로는 통계청의 가구소비실태조사자료와 도시가계조사자료³⁾, 한국노동연구원의 한국노동패널자료가 대표적이다. 이 가운데 가구소비실태조사자료는 조사대상의 범위가 일부의 농어가 등만을 제외하고 있을 뿐 사실상 전국민 대상의 서베이 자료이기 때문에 자료의 대표성 측면에서 다른 자료보다 우월하다. 그러나 가구소비실태조사자료는 1991년, 1996년, 2000년의 세차례만 조사되었기 때문에 전반적인 소득분포 구조의 변화추이를 파악하는 데에는 제한된 정보밖에 제공해주지

3) 2003년부터는 조사대상지역을 비도시지역의 읍·면지역까지 확대하기 때문에 가계조사자료로 명칭이 개편되었다.

못한다는 단점이 있다. 또한 연간자료의 경우에는 가계부 작성을 통해 조사하는 도시가계조사자료와 달리 설문에 의한 간단한 문답 자료의 형태로 자료가 구축되기 때문에 도시가계조사자료보다는 자료의 신뢰성 측면에서 다소 열위에 있다.

도시가계조사자료의 경우에는 매월 가계부 작성 및 면접조사 방법을 통해 자료가 구축되기 때문에 다른 형태의 조사자료에 비해 자료의 정확성과 신뢰성이 상당히 높은 편이다. 또한 자료의 축적 기간도 매우 길기 때문에 소득분포의 특성과 추세변화 등을 파악하기가 용이하다. 다만 소득분포와 관련하여 2002년도분 자료까지는 근로자가구의 경우에만 소득 관련 자료가 제공되고 무직가구와 자영업자가구의 경우에는 해당 자료가 제공되지 않아 제한적이다. 또한 도시가계조사자료는 2002년도분 자료까지만 해도 비도시지역과 도시지역의 읍·면지역이 조사대상에서 제외되고, 1인가구마저 제외되는 등 조사대상의 범위가 제한된다는 단점이 있다. 다행히도 2003년 자료부터는 읍·면지역이 조사대상 지역으로 확대되고 자영업자 등에 대해서도 소득 관련 정보를 제공해줄 예정이어서 이 문제의 상당 부분이 곧 해소될 전망이다⁴⁾.

전술한 바와 같이 2002년까지의 도시가계조사자료에서는, 가구유형별로 자영업자의 경우 인적특성과 소비와 관련된 항목에 대한 정

4) 2002년 자료까지 통계청이 생산하는 가구 소득 및 지출통계는 도시에 거주하는 2인 이상의 근로자가구를 대상으로 작성되어 있다. 통계청에 따르면 2002년까지의 도시가계조사자료 중 근로자가구에 대한 정보는 가구수를 기준으로 할 때 전체의 35.2% 정도라고 한다(2000년 인구주택총조사 기준). 2003년부터 도시가계조사를 근로자외가구 및 읍면지역 비농가로 확대하여 가구 포괄범위가 전체의 75.6%(가구수 기준)로 높아지고, 농가에 대해서는 통계청의 농가경제조사의 농가소득 자료와 접속하여 결과 분석에 포함시키면 가구대표도는 84.5%에 이를 것이라고 한다. 또한 통계청에서는 2005년까지 1인가구의 특성에 맞는 표본설계 및 조사기법을 개발하여 1인가구를 조사에 포함시킬 계획이라고 하는데 이것이 완성되면 사실상 전국 규모의 모든 가구를 포함하는 자료로 구축될 예정이라고 한다.

보만이 제공되고 소득 관련 부분은 정보가 제공되지 않기 때문에 소득분포를 분석하는 데 있어 제약이 따른다. 물론 성명재(2001) 등의 연구에서와 같이 일정한 가정하에서 소득함수(또는 역소비함수)를 추정하는 방법을 통해 자영업자가구의 소득을 추정함으로써 자료의 활용도 및 자료범위의 대표성을 확충함으로써 이 문제를 완화할 수 있다.

한국노동패널자료의 경우에는 패널자료로서 유용성이 매우 높다. 최근의 소득분배구조의 변화를 추적조사할 수 있을 뿐만 아니라 대부분의 미시자료가 횡단면자료의 형태로 구축되어 있어 추적조사를 통한 행태 변화를 분석할 수 있는 여건이 크게 미흡하였던 현실에서 이 자료는 패널분석을 가능하게 해준다는 측면에서 가치가 높다. 또한 표본추출이 저소득층 위주로 되어 있어 동 계층에 대한 실태 분석 및 지원방안 분석에서 다른 자료에 비하여 우위에 있다고 판단된다.

반면 한국노동패널자료에는 상대적으로 다른 자료보다 취약한 측면도 있다. 우선 기본적으로 면접조사 방식으로 소득 및 소비 관련 자료가 축적된다. 따라서 정기적으로 가계부를 작성하고 면접조사를 병행하여 실시하는 것에 비해 자료의 신뢰성이 다소 떨어진다는 단점이 있다. 또한 저소득층 위주의 표본 추출 때문에 자료에 있는 가중치를 반영하여도 소득수준이 전반적으로 다른 자료에서 관측되는 수준보다 상당히 낮으며, 소득분포의 모양이 자연대수를 취하였을 경우 대칭형에 가깝게 나오는 다른 자료와는 달리 상당히 심한 좌편향성이 존재한다. 그 밖에 이 자료는 자료의 축적기간이 짧아 추세분석에는 한계를 가지고 있다. 장차 자료의 축적기간이 길어진다면 이러한 문제는 자연스럽게 해소될 것으로 기대된다.

본 연구에서는 노동패널 소득자료의 한계와 관측기간이 짧다는 점을 고려하여 분석에 이용하지 않았으며 각종 사회보장정책의 향

후 재정지출 소요를 추정하기 위한 소득분포의 특성을 분석함에 있어 주로 도시가계자료에 의존하고 부수적으로 가구소비실태조사자료를 사용한다. 특히 노동패널자료는 저소득 계층에 관심을 국한하는 경우에는 세부 분석에는 매우 유용한 정보가 많아서 우선적으로 사용하겠지만, 전 가구의 소득분포를 노동패널자료로부터 추정하였을 경우 앞에서 설명한 바와 같이 상당한 편이(bias)가 존재하므로 본 보고서의 분석에서는 사용하지 못하였다. 즉 본 보고서에서는 전 인구 또는 전 가구의 소득분포를 파악하고 이를 근거로 빈곤율 또는 저소득층 소득기준을 분석하기 때문에 전 가구 소득분포의 신뢰성이 상대적으로 떨어지는 노동패널자료를 사용하는 것은 적절하지 못하다고 판단하였다.

끝으로, 도시가계 자료와 가구소비실태조사 자료에 더하여 가구주 연령별, 가구원수별 장래추계를 별도로 도출할 필요가 있어서 인구주택총조사 2% 표본자료를 사용하였음을 밝혀둔다.

2. 분석방법: 소득분포의 추정·예측

가. 개요

사회보장정책의 재정지출 소요를 추정하기 위해서는 향후의 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 전가구 소득의 분포를 추정하는 작업으로서, 이미 김종면·성명재(2003)과 김종면(2003)에 의해 기본적인 방법이 제시된 바 있다. 본 연구에서는 이 두 연구에서 미진한 부분으로 남아 있

던 부분에 대한 답을 제시함으로써 소득분포 전망의 정확도 및 신뢰성을 제고하고자 한다.

즉 위의 두 연구에서는 우리나라 도시가구의 소득분포가 자연대수 정규분포임을 밝히고 향후 가구소득분포 전망을 위하여 연령별 자연대수 소득분포의 평균을 예측하는 방법을 제시하였으나, 그 결과가 도시가계자료에 전적으로 의존하기 때문에 부득이 1인가구가 분석에서 제외되고 자영자가구에 대해서 소비를 근거로 역추정한 소득을 사용한 단점이 있었다. 본 연구에서는 가구소비실태조사 자료를 분석하여 이러한 단점을 보완한다. 아울러 가구원수별로도 가구소득분포를 도출하고, 또한 인구주택총조사 2% 표본자료를 이용하여 도시가구의 장래추계를 실시하여 장래 소득분포 전망 도출에 활용한다.

나. 소득분포 특성 분석에 대한 기존 연구와 소득분포 특성의 파악

1) 기존 연구의 성과와 보완과제

김종면·성명재(2003)의 연구에서는 도시가계조사자료를 분석한 결과, 대체로 2인 이상의 도시가구의 소득분포는, 통계적 관점에서 볼 때, 자연대수 정규분포(log-normal distribution)을 따르는 것으로 분석한 바 있다. 또한 그들의 연구에서는 우리나라 도시가구의 소득분포가 (자연대수)정규분포를 따르는 현상이 사실상 경제위기 기간을 제외하고는 매우 안정적이라는 점과 소득분배 격차를 나타내는 지표 중 하나인 지니계수가 사실상 자연대수 소득의 표준편차에 비례한다는 점을 밝힘으로써 관련 분야의 연구에 있어 상당히 큰 영향을 미칠 수 있는 것으로 보인다. 다만 그들의 연구에서는 1인가구가 표본에서 제외되어 있고 비도시지역에 거주하는 가구도 고려대상 밖에 있기 때문에 그러한 연구결과가 소득분포의 일반적

인 특성을 반영한 것이 아니라 도시가계조사자료만의 특성에 그치지 않느냐는 비판이 제기되고 있다.

본 연구에서는 소득분포의 형태와 안정성 여부가 향후의 사회복지정책의 재정지출 소요 추정에 매우 중요한 요소인 만큼, 도시가계조사자료는 물론이고 가구소비실태조사자료에 대해서도 상기의 연구와 동일한 방법론을 적용하여 소득분포의 특성을 검증해 봄으로써 자연대수 정규분포를 따른다는 소득분포의 특성이 특이표본에 의해 우연히 도출된 특이해가 아니라 일반해로서의 특성을 지닌다는 점을 검증해 본다. 또한 근로자와 가구(자영업자가구 등)와 1인가구의 경우에도 자연대수 정규분포가 역시 성립하는지 검증하고자 한다. 이를 통해 향후의 소득분포를 예측해보는 모형을 개발하고자 한다.

이 과정을 보다 구체적으로 설명하면 다음과 같다.

2) 가구특성-소득분포의 파악

김종면·성명재(2003)의 연구에서 가구원 수가 2인 이상인 도시가구를 대상으로 소득분포의 특성을 분석하였다. 그들 연구에서의 분석결과의 핵심은 ① 연도별 총가구 소득과 연도·가구주연령별 도시가구소득 분포가 자연대수 정규분포를 따른다는 사실을 통계적으로 검정하였다는 점이다. 또한 ② 소득분포가 자연대수 정규분포를 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.

위에서 설명하였듯이 도시가계조사자료는 1인가구와 읍·면지역 거주가구 등이 배제되어 있다. 따라서 이들 가구까지 포함한 경우

에도 위와 유사한 소득분포의 특성이 도출될 것인지에 대한 검증이 필요하다. 자료원천별로 자료구축 방법과 포괄범위 등이 차이가 나기는 하지만 도시가계조사자료를 분석하는 방법과 동일한 방법으로 이들 자료에 대해서도 소득분포의 특성을 검증해 본다.

3) 소득분포의 추정·예측

상기의 두 가지 자료를 이용하여 향후의 소득분포를 추정하는 경우에는 도시가계조사자료를 근간으로 하되 가구소비실태조사자료를 보완적으로 사용한다. 즉, 2인 이상의 도시가구를 제외한 나머지 가구의 경우에는 가구소비실태조사자료의 특성을 상호비교함으로써 자료의 대표성을 보완하도록 한다.

가구소비실태조사자료 등에 비해 자료의 포괄범위가 제한되어 있음에도 불구하고 도시가계조사자료를 가장 중요한 기초자료로 사용하는 이유는, 첫째, 여타의 자료로는 소득분포 특성의 추세적 변화 추이를 포착하는 것이 불가능하지만 도시가계조사자료의 경우에는 그러한 것이 용이하기 때문이다. 둘째, 여타자료의 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 내용이 좀더 신뢰할 수 있기 때문이다.

다. 소득분포의 전망

김종면·성명재(2003) 및 김종면(2003)에서 밝힌 바와 같이, 가구주 연령별 가구소득이 자연대수 정규분포를 따르는 이상, 각 연령별 자연대수 소득의 평균과 분산, 그리고 가구주의 연령분포를 구함으로써 소득분포가 전망된다. 이때 위의 두 연구 결과만으로도

연령별 자연대수 소득분포의 평균 전망은 가능하며, 이 과정에서 최준욱·전병목(2003)이 사용한 장기 경제성장률 전망치를 사용한다. 이외에도 연령별 자연대수 소득분포의 표준편차와 가구주의 연령분포 추계가 필요하다.

가구주 연령분포 추계는 통계청의 장래가구추계에서 사용한 가구주를 추계방법을 응용하여 인구주택총조사 2% 표본(1980, 85, 90, 95, 00연도 자료)에서 향후 도시가구 추계를 직접 수행하여 가구주 연령 및 가구원수 전망을 도출하여 사용한다. 연령별 자연대수 소득분포의 표준편차 전망은 연령별 자연대수 소득의 평균과 가구주 연령분포를 아는 이상 전연령 가구 소득분포의 분산만 알면 역산으로 구할 수 있다. 이때 전연령 가구 소득분포의 분산은 지니계수가 향후 외국사례에서와 같은 속도로 장기적으로 증가한다는 가정하에 추정하여 사용한다.

3. 모의실험을 통한 재정지출 소요의 추정과 기대효과

가. 모의실험을 통한 정책효과 및 재정지출 소요의 분석

제2절에서 소개한 분석방법을 거쳐 향후의 소득분포를 추정한 결과를 이용하면 각종 사회보장제도의 재정지출 소요를 추정할 수 있다. 불확실성이 매우 높기 때문에 향후의 사회보장 정책 및 제도를 예측하는 것은 사실상 불가능하다. 그렇지만 일단 향후의 소득분포에 대한 정보가 확보되면 다양한 정책시나리오, 즉 각종 사회보장 정책의 신설·변경에 대하여 모의실험(simulation)을 통해 재정지출 소요와 다양한 정책효과를 추정할 수 있다.

나. 기대효과

상기의 과정을 거쳐 사회보장정책의 재정지출 소요를 추정하면

거시지표의 변화에 의한 효과를 포함하여 인구구성 및 기타 소득분배 구조 등의 변화에 의해 초래되는 재정효과를 함께 분석할 수 있는 만큼, 사회보장체계의 재정적 장기 현실성(long-term viability)을 검증할 수 있을 것으로 기대된다. 기존의 연구에서는 대부분 거시분석에만 국한하고 있어 미시적인 요인 변화에 의한 장기재정효과에 대한 분석이 불가능하였지만 본 연구를 통해 그러한 부분에 대한 의문이 상당부분 해소될 것으로 생각된다.

또한 사회보장제도별로 향후 재정 측면에서의 장기적 현실성을 검증함으로써 향후 불필요한 사회적 마찰을 피하는 동시에, 재정이 뒷받침되지 않는 사회보장제도에 필연적으로 따르는 왜곡요인들을 미연에 방지함으로써 국가재원 배분의 장기 효율성을 제고할 수 있을 것으로 기대된다.

Ⅲ. 소득분포의 특성 분석

본장에서는 각종 미시자료로부터 소득분포의 특성을 분석하여 소득분포가 자연대수 정규분포(log-normal distribution)를 따른다는 것을 보이고자 한다. 소득분포의 이러한 특성은 Aitchison and Brown(1957)이 여러 직종의 소득분포를 분석한 결과 자연대수 정규분포와 유사하다고 밝힌 이래 노동경제학 등 소득을 연구하는 분야에서 알려진 사실이다. 그러나 소득분포의 이러한 특성을 명시적으로 전제하여 분석을 수행한 연구는 사실 매우 드물며, 이는 실제로 소득분포를 자연대수 정규분포라고 간주하여도 무방한지 상세히 분석하여야 한다는 부담과, 적지않은 경우에 소득이 자연대수 정규분포와 다른 예도 있기 때문이다. 본 보고서에서는 저소득층 정책 분석을 수행하면서 소득이 자연대수 정규분포라는 특성을 집중적으로 이용하려고 하기 때문에 본장에서 우리나라 가구소득 분포의 특성을 자세히 보고자 한다.

1. 도시기계조사자료의 소득분포

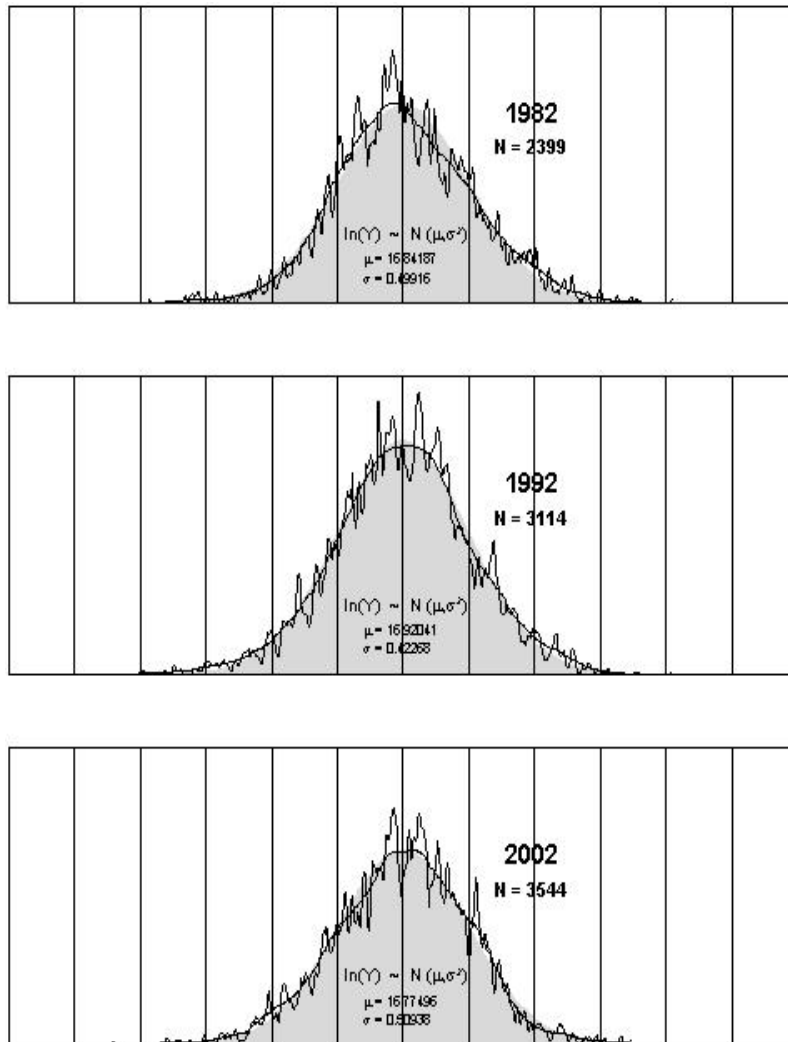
김종면·성명재(2003)에서는 우리나라의 도시기구 소득분포가 자연대수 정규분포임을 밝힘으로써 소득분포에 대한 모든 특성을 단 2개의 모수를 통해 모두 파악할 수 있음을 밝혔다. 또한 자연대수 소득분포의 연령별 평균(m)이 일정한 규칙을 따라 변함을 밝혀 비교적 정확하게 소득분포를 전망할 수 있다는 사실을 보였다. 그럼으로써 조세정책과 사회보장 등의 분야에서 정책모의실험(policy experiment)에서 그 결과를 직접 활용할 수 있게 되었다.

[그림 III-1]을 보면 자연대수 가구소득이 사실상 정규분포임을 쉽게 확인할 수 있다. 지면의 제약을 감안하여 연도·연령별 소득 분포는 본고에서 제시하지 않고 있으며, [그림 III-1]에서도 1982~2002년의 21개년 자료 중 3개 연도의 추정소득분포만을 제시하고 있다. 김종면·성명재(2003)에서는 1982~2002년의 21개 각 연도별로 다시 25~65세 가구주 연령별로 총 861개의 자연대수 소득분포를 구하여 정규분포 여부를 검정하였으며, 각 연도별로 전 연령층 총가구의 자연대수 소득분포 21개에 대하여서도 같은 작업을 하여 정규분포임을 보였다. 그림에서 음영으로 처리한 부분은 각 연도의 표본자료와 동일한 평균과 분산을 가진 이론상의 정규분포이며, 그 위에 순탄성의 정도(degree of smoothness)를 달리하여 표본으로부터 추정된 경험확률밀도 함수가 제시되어 있다. 육안으로도 판별 가능하듯이, 각 연도의 총가구의 자연대수 소득은 정규분포로 간주하여도 무방함을 알 수 있다.

또한 보다 자세한 검정을 위하여 계량경제학에서 가장 널리 통용되는 Jarque and Bera(1980)의 방법을 사용하여도 대부분의 연도별 및 연도·연령별 자연대수 가구소득 분포가 정규분포라는 귀무가설을 기각하지 못한다. <표 III-1>을 보면 외환위기로 인하여 소득분포가 심한 타격을 받은 1997년과 1998년을 제외⁵⁾하면 소득분포가 거의 대부분의 연도에 자연대수 정규분포임을 알 수 있다. 이어서 <표 III-2>~<표 III-4>를 보면 보다 자세히 각 연령별로 소득분포를 구하여 살펴보아도 대체로 자연대수 정규분포를 따른다는 사실을 알 수 있다.

5) <표 III-1>을 보면 93, 95, 2003년에도 '정규분포를 따른다'는 귀무가설을 기각하고 있으나 <표 III-2>~<표 III-4>의 연령별 분포에서는 모두 정규분포임을 기각하지 못하고 있다.

[그림 III-1] 연도별 추정경험분포와 정규분포의 비교
(1982, 1992, 2002)



<표 III-1> 연도별 정규분포 검정결과(도시가계조사자료)

	검정통계치	유의수준 10%	유의수준 5%	유의수준 1%
1982	4.469	0	0	0
1983	1.447	0	0	0
1984	0.631	0	0	0
1985	6.380	1	1	0
1986	1.258	0	0	0
1987	2.008	0	0	0
1988	4.054	0	0	0
1989	5.195	1	0	0
1990	6.182	1	1	0
1991	0.809	0	0	0
1992	5.067	1	0	0
1993	18.286	1	1	1
1994	3.234	0	0	0
1995	14.518	1	1	1
1996	5.939	1	0	0
1997	281.657	1	1	1
1998	182.699	1	1	1
1999	4.034	0	0	0
2000	3.690	0	0	0
2001	5.515	1	0	0
2002	3.533	0	0	0
2003	20.084	1	1	1
계	-	11	7	5

주: 0은 '정규분포를 따른다'는 귀무가설을 기각하지 못하는 경우를 나타내며, 1은 주어진 유의수준하에서 귀무가설을 기각하는 경우임(귀무가설 기각시 음영 처리를 하였음).

III. 소득분포의 특성 분석 49

<표 III-2> 연도별·연령별 정규분포 검정결과
(유의수준=10%, 도시기계조사자료)

	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	계
25	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
26	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	3
27	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	4
28	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	2
29	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	4
30	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	3
31	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	3
32	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	3
33	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	3
34	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
35	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
36	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
37	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
38	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	3
39	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
40	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
41	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
42	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
43	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	1	0	0	2
44	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
45	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
46	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
47	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
48	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
49	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	2
50	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
51	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
52	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
53	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	2
55	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
56	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
57	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
59	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
61	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
63	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
64	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
65	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
계	2	0	0	6	1	3	2	0	2	0	2	0	0	0	0	25	20	0	0	1	0	0	64

주: 0은 '정규분포를 따른다'는 귀무가설을 기각하지 못하는 경우를 나타내며,
1은 주어진 유의수준하에서 귀무가설을 기각하는 경우임(귀무가설 기각시
음영처리를 하였음).

<표 III-3> 연도별·연령별 정규분포 검정결과
(유의수준=5%, 도시가계조사자료)

	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	계
25	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
26	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
27	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
28	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
29	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
30	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
31	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
32	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	3
33	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	3
34	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
35	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
36	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
37	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
38	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
39	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1
40	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
41	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
42	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
43	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	1
44	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
45	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
46	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
47	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
48	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
49	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
50	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
51	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
52	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
53	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
55	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
56	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
57	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
59	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
61	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
63	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
64	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
65	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
계	2	0	0	4	0	1	1	0	2	0	2	0	0	0	0	17	14	0	0	1	0	0	44

주: 0은 '정규분포를 따른다'는 귀무가설을 기각하지 못하는 경우를 나타내며,
1은 주어진 유의수준하에서 귀무가설을 기각하는 경우임(귀무가설 기각시
음영처리를 하였음).

III. 소득분포의 특성 분석 51

<표 III-4> 연도별·연령별 정규분포 검정결과
(유의수준=1%, 도시가계조사자료)

	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	계
25	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
26	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
27	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
28	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
29	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
30	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
31	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
32	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	2
33	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	3
34	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
35	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
36	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
37	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	2
38	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
39	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
40	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
41	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
42	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
43	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
44	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
45	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
46	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
47	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
48	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
49	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
50	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
51	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
52	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
53	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
55	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
56	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
57	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
59	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
60	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
61	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
63	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
64	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
65	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
계	1	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	9	7	0	0	0	0	0	19

주: 0은 '정규분포를 따른다'는 귀무가설을 기각하지 못하는 경우를 나타내며, 1은 주어진 유의수준하에서 귀무가설을 기각하는 경우임(귀무가설 기각시 음영처리를 하였음).

정규분포는 2개의 모수(평균 m 과 표준편차 s (또는 분산 s^2))로써 분포 전체를 정의할 수 있다는 것이 특징이자 장점이다. 사실 임의의 분포(distribution)를 결정하는 계수(parameter)가 속해 있는 공간(space)의 차수(dimension)는 통계학적으로 무한대(infinity)이다. 그러므로 현실적으로 분석을 가능하게 하기 위해서는 분포를 계수화(parameterize)하여 유한한 차수를 가진 공간 내에서 계수가 결정될 수 있도록 예측대상인 분포의 범위를 좁히는 것이 필요하다. 따라서 김종면·성명재(2003)에서 밝힌 바와 같이 단 2개의 계수로 연령별 가구소득의 분포를 정의할 수 있다는 사실은 소득분포 예측의 정확성을 제고하는 데 큰 도움이 된다.

그러나 위의 결과가 도시가계자료에 전적으로 의존하기 때문에 부득이 1인가구가 분석에서 제외되고 자영업자가구에 대해서 소비를 근거로 역추정한 소득을 사용한 단점이 있었다. 본장에서는 가구소비실태조사 자료를 분석하여 가구소득이 자연대수 정규분포를 따른다는 김종면·성명재의 결과를 일반화(generalize)하여 장래 소득분포 전망에 사용가능한지를 보려고 한다. 이를 위해 1인가구까지 포괄하고 있는 가구소비실태조사자료를 이용하여 1인가구의 분포 특성을 추출하여 보완한다. 또한 가구원수별로도 가구소득분포가 자연대수 정규분포인가를 확인하고자 한다.

2. 가구소비실태조사자료의 소득분포

가. 전체가구의 소득분포

가구소비실태조사를 사용하여 1인 및 자영업자가구의 소득이 포함된 경우에도 가구소득이 자연대수 정규분포를 따르는가를 확인하기 위하여 우선 <표 III-5>와 <표 III-6>에서 각 연령별 자연대수 소득의 평균과 분산을 두 가지 방법으로 추정하여 비교하였다. 이

중 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정하는 것이며, 간접법은 자연대수소득 분포가 정규분포를 따른다는 가상적인 상황에서, 추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정한 것이다. 따라서 가구소득이 자연대수 정규분포를 따르는 경우에 두 가지 방법으로 추정한 평균과 분산이 거의 동일하여야 한다. 그러나 두 표에서 보면 알 수 있듯이 두 방법에 따라 추정한 평균과 분산에는 상당한 차이가 있어서 가구소비실태조사에 나타난 소득분포가 자연대수 정규분포를 따른다고 보기에는 어렵다고 판단된다.

이러한 결과는 김종면·성명재(2003)에서와 동일한 방법으로 자연대수 소득분포를 커널기법으로 도출하여 검사하여도 육안으로 확인할 수 있다. 앞서 확인한 도시간계자료의 결과와는 달리 [그림 III-2]와 [그림 III-3]에서 1996년과 2000년의 자료에서 추정된 경험확률밀도함수(empirical probability density function)는 이론적 정규분포와는 다르다는 사실을 볼 수 있다⁶⁾. 또한 통계적 검정결과를 <표 III-7>에서 보아도 도시간계자료의 결과와는 달리 많은 경우 자연대수 소득이 정규분포라는 귀무가설이 기각됨을 알 수 있다.

6) 두 그림에는 전 연령의 추정 소득분포가 제시되어 있다. 김종면·성명재(2003)의 결과와 비교가 가능하도록 각 연령별 추정 소득분포는 <부록 I>에 별도로 제시되어 있다.

<표 III-5> 가구주 연령별 자연대수소득의 평균과 분산
(1996년 가구소비실태조사자료)

(단위: ln(원))

가구주 연령	직접법			간접법		
	평균	분산	표준편차	평균	분산	표준편차
25세 이하	16.33171	0.32647	0.57137	16.35352	0.23862	0.48849
26세	16.59817	0.21583	0.46457	16.61144	0.21244	0.46091
27세	16.68108	0.24406	0.49403	16.72776	0.17480	0.41809
28세	16.75660	0.19889	0.44597	16.74707	0.18884	0.43456
29세	16.69348	3.77752	1.94358	16.77119	0.17726	0.42103
30세	16.78973	0.23967	0.48956	16.80284	0.16944	0.41164
31세	16.74046	5.24384	2.28994	16.84451	0.16422	0.40524
32세	16.86816	0.19157	0.43768	16.86392	0.17006	0.41238
33세	16.90901	0.21393	0.46252	16.90636	0.16146	0.40182
34세	16.90191	2.14420	1.46431	16.94943	0.18885	0.43457
35세	16.77875	4.32497	2.07966	16.88062	0.18874	0.43445
36세	16.94273	0.23268	0.48237	16.94814	0.16628	0.40778
37세	16.91358	0.27792	0.52718	16.93516	0.21260	0.46108
38세	16.98208	0.25030	0.50030	16.99508	0.21090	0.45924
39세	16.88724	6.16977	2.48390	16.99346	0.20604	0.45392
40세	16.92874	0.25000	0.50000	16.95547	0.21024	0.45852
41세	16.89389	2.42946	1.55867	16.97533	0.23706	0.48689
42세	16.94718	0.26742	0.51713	16.95996	0.25606	0.50602
43세	16.97269	0.23215	0.48182	16.99268	0.18599	0.43127
44세	16.92037	3.41340	1.84754	16.99393	0.26065	0.51054
45세	17.01560	0.30844	0.55537	17.04562	0.26935	0.51899
46세	17.00742	0.24394	0.49390	17.03421	0.22119	0.47031
47세	16.91472	7.00420	2.64655	17.09783	0.21365	0.46222
48세	17.02716	0.27640	0.52574	17.06210	0.21713	0.46597
49세	17.04375	0.36996	0.60824	17.08782	0.24387	0.49383
50세	17.03077	0.31650	0.56259	17.07036	0.27312	0.52261
51세	16.98706	0.36155	0.60129	17.03180	0.33958	0.58274
52세	16.88242	5.76970	2.40202	17.02177	0.39551	0.62890
53세	17.03741	0.33739	0.58085	17.07895	0.28612	0.53491
54세	16.93069	0.49448	0.70320	16.98776	0.44206	0.66488
55세	16.91481	0.46064	0.67871	16.95303	0.37288	0.61064
56세	16.75580	7.01600	2.64877	16.95083	0.43452	0.65918
57세	16.79624	0.61934	0.78698	16.83035	0.48902	0.69930
58세	16.89457	0.67582	0.82208	16.95729	0.47168	0.68679
59세	16.36072	16.16970	4.02116	16.69954	0.74151	0.86111
60세	16.72034	0.71036	0.84283	16.72860	0.69034	0.83087
61세	16.69838	0.69528	0.83383	16.71621	0.77547	0.88061
62세	16.56419	0.88675	0.94167	16.59542	0.97432	0.98707
63세	16.50933	0.58136	0.76247	16.49488	0.60437	0.77741
64세	16.19584	0.65605	0.80997	16.17717	0.72584	0.85196
65세 이상	15.66442	2.35718	1.53531	15.65939	0.91152	0.95474
전체	16.75934	1.88490	1.37292	16.84830	0.33202	0.57621

주: 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정한 것임.
간접법은 자연대수 소득분포가 정규분포를 따른다는 가설적인 상황에서,
추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산
값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정한 것임.

III. 소득분포의 특성 분석 55

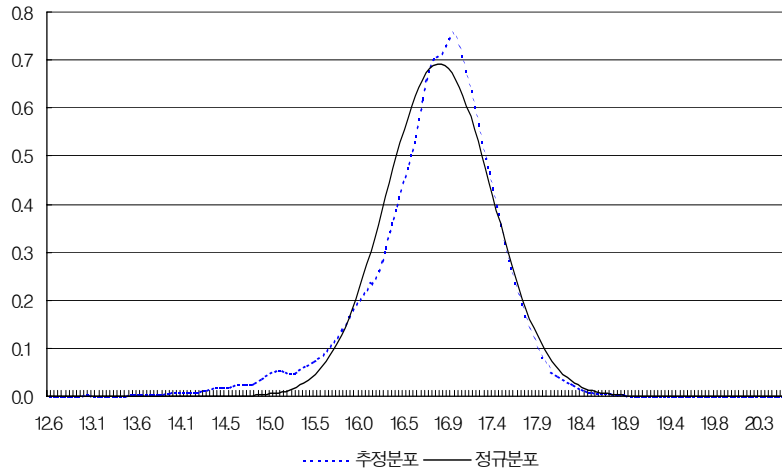
<표 III-6> 가구주 연령별 자연대수소득의 평균과 분산
(2000년 가구소비실태조사자료)

(단위: ln(원))

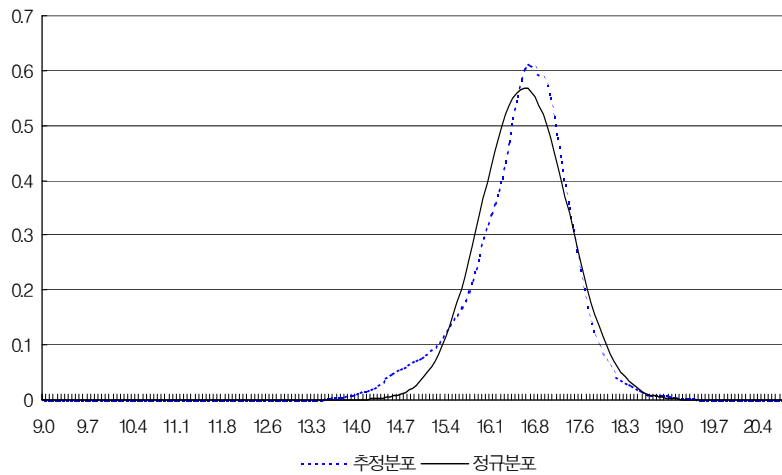
가구주 연령	직접법			간접법		
	평균	분산	표준편차	평균	분산	표준편차
25세 이하	16.06079	5.14674	2.26864	16.17264	0.27188	0.52142
26세	16.45325	0.31018	0.55694	16.45558	0.27088	0.52046
27세	16.58914	0.26524	0.51502	16.59139	0.23375	0.48348
28세	16.56629	0.24865	0.49865	16.57872	0.22967	0.47924
29세	16.43817	9.55133	3.09052	16.62997	0.24256	0.49251
30세	16.66434	0.30885	0.55574	16.67814	0.23357	0.48329
31세	16.65914	0.29653	0.54454	16.68668	0.22459	0.47391
32세	16.66880	0.32127	0.56680	16.69472	0.28097	0.53007
33세	16.69221	0.39613	0.62939	16.71668	0.26890	0.51855
34세	16.73927	0.36511	0.60424	16.75781	0.33467	0.57851
35세	16.75682	0.38371	0.61944	16.78125	0.27620	0.52554
36세	16.64290	6.89568	2.62596	16.76776	0.26706	0.51678
37세	16.75346	0.40700	0.63797	16.74698	0.30088	0.54853
38세	16.75752	0.43834	0.66207	16.80529	0.29707	0.54505
39세	16.57608	10.89576	3.30087	16.77902	0.32861	0.57324
40세	16.81732	0.42516	0.65204	16.85887	0.30551	0.55273
41세	16.75678	0.51781	0.71959	16.80737	0.33556	0.57928
42세	16.73608	3.57475	1.89070	16.81127	0.31196	0.55853
43세	16.82764	0.42282	0.65025	16.85195	0.34088	0.58385
44세	16.89636	0.56703	0.75301	16.89239	0.42616	0.65281
45세	16.80552	0.53030	0.72822	16.82699	0.42049	0.64845
46세	16.83653	0.50987	0.71405	16.85300	0.41569	0.64474
47세	16.61317	13.17923	3.63032	16.88828	0.37356	0.61120
48세	16.87176	0.53349	0.73040	16.87142	0.39401	0.62770
49세	16.77114	3.56215	1.88736	16.86927	0.37796	0.61479
50세	16.84468	0.51209	0.71560	16.87797	0.30792	0.55490
51세	16.82859	0.58251	0.76323	16.83668	0.43034	0.65600
52세	16.81464	0.50490	0.71056	16.84663	0.43984	0.66320
53세	16.81347	0.49806	0.70574	16.85114	0.38157	0.61771
54세	16.91692	0.52100	0.72180	16.95861	0.46831	0.68433
55세	16.84530	0.57655	0.75931	16.90104	0.44760	0.66903
56세	16.70611	0.68865	0.82985	16.78335	0.58474	0.76469
57세	16.71955	0.59014	0.76820	16.78551	0.45665	0.67576
58세	16.60987	0.74016	0.86033	16.61929	0.66208	0.81368
59세	16.34710	11.62036	3.40887	16.60863	0.69875	0.83591
60세	16.51658	0.79476	0.89149	16.56822	0.79959	0.89420
61세	16.37892	0.72512	0.85154	16.40868	0.76409	0.87412
62세	16.30690	0.69700	0.83487	16.33019	0.67658	0.82254
63세	16.36341	0.88418	0.94031	16.34505	0.97701	0.98844
64세	16.09451	0.70481	0.83953	16.10328	0.69925	0.83621
65세 이상	15.65969	0.86059	0.92768	15.61492	0.94503	0.97213
전체	16.57330	2.11703	1.45500	16.66208	0.49207	0.70147

주: 직접법은 자연대수를 취한 소득으로부터 직접 평균과 분산을 추정한 것임.
간접법은 자연대수 소득분포가 정규분포를 따른다는 가상적인 상황하에서,
추정분포와 정규분포 사이의 오차의 제곱합을 최소화시켜주는 평균과 분산
값을 구하는 최적화 문제를 풀어 추정한 것임.

[그림 III-2] 자연대수소득의 추정분포
(전체가구, 1996년 가구소비실태조사자료)



[그림 III-3] 자연대수소득의 추정분포
(전체가구, 2000년 가구소비실태조사자료)



<표 III-7> 자연대수소득의 정규분포 검정결과
(가구소비실태조사자료)

가구주 연령	1996				2000			
	검정통계치	정규분포 여부			검정통계치	정규분포 여부		
		A	B	C		A	B	C
25세 이하	2.151	○	○	○	1.310	○	○	○
26세	5.067		○	○	9.595			
27세	15.435				1.151	○	○	○
28세	1.076	○	○	○	2.036	○	○	○
29세	3452665.817				420247.025			
30세	84.834				126.164			
31세	1879778.041				60.227			
32세	7.373			○	9.348			
33세	48.750				96.994			
34세	13216952.414				19.143			
35세	3227597.561				5552.429			
36세	219.741				1151751.323			
37세	44.773				32.443			
38세	13.861				153.577			
39세	1708900.424				589763.032			
40세	68.675				57.421			
41세	8593027.407				881.532			
42세	1.414	○	○	○	4350298.254			
43세	16.529				25.707			
44세	4059204.128				184.148			
45세	5.379		○	○	57.336			

<표 III-7>의 계속

가구주 연령	1996				2000			
	검정통계치	정규분포 여부			검정통계치	정규분포 여부		
		A	B	C		A	B	C
46세	7.998			○	4.749		○	○
47세	806508.095				240803.708			
48세	23.981				68.401			
49세	31.573				2570777.979			
50세	10.464				82.879			
51세	15.428				18.386			
52세	1021117.022				5.843		○	○
53세	9.162			○	28.025			
54세	5.987		○	○	6.600			○
55세	29.597				7.159			○
56세	569034.973				12.562			
57세	5.853		○	○	12.930			
58세	38.345				0.673	○	○	○
59세	91927.646				232853.896			
60세	0.230	○	○	○	2.225	○	○	○
61세	1.415	○	○	○	2.317	○	○	○
62세	1.061	○	○	○	0.143	○	○	○
63세	0.074	○	○	○	0.679	○	○	○
64세	0.719	○	○	○	0.157	○	○	○
65세 이상	1.502	○	○	○	0.414	○	○	○
계(○의 갯수)		9	13	16		10	12	14

주: 1. 귀무가설은 '정규분포를 따른다'임.

2. 기각역은 유의수준 1%, 5%, 10%에서 각각 9.210, 5.991, 4.605임.

3. A, B C는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서의 귀무가설 기각여부를 나타냄.

4. 1996년과 2000년 가구소비실태조사자료의 표본수는 각각 24,290가구와 23,720가구임.

5. 1996년과 2000년 자료 전체에 대한 자연대수 소득분포의 정규분포 검정통계치는 각각 331,418,374.382와 243,103,908.991로 2개 연도 모두 귀무가설을 기각함.

6. 정규분포 여부에서 ○은 귀무가설을 기각하지 못한 경우를 나타내며, 공란은 해당되는 유의수준에서 귀무가설을 기각한 경우임.

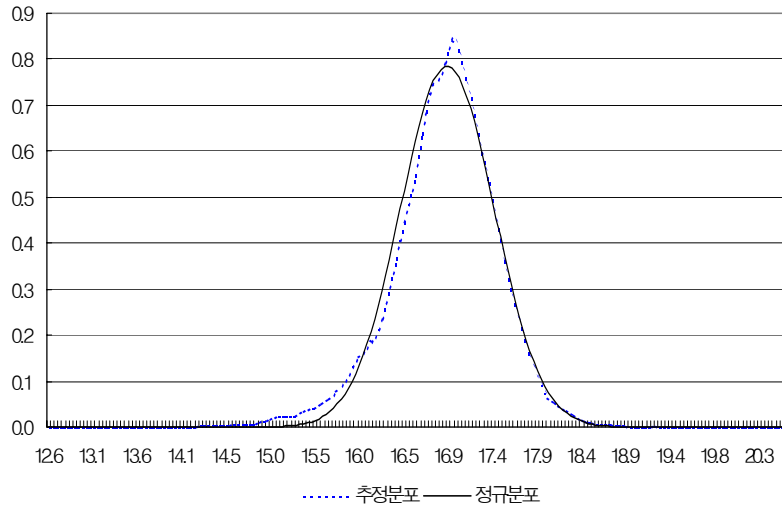
나. 2인 이상 가구의 소득분포 (자영업자 소득 포함)

앞의 절에서 1인가구와 자영업자가구를 포함하였을 경우 도시가계자료의 소득분포와 다르다는 사실을 확인할 수 있었으나, 보다 정밀하게 도시가계자료와 비교하기 위해서 1인가구를 제외하고 분석대상을 2인 이상 가구로 제한하여 소득분포를 다시 도출하여 보았다. 그 결과 [그림 Ⅲ-4]와 [그림 Ⅲ-5]에서 볼 수 있듯이 정규분포에 상당히 근접한 경험분포(empirical distribution)가 1996년과 2000년 가구소비실태조사 자료에서 도출되었다.

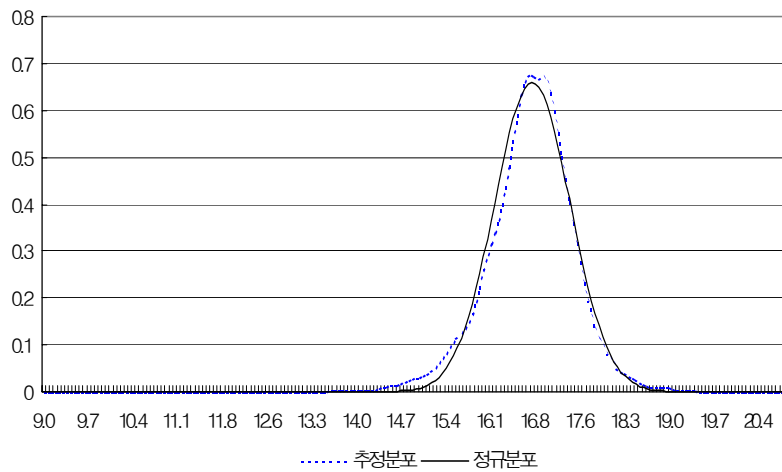
그림에서는 경험분포가 이론적 정규분포와 다소 차이가 있기는 하나, 김종면·성명재(2003)의 도시가계자료 분석 결과와 비교하였을 때 큰 차이라고 할 수 없으며, 본 연구의 최종 목적이 소득분포 전망을 사용한 복지재정지출 수준의 장기전망이라는 사실을 감안할 때, 그러한 연구목적으로는 사실상 정규분포라고 간주하여도 무방한 수준이라고 저자들은 판단한다.

본절의 결과를 다시 해석하자면, 김종면·성명재(2003)에서는 자영업자의 소득을 추정하여 사용하였음에 비해, [그림 Ⅲ-4]와 [그림 Ⅲ-5]에서는 자영업자의 보고소득(reported income)을 사용하였다. 그러나 양 연구에서 가구소득이 자연대수 정규분포라는 동일한 결과를 얻었으므로, 자영업자가구의 소득도 자연대수 정규분포를 따른다는 사실을 확인할 수 있었음을 의미한다.

[그림 III-4] 자연대수소득의 추정분포(2인 이상 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)



[그림 III-5] 자연대수소득의 추정분포(2인 이상 가구, 2000년 가구소비실태조사자료)

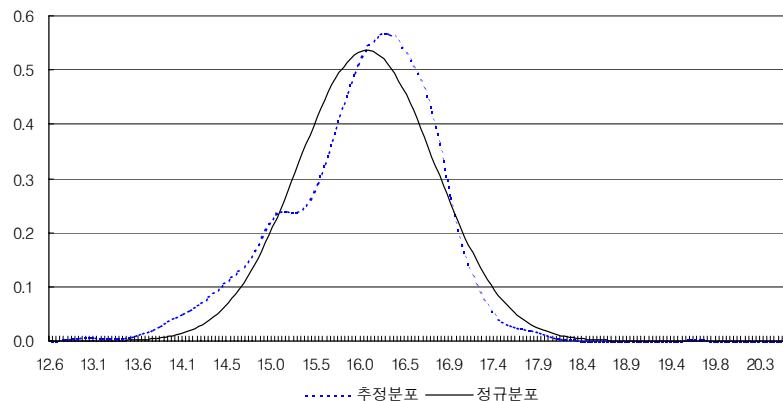


다. 가구원수별 가구소득분포

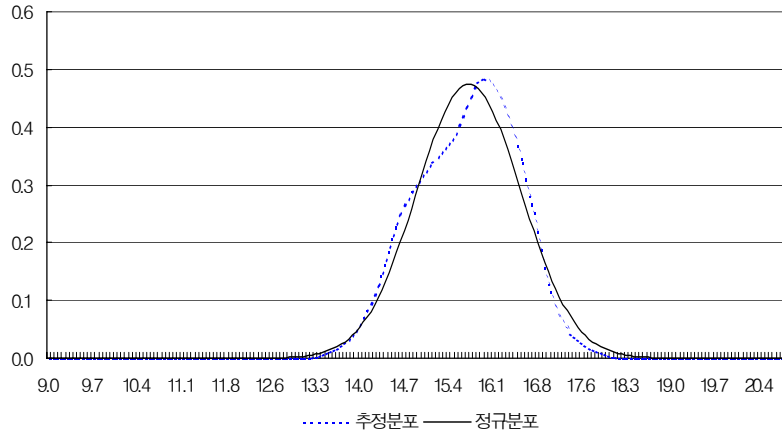
앞의 결과를 달리 해석하면, 가구소비실태조사의 전체가구 소득 분포가 도시가계자료와는 달리 정규분포가 아닌 이유는 주로 1인가구의 소득분포가 특이하기 때문이라고 판단된다. 이를 검증하기 위하여 본절에서는 1인가구의 소득분포를 따로 도출하여 살펴보기로 한다. 아울러, 가구규모(가구원수)를 감안해야 하는 기초생활보장 등 저소득층 지원정책 분석에 활용하기 위하여 1인가구 이외에도 가구원수별로 소득분포를 도출하여 보았다.

우선 가구소비실태조사에서 1인가구만을 추출하여 소득분포를 추정한 결과는 [그림 Ⅲ-6]과 [그림 Ⅲ-7]에 제시되어 있다. 그림을 보면 예상대로 1인가구의 소득분포는 자연대수 정규분포와 상당히 다른 모양을 하고 있으며, 1996년과 2000년 공히 분포의 왼쪽에 ‘혹’이 붙어 있다는 특징이 있다. 이러한 특징은 [그림 Ⅲ-8]에서 예시되었듯이 노동패널 자료를 사용하여 추정한 1인가구의 소득분포에서도 다시 확인할 수 있다.

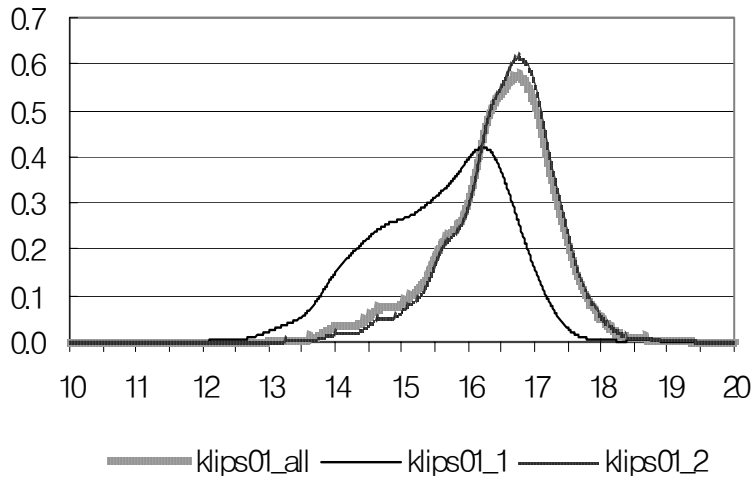
[그림 Ⅲ-6] 자연대수소득의 추정분포(1인가구, 1996년
가구소비실태조사자료)



[그림 III-7] 자연대수소득의 추정분포(1인가구, 2000년
가구소비실태조사자료)



[그림 III-8] 자연대수소득의 추정분포(1인가구, 1998년
노동패널자료)



주: 그림에서 굵게 나타나는 실선이 1인 가구의 추정분포이며, 다른 두 선은 2인 이상 가구와 전체 가구의 추정분포를 나타낸다.

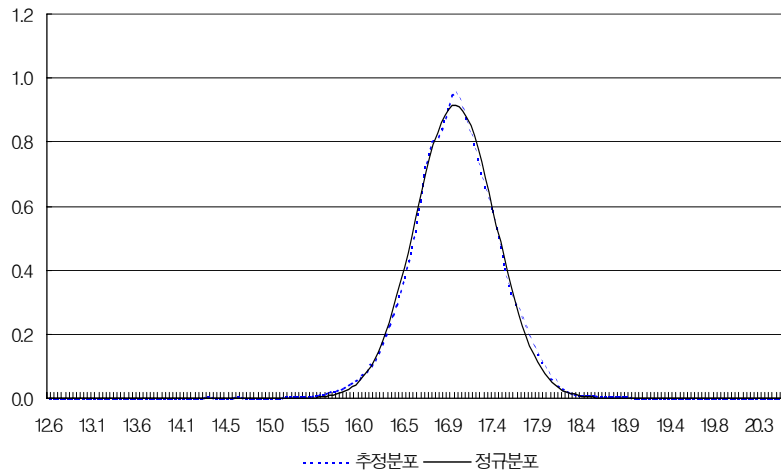
Ⅲ. 소득분포의 특성 분석 63

2인 이상 가구에 대해서도 각 가구규모별 분석을 한 결과, 2인가구에서 6인가구까지는 각각 소득분포가 자연대수 정규분포임을 확인할 수 있었다. [그림 Ⅲ-9]와 [그림 Ⅲ-10]에는 1996년과 2000년 2개 연도의 가구소비실태조사 자료에서 추정한 4인가구의 소득분포가 제시되어 있다. 이 그림을 보면, 위에서 2인 이상 가구 전체의 소득분포를 보았을 때와 대비하여 가구원수별로 나누어 추정했을 때의 소득분포가 정규분포에 더 가깝다는 사실이 눈에 띈다. 지면의 제약을 고려하여 가구원수가 다른 가구들의 소득분포는 여기서 제시하지 않았으나 4인가구의 경우와 사실상 동일한 결과를 보였다.

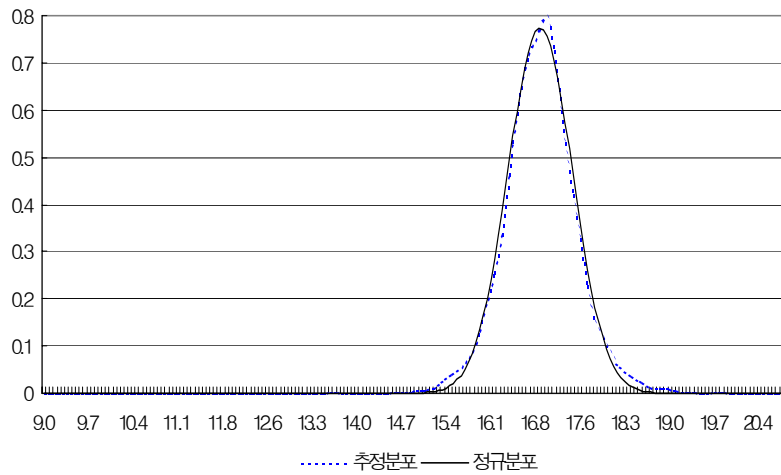
다만 [그림 Ⅲ-11]~[그림 Ⅲ-14]에서 볼 수 있듯이 7인가구 또는 8인 이상 가구의 경우 1인가구의 경우와 반대로 분포의 오른쪽에 ‘혹’이 나타나는 것을 볼 수 있다. 7인가구의 경우에는 이 현상이 비교적 미미하나 8인 이상 가구에서는 상당히 두드러지게 나타나고 있다. 그러나 <표 Ⅲ-8>~<표 Ⅲ-9>에서 볼 수 있듯이 8인 이상 가구가 전 가구에서 차지하는 비중이 0.2% 부근에 불과하므로 무시할 수 있을 것으로 판단된다. 7인가구의 경우에도 분포의 왜곡이 그리 심하지 않다는 사실과 더불어 전 가구 중 비중이 1% 미만이라는 점을 감안하면, 대부분의 연구에서는 소득분포가 자연대수 정규분포에서 다소 이탈한 사실을 무시해도 무방할 것으로 판단된다.

따라서 본장의 결과를 요약하자면, 2인 이상 가구의 경우 가구소득이 자연대수 정규분포를 따른다고 보아도 무방하며, 이는 임금근로자는 물론, 근로자외 가구(자영업자가구 등)까지 포함하여 성립하는 결과이다. 다만 1인가구의 경우에는 전체 가구 중 차지하는 비중이 무시할 수 없는 수준이며, 소득분포가 자연대수 정규분포와는 상당한 차이가 있어 소득분포 전망 시 별도로 감안할 필요가 있을 것으로 판단된다.

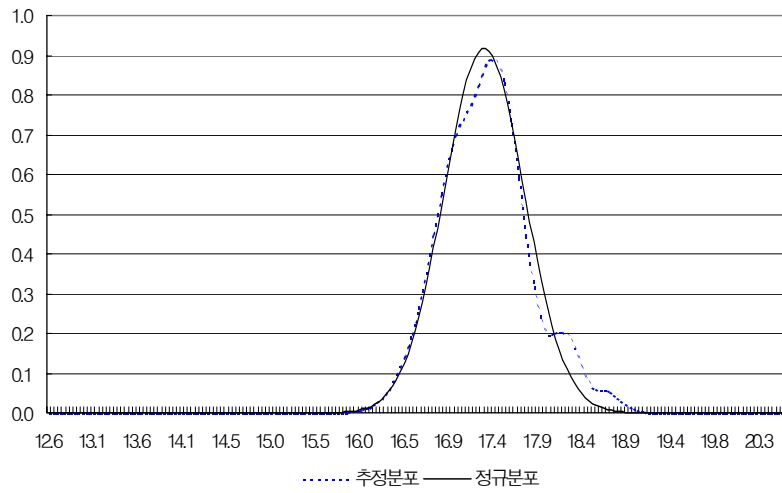
[그림 III-9] 자연대수소득의 추정분포(4인가구, 1996년
가구소비실태조사자료)



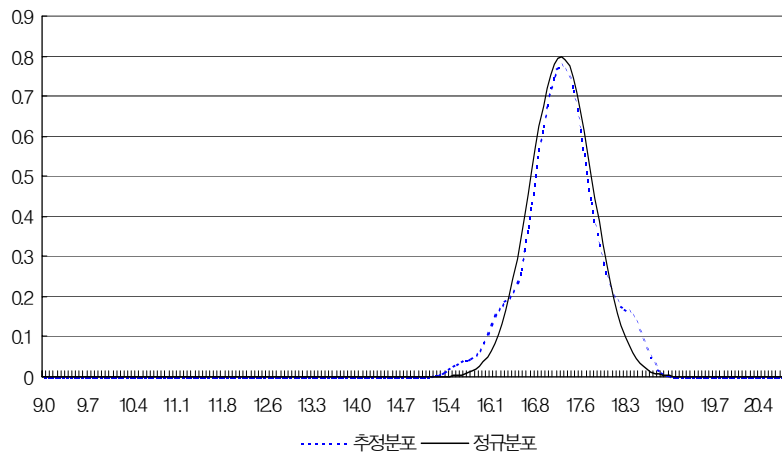
[그림 III-10] 자연대수소득의 추정분포(4인가구, 2000년
가구소비실태조사자료)



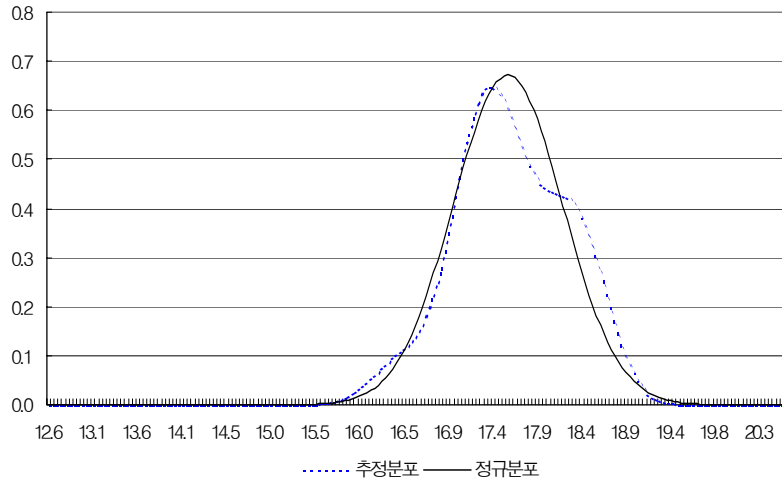
[그림 III-11] 자연대수소득의 추정분포(7인가구, 1996년
가구소비실태조사자료)



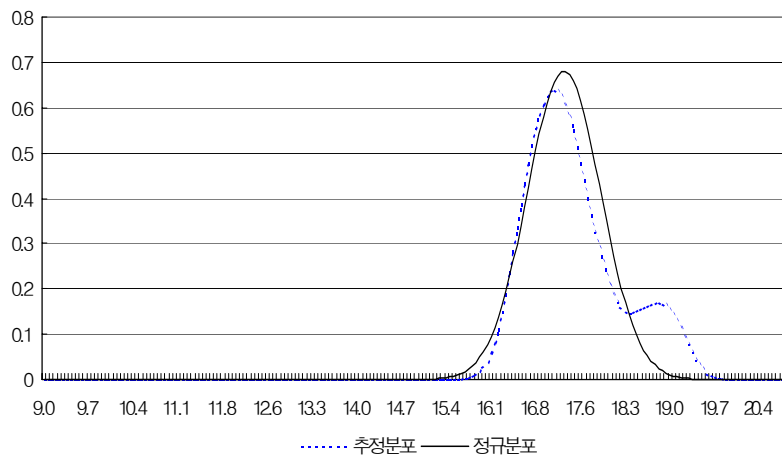
[그림 III-12] 자연대수소득의 추정분포(7인가구, 2000년
가구소비실태조사자료)



[그림 III-13] 자연대수소득의 추정분포(8인 이상 가구, 1996년 가구소비실태조사자료)



[그림 III-14] 자연대수소득의 추정분포(8인 이상 가구, 2000년 가구소비실태조사자료)



III. 소득분포의 특성 분석 67

<표 III-8> 가구주 연령별 · 가구원수별 표본분포(1996년
가구소비실태조사자료)

(단위: %)

가구주 연령	가 구 원 수									
	1인	2인	3인	4인	5인	6인	7인	8인 이상	2인 이상	전체
25세이하	2.20	1.90	0.97	0.40	0.09	0.01	0.01	0.00	3.37	5.57
26~30세	2.72	3.01	3.64	2.00	0.54	0.13	0.05	0.02	9.39	12.12
31~35세	1.26	1.95	4.02	6.95	1.37	0.52	0.11	0.02	14.94	16.20
36~40세	0.84	1.03	2.93	9.23	2.41	0.64	0.23	0.03	16.50	17.34
41~45세	0.62	1.06	2.23	6.56	1.91	0.50	0.16	0.03	12.44	13.06
46~50세	0.43	1.11	2.28	3.93	1.84	0.60	0.15	0.02	9.92	10.35
51~55세	0.73	1.52	2.45	2.32	1.27	0.50	0.14	0.03	8.23	8.96
56~60세	0.77	1.68	1.82	1.36	0.61	0.24	0.08	0.04	5.83	6.60
61~65세	0.94	1.55	0.96	0.48	0.20	0.18	0.04	0.01	3.41	4.36
66세~	2.39	2.11	0.61	0.23	0.08	0.01	0.00	0.01	3.05	5.45
전체	12.90	16.92	21.92	33.45	10.32	3.32	0.98	0.20	87.10	100.00

<표 III-9> 가구주 연령별 · 가구원수별 표본분포(2000년
가구소비실태조사자료)

(단위: %)

가구주 연령	가 구 원 수									
	1인	2인	3인	4인	5인	6인	7인	8인 이상	2인 이상	전체
25세이하	2.09	0.97	0.39	0.14	0.02	0.01	0.00	0.00	1.53	3.63
26~30세	2.04	2.63	2.36	1.26	0.25	0.03	0.01	0.01	6.56	8.60
31~35세	1.41	1.54	3.30	4.78	1.01	0.23	0.10	0.02	10.97	12.38
36~40세	1.22	1.09	2.55	7.92	2.27	0.40	0.08	0.03	14.34	15.56
41~45세	1.14	1.41	3.30	7.67	2.04	0.59	0.08	0.06	15.15	16.29
46~50세	0.77	1.56	3.16	4.11	1.40	0.31	0.08	0.01	10.63	11.41
51~55세	0.78	1.82	3.00	2.68	1.02	0.38	0.03	0.01	8.95	9.73
56~60세	0.77	1.96	2.15	1.52	0.60	0.21	0.05	0.03	6.51	7.29
61~65세	1.18	2.49	1.53	0.76	0.26	0.11	0.05	0.02	5.21	6.39
66세이상	3.68	3.42	0.96	0.38	0.14	0.12	0.01	0.02	5.05	8.73
전체	15.09	18.91	22.70	31.21	9.02	2.38	0.49	0.21	84.91	100.00

라. 1인가구의 소득분포: 1인가구의 분할(partition)

[그림 III-6] 또는 [그림 III-7]에서 보듯이 가구소비실태조사자료에 나타난 1인가구의 소득분포는 이점분포(bimodal distribution)에 가까운 형태를 띠고 있다. 1인가구는 크게 결혼 전의 청년층과 독거노인으로 대변되는 노령층의 비중이 월등히 높다. 이는 <표 III-8>과 <표 III-9>에서 보듯이 1인가구는 35세 이전과 66세 이후의 연령대가 대부분을 점유하고 있다. 연령적으로 30대 초반 이전의 청년층과 66세 이상의 노인층은 특성상 매우 이질적이다. 따라서 이질적인 집단을 하나로 통합한다면 통합자료의 소득분포는 각각의 소득분포와 완전히 다른 분포특성을 지니게 된다. 만약 1인가구 연령을 기준으로 분할을 이루었을 때 각각이 2인 이상의 가구에서 보였던 소득분포의 특징을 보인다면 1인가구까지 아울러 소득분포의 특징을 통계학적으로 모두 규정할 수 있다.

1인가구가 연령을 기준으로 크게 청년층과 노인층으로 대변되므로 35세 이하와 36세 이상의 1인가구의 두 집단으로 분할해 보자. 이 경우 35세를 기준으로 2개의 연령집단으로 구분한 각각의 1인가구의 소득분포는 자연대수 정규분포를 따르는 것으로 추정해 볼 수 있다. 물론 통계학적 가설검정을 통해서 특정 연령(35세)을 기준으로 분할한 1인가구 내에서의 두 연령집단에 대한 각각의 소득분포가 자연대수 정규분포를 따른다는 귀무가설을 기각하는 경우가 많은 것으로 나타났다. 그렇지만 각 가구를 가구유형별 또는 취업유무별 등으로 세분화해서 각각의 소그룹을 대상으로 소득분포에 대한 자연대수 정규분포 여부를 검정해 보면 매우 색다른 결과를 얻을 수 있다. 즉, 전체적으로는 소득분포가 자연대수 정규분포를 따른다는 귀무가설을 기각하는 경우가 많았지만 소그룹에 대해 동일한 가설검정을 실시해 보면 귀무가설을 기각하지 못하는 경우가 매우 많다. 특히 연령기준을 45세로 하는 경우에는 귀무가설을 기각

<표 III-10> 1인가구의 자연대수 정규분포 검정결과

	전 체	근 로 자			자영업자	표본의 크기
		전 체	취 업	무 직		
35세 이하						
1996	1,014.132	1,043.983	115.090	15.743	0.028	1,394
2000	95.823	13.339	2.713	20.421	3.409	1,241
36세 이상						
1996	2.104	2.390	1.420	11.423	3.368	1,787
2000	13.898	25.893	0.908	50.673	8.171	2,373
45세 이하						
1996	818.497	892.052	84.623	28.432	81.359	1,754
2000	67.531	6.152	2.118	8.067	0.438	1,769
46세 이상						
1996	6.064	9.606	6.576	14.467	0.145	1,427
2000	39.275	34.274	0.429	62.535	25.595	1,845
55세 이하						
1996	643.488	668.624	141.559	33.943	71.591	2,060
2000	41.470	3.030	2.130	2.530	0.498	2,153
56세 이상						
1996	24.541	28.107	23.404	21.371	0.792	1,121
2000	68.879	31.828	1.155	49.836	51.032	1,461

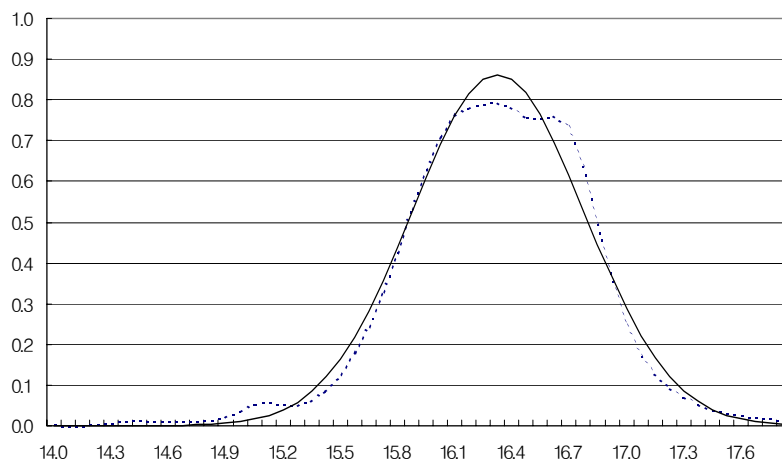
주: 유의수준 1%, 5%, 99%에서의 기각역은 각각 4.605, 5.991, 9.210 이상임.

하지 못하고 소득분포가 자연대수 정규분포를 따르는 것으로 해석해야 하는 경우가 매우 많다. 이는 특히 취업근로자가구나 자영업자가구 등과 같이 집단 내의 동질성이 강할수록 귀무가설을 기각하지 못하는 경향이 더 커진다. 그러므로 연령기준의 2개 1인가구 집단별로는 비록 귀무가설을 기각하지 못하는 경우가 있더라도 내부

구성 소집단별로는 소득분포가 자연대수 정규분포를 따른다고 볼 수 있는 만큼 1인가구도 기본적으로 복수의 형태로 자연대수 정규분포의 소득분포를 따른다고 하여도 무방할 것으로 추리된다. 그런데 한 가지 더욱 흥미로운 점은 연령 기준의 2개의 1인가구 각각은 비록 귀무가설을 기각하더라도 그 정도가 심하지는 않다는 점이다. 이는 통계학적으로 각각의 소득분포가 비록 자연대수 정규분포를 따르지 않는다고 하더라도 자연대수 정규분포와의 오차가 그렇게 크지는 않음을 시사한다. 이를 그림으로 확인하면 쉽게 이해할 수 있다.

각각의 연령층에 대한 소득분포를 가시적인 그림으로 형상화하면 자연대수 정규분포와의 차이가 무시할 수 있을 정도로 근소하게 작음을 알 수 있다. 즉, 각각의 소득분포가 통계학적으로는 자연대수 정규분포를 따르지 않는다고 하더라도 경제학적인 측면에서 볼 때 실제의 오차는 경제적 의미를 훼손할 정도로 심각하지는 않은 것으로 판단된다.

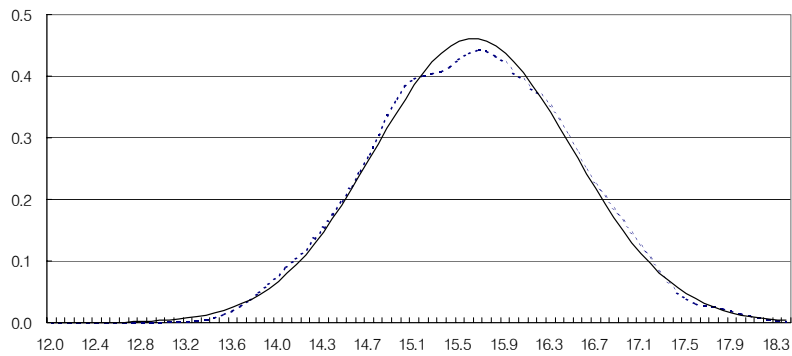
[그림 III-15] 1인가구의 소득분포(35세 이하, 1996년
가구소비실태조사자료)



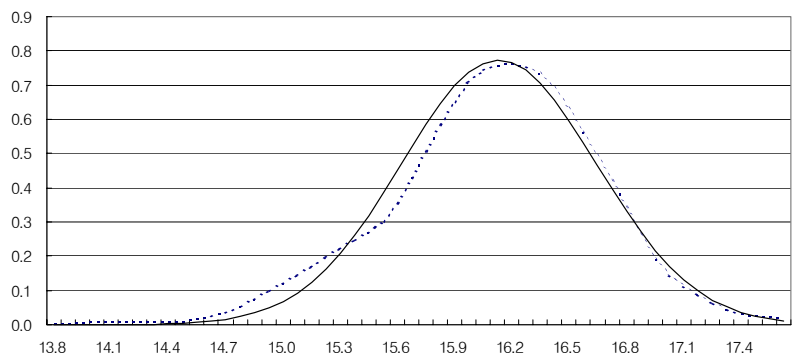
III. 소득분포의 특성 분석 71

그러므로 2인 이상 가구의 소득분포 특성이 대체로 자연대수 정규분포를 따르므로, 1인가구를 연령을 기준으로 2개 집단으로 나누면, 2인 이상의 가구와 함께 모두 세 개 유형의 집단에 대한 분포 특성을 감안하여 모집단의 소득분포에 대한 특성을 집약하여 자연대수정규분포의 틀 속에서 형상화하여 표현할 수 있다(이상 [그림 III-15]~[그림 III-18] 참조).

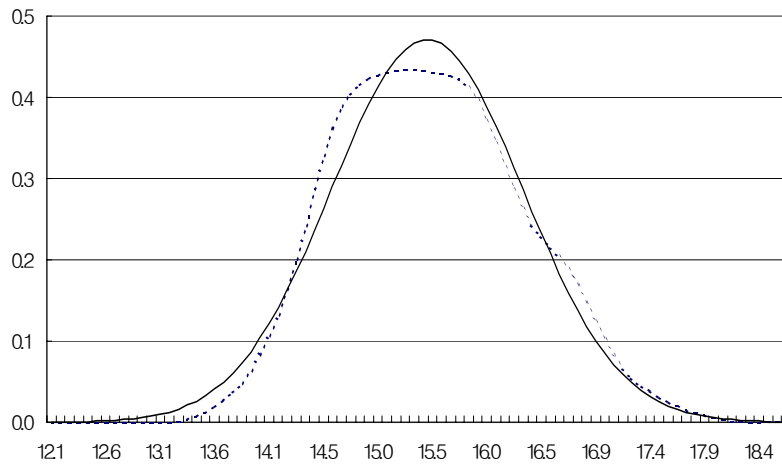
[그림 III-16] 1인가구의 소득분포(36세 이상, 1996년
가구소비실태조사자료)



[그림 III-17] 1인가구의 소득분포(35세 이하, 2000년
가구소비실태조사자료)

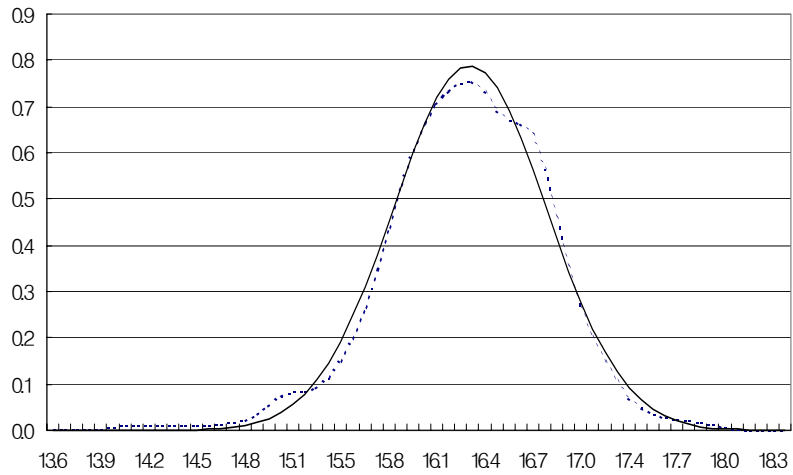


[그림 III-18] 1인가구의 소득분포(36세 이상, 2000년
가구소비실태조사자료)

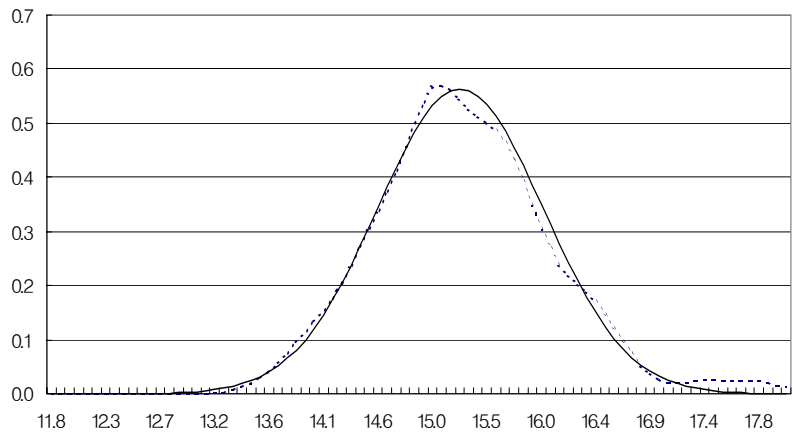


<표 III-8>과 <표 III-9>에서 보았듯이 1인가구 중 36~60세의 가구 비중은 상당히 낮다. 따라서 비록 이들 연령층의 1인가구 소득특성이 다른 연령층의 1인가구와 다르더라도 노년층과 청년층 2개 연령집단으로 1인가구를 양분할 때 이들을 어느 쪽에 포함시키느냐의 여부에 관계없이 2개의 1인가구 연령집단은 각각 자연대수 정규분포를 (근사적으로) 따른다고 볼 수 있다. 이를 위해 아래에서는 소득분포 분할의 기준 연령을 55세로 조정해 보았을 경우에 대해서도 [그림 III-19]~[그림 III-21]를 통해 소득분포를 그려보았다. 그 결과 기준 연령을 35세로 한 경우와 대동소이한 결과를 보여주었다. 또한 여기서 소득분포를 별도로 제시하지는 않았으나, 분할 기준을 45세로 하였을 때도 유사한 결과를 얻을 수 있었다.

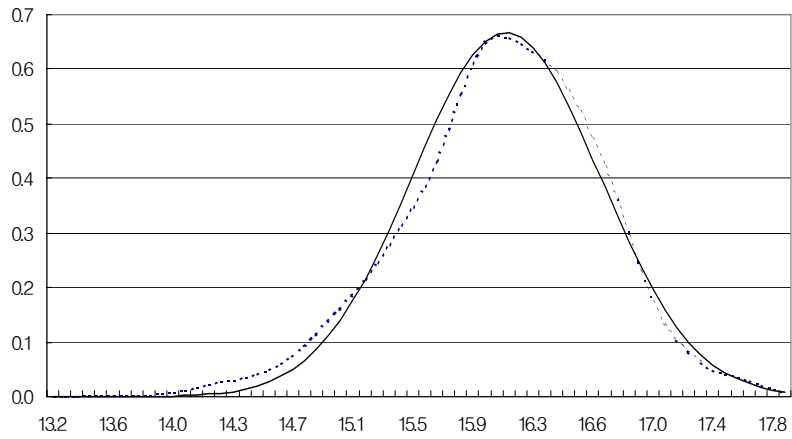
[그림 III-19] 1인가구의 소득분포(55세 이하, 1996년
가구소비실태조사자료)



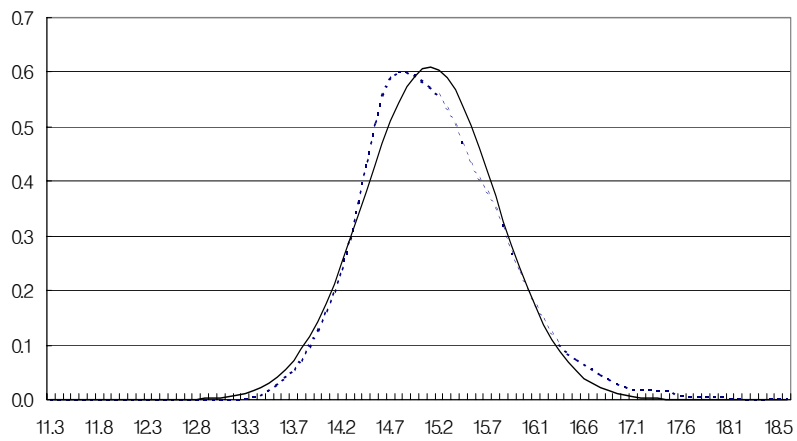
[그림 III-20] 1인가구의 소득분포(56세 이상, 1996년
가구소비실태조사자료)



[그림 III-21] 1인가구의 소득분포(55세 이하, 2000년
 가구소비실태조사자료)



[그림 III-22] 1인가구의 소득분포(56세 이상, 2000년
 가구소비실태조사자료)



3. 소 결

이상 제Ⅲ장에서는 이하 본 보고서에서 소득분포의 전망도출에서 사용할 소득분포의 특성을 설명하고 기존 결과를 확장·보강하였다. 다음 장부터 소득분포의 전망을 논하기에 앞서 본장에서 확인한 결과들을 본절에서 다시 요약하고, 이하 소득분포 전망 시에 적용될 중요한 제약들을 밝히고자 한다.

가. 주요 결과 요약

이하의 논의에서 도출하는 소득분포 전망은 가구소득이 자연대수 정규분포라는 사실에 근거한다. 이 사실은 도시가계자료를 이용하여 김종면·성명재(2003)에서 이미 밝혔으나, 이러한 결과에 근거한 추가적인 연구를 진척시키기에는 도시가계자료의 몇 가지 제약 때문에 불명확하였던 점들이 있었다. 본장에서 가구소비실태조사 자료를 이용하여 이러한 의문사항에 대한 답을 밝혔으며, 아울러 김종면·성명재에서 검토하지 못하였던 추가적인 결과들을 얻었다. 이를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 도시가계자료에는 임금근로자의 소득만 기재되고 자영업자 가구의 소득자료는 누락되어 있다. 김종면·성명재에서는 자영업자 가구의 소득을 소비함수로써 추정하여 분석에 포함하였으나, 소비함수의 추정이 임금근로자가구의 소득 및 소비에 근거한 것이기 때문에 실제로 자영업자가구의 소득을 사용하였을 경우에도 소득이 자연대수 정규분포일 것인지는 알 수 없었다. 본장에서는 자영업자 소득이 포함된 가구소비실태조사를 이용하여 도시가계자료보다는 다소 불규칙적이기는 하나, 자영업자가구의 소득을 추정하지 않고 실제 관측된 자료를 사용하였을 경우에도 역시 소득분포를 자연대수 정규분포라고 간주할 수 있다는 사실을 확인하였다.

둘째, 도시가계자료는 2인 이상 가구만을 대상으로 하기 때문에 1인가구의 소득분포를 추정할 수 없었다. 최근 1인가구의 비중이 증가하는 추세에 있으므로 이는 김종면·성명재의 결과를 전 인구, 또는 최소한 전 도시인구로 확대하여 적용하는 데 중요한 걸림돌로 작용하였다. 본장에서 가구소비실태조사 자료를 검토한 결과, 1인가구의 소득분포는 밀도함수에 ‘혹’이 있는 특이한 모양을 취하고 있기 때문에 자연대수 소득분포가 아니라는 점을 발견하였다. 그러나 보다 상세히 검토한 결과, 1인가구의 소득분포는 연령에 따라 2개의 자연대수 정규분포로 분할할 수 있다는 사실을 확인하였다. 이때 분할의 기준이 되는 연령은 35세가 적합한 것으로 판단되나, 40대나 50대의 연령을 분할의 기준으로 삼아도 결과가 크게 차이나지 않으므로, 비교적 안정적인 결과라고 판단된다. 1인가구의 경우와 유사하게 8인 이상 가구에서도 ‘혹’이 있는 분포가 관측되었으나 이러한 대규모 가구의 비중은 사실상 0이므로 우리가 시도하는 향후 저소득층 정책 재정소요에 영향을 주지 못한다. 따라서 1인가구에서와 같은 분포분할 등 상세한 분석을 시도하지 않았다. 7인가구의 소득분포 역시 자연대수 정규분포에서 이탈하는 경향이 있었으나, 7인가구의 비중 역시 분석결과에 영향을 주기 힘들 정도로 작다.

셋째, 김종면·성명재의 결과는 전 가구의 소득분포와 가구주 연령별 소득분포를 대상으로 한 것이었다. 본장의 분석에서는 이에 추가하여 가구원수, 즉 가구규모별 소득분포를 검토하였을 경우에도 역시 자연대수 정규분포를 얻을 수 있음을 밝혔다. 이는 제V장 이하의 저소득층 정책 분석에서 매우 중요하게 이용되는 결과이다.

나. 주요 제약 및 가정

본장에서 유용한 결과를 상당히 얻었음에도 불구하고 자료 또는 정보의 제약으로 인하여 제IV장 이하의 논의에서 소득분포를 전망

하고 저소득층 정책을 분석함에 있어 다음의 주요 제약 및 가정이 적용이 불가피하였다.

첫째, 1인가구의 소득분포도 35세에서 2개의 분포로 분할하면 자연대수 정규분포로 처리할 수 있다는 사실을 본장에서 밝혔으나, 이하의 분석에서는 주로 1인가구를 제외한 2인 이상 가구를 대상으로 진행하고, 다만 주된 결과를 도출한 후 부수적으로 1인가구를 포함하였을 경우를 간략히 다룰 것이다. 2인 이상 가구의 분포는 도시가계자료에서 20여년간의 자료를 분석하여 분포가 어떻게 변하는가를 분석하여 향후 분포를 전망할 수 있다. 반면 1인가구의 경우에는 유일하게 관측이 가능한 가구소비실태조사 자료를 이용하여 2인 이상 가구의 분포와 모수간에 일정한 관계가 있는지를 파악한 후, 그 관계가 향후에도 동일하게 유지된다고 가정하고, 도시가계자료에서 도출한 2인 이상 가구의 분포 전망에 그 관계를 적용하여 도출하는 수밖에 없다. 그러나 우리가 가구소비실태조사를 통하여 1인가구의 분포를 관측할 수 있는 것은 1996년과 2000년 두 번밖에 없기 때문에, 예를 들어 1인가구 분포의 평균과 분산이 2인 이상 가구의 평균과 분산과 일정 비율 또는 일정한 차이가 있다는 것을 밝히기 어렵기 때문이다. 또한 어떠한 관계를 찾았다고 해도 단 2번의 관측만으로는 장기전망에 사용할 수 있을 만큼 안정적인지를 판가름할 수 없기 때문이기도 하다. 장래에 1인가구가 지속적으로 증가하고, 1인가구 중 저소득·취약계층의 비중이 다른 가구보다 클 것으로 예상되므로, 사실 1인가구를 주 분석에서 제외하는 것은 본 연구의 중요한 한계라는 점을 언급하지 않을 수 없다.

둘째, 전망 기간을 2030년까지로 한정한다. 현재 우리나라의 인구 전망이 2050년까지 존재하기 때문에 본 보고서에서 제시하는 기법을 기계적으로 적용하였을 경우 원칙적으로 2050년까지도 소득분포 전망이나 저소득층 정책 분석이 가능하다. 그러나 우리의 분포전망

이 결국은 20여년의 도시가계자료 관측에 근거하기 때문에 동일한 기간 정도까지만 어느 수준의 신뢰성이 있는 미래 전망치를 제시할 수 있을 것이다. 또한 2020년대 초반에 우리나라의 인구증가가 정점에 이르고 그 이후 절대감소가 예측되고 있는바, 일찍이 우리는 물론 다른 나라에서도 아직 본격적으로 경험하지 못한 인구감소 상황에서 발생할 사회적 변동과 특히 가구 구성의 변화를 현재로서는 전혀 예측할 수 없다는 문제도 있다. 따라서 인구감소가 시작되거나 거의 무시할 수 있는 정도로 완만하게 진행되는 2030년 정도까지만 가구 구성 및 소득분포 변화를 전망할 수 있을 것으로 판단된다.

셋째, 소득분포 분석의 대상 연령을 25세부터 65세까지의 연령으로 제한한다. 우리의 소득분포 전망 방법은 가구주의 연령별 가구 소득 분포를 가장 기초적인 단위로 삼아서 진행되는데, 도시가계자료에서 25세 미만이나 65세를 넘는 가구주의 수가 적어서 우리가 필요로 하는 연령별 소득분포 도출이 어렵기 때문이다. 장래에 고령 가구주가 상당한 비중으로 늘어날 것으로 예상되기 때문에, 분석대상 연령을 이렇게 65세까지로 제약하는 것은 크게 문제가 될 수도 있다. 그러나 분석 기간을 2030년까지로 제약함으로써 고령가구가 본격적으로 증가하기 이전 시점까지만 소득분포 도출을 시도하므로 우려하는 만큼 심각한 제약은 아니라고 판단된다.

넷째, 이러한 제약과 더불어 추정 전망치를 조정하는 데 필요한 가정을 채택하기로 한다. 도시가계자료에서 자영업자의 소득이 누락되었기 때문에 김종면·성명재(2003)에서와 같이 자영업자의 추정 소득을 사용하였다고 하더라도 실제의 소득분포와는 어느 정도 차이가 있는 것이 당연하다. 그럼에도 불구하고 장기전망에 필요한 장기간의 관측이라는 요건을 충족하는 소득자료는 현재 도시가계자료가 유일하므로 장래 소득분포 전망은 기본적으로 도시가계자료를 근거로 할 수밖에 없다. 다만, 2회밖에 관측되지는 않았지만, 자영

III. 소득분포의 특성 분석 79

업자의 소득이 기록된 가구소비실태조사의 결과를 참조하여 도시가계자료에 근거한 전망치를 조정하기로 한다. 1996년과 2000년의 가구소비실태조사 자료에서 자연대수 가구소득의 평균과 분산은 같은 해의 도시가계자료와 비교하여 각각 평균은 0.225 정도가 낮고, 분산은 0.095 정도 높은 값이 추정되었다. 따라서 도시가계자료에 근거하여 전망한 장래 소득분포의 모수에서 평균은 0.225 차감하고 분산은 0.095 상향조정하기로 한다. 이는 상당히 단순하고 어느 정도는 자의적인 조정이나, 도시가계자료와 비교가 가능한 가구소비실태조사의 관측이 2회로 국한되어 더 이상 정교한 조정은 큰 의미가 없다고 판단하였다. 또한 이렇게 조정한 값을 사용하였을 때의 결과를 이용하여 제VI장에서 기초생활보장제도 분석을 시도한 결과, 기존 연구와 유사한 수준으로 최저생계비 이하 소득가구가 추정되므로, 소득분포 조정이 비교적 타당하게 이루어졌다고 판단된다.

IV. 소득분포의 전망

1. 소득분포의 표기(notation)

본장에서는 제Ⅲ장에서 밝힌 소득분포의 특성을 이용하여 장래 소득분포 전망을 도출하기로 한다. 이때 구체적인 논의를 효과적으로 전개하기 위하여 본절에서는 소득분포의 주요 모수를 표기하는 방법을 정의하기로 하고, 그 다음 각 절에서 각각의 모수들을 전망하는 방법을 논하기로 한다.

$m_{t,a}$ 를 t기의 가구주 연령 a인 가구의 자연대수 소득분포의 평균, $s_{t,a}$ 를 동 분포의 표준편차, $w_{t,a}$ 를 t기의 전체 가구주 중 연령 a인 가구주의 비중이라고 하자. 이때 다음과 같은 열벡터와 행렬을 정의할 수 있다.

$$q^m_t \equiv (m_{t,25}, m_{t,26}, \dots, m_{t,65})' \quad (41 \times 1 \text{ 열벡터}),$$

$$q^s_t \equiv (s_{t,25}, s_{t,26}, \dots, s_{t,65})' \quad (41 \times 1 \text{ 열벡터}),$$

$$q^w_t \equiv (w_{t,25}, w_{t,26}, \dots, w_{t,65})' \quad (41 \times 1 \text{ 열벡터})$$

$$q^{ms}_t \equiv ((m_{t,25}, s_{t,25}), (m_{t,26}, s_{t,26}), \dots, (m_{t,65}, s_{t,65}))' \\ \quad \text{((m,s) 순서쌍을 요소로 하는 41 x 1 열벡터)}$$

$$q_t \equiv q^{msw}_t \equiv ((m_{t,25}, s_{t,25}, w_{t,25}), (m_{t,26}, s_{t,26}, w_{t,26}), \\ \dots, (m_{t,65}, s_{t,65}, w_{t,65}))' \\ \quad \text{((m,s,w) 순서쌍을 요소로 하는 41 x 1 열벡터)}$$

$$Q^m \equiv (q^m_{82}, q^m_{83}, \dots, q^m_{02}) \quad (41 \times 21 \text{ 행렬}),$$

$$Q^{ms} \equiv (q^{ms}_{82}, q^{ms}_{83}, \dots, q^{ms}_{02}) \quad (41 \times 21 \text{ 행렬}),$$

$$Q \equiv Q^{msw} \equiv (q^{msw}_{82}, q^{msw}_{83}, \dots, q^{msw}_{02}) \quad (41 \times 21 \text{ 행렬}).$$

정규분포는 2개의 모수(m, s)로 분포 전체를 정의할 수 있다는 것이 특징이자 강점이다. 따라서 자연대수소득이 정규분포라는 사실을 아는 이상, q^{ms}_t 는 특정 연도 t의 연령별 자연대수소득 분포와 동일한 정보를 나타내고 있다.

앞에서 각 연도마다 연령별 소득분포 역시 구하였는바, 여러 개의 q^{ms}_t 를 취합하면 Q^{ms} 에 담겨 있는 정보와 동일하다. 이제 Q에서 각 qt간의 관계의 특성을 파악하면 Q를 t에 대해 일반화함으로써 $t = 2003, 2004, 2005, \dots$ 의 장래에 대해서도 qt의 예측치를 구할 수 있다. 즉 장래의 소득분포를 구체적으로 전망할 수 있게 된다. 여기에 각 연도별로 가구주 연령별 가중치인 $w_{t,a}$ 를 알면 연령별 소득분포뿐 아니라, 전 연령 가구주의 소득분포도 알 수 있다.

2. 연령별 자연대수 소득 평균

$$q^m_t \equiv (m_{t,25}, m_{t,26}, \dots, m_{t,65})' \text{의 전망}^7)$$

본절에서는 연도·연령별 자연대수 소득의 평균 m의 속성을 파악함으로써 장래의 연령별 소득수준을 전망할 수 있는 근거를 찾고자 한다. 이를 위하여 우선 아래 [그림 IV-1]에서 1982, 1992, 2002년도의 연령별 평균소득을 그려보았다. 그림에서 보이는 3개의 곡선은 각 연도별 횡단면 연령-소득 곡선(cross-section age-income profile)이라는 해석이 가능하다. 세 개의 곡선이 곡률(curvature)이 다르기는 하지만 대체로 형태가 비슷하다는 사실로 미루어 보아, 각 연령에서 세 곡선의 수직구간 차이, 즉 연령별 평균소득의 차이는 대체로 실질성장과 물가상승률, 즉 경제전반의 경상성장에 의한

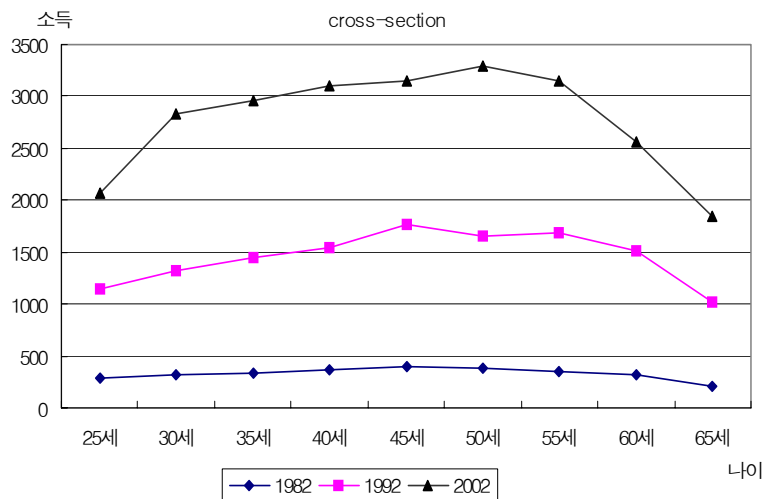
7) 본절의 논의는 김종면(2003)에서 주로 인용되었음을 밝혀둔다.

것으로 짐작된다.

다시 말해서, [그림 IV-1]에서 보이는 3개 곡선의 차이는 세 가지 요인, 즉 경제전반의 실질성장, 물가상승, 그리고 연령간 순수상대소득분포의 변화에 기인한다고 볼 수 있다. 실질성장과 물가상승은 경제 전반에 걸쳐 연령층에 구분없이 적용되는 변화인 반면, 연령간 순수상대소득분포의 변화는 이러한 경상성장 효과를 배제한 후 연령간 상대소득 수준이 변했음을 의미한다. 그림에서는, 실질성장과 물가상승 등 경상성장 효과를 배제한다면, 3개의 곡선이 대체로 같은 소득 수준에 있을 것이며, 이를 3개 연도의 연령간 순수상대소득분포 곡선이라고 해석할 수 있다. 이때 경상성장 효과를 배제한 3개 곡선의 곡률 등 모양에 차이가 있다면, 시간이 경과함에 따라 연령간 순수상대소득분포가 변했다는 것을 의미할 것이다. 본 절에서는 이와 반대로, 연령간 순수상대소득분포가 변하지 않음을 보이려고 한다.

[그림 IV-1] 3개 연도의 연령별 평균소득 수준의 비교

(단위: 만원)



연령-소득 분포의 연도별 변화가 대부분 경상성장률로써 설명될 수 있을 것이라는 가설이 타당하다면 [그림 IV-1]의 각 곡선들은 다른 곡선에 일정한 상수를 곱하여 구할 수 있을 것이다. 이 때 전반적인 소득수준이 향상하면서 위에 나타나는 곡선은 아래의 곡선과 유사한 모양이나 곡률이 더 크게 나타날 것이다. 이런 경우, 자연대수의 특성상 소득의 자연대수를 취한 후 횡단면 연령-소득 곡선을 그린다면 동일한 모양의 곡선이 수직으로 평행이동하는 결과가 될 것이다. 즉 소득 대신 각 연도별로 연령별 자연대수 소득의 평균 m 을 구하여 연령-소득곡선을 그리면 횡단면 연령-소득 곡선은 같은 모양을 유지하면서 시간의 경과에 따라 수직으로 평행이동하는 형태가 된다.

이러한 가설은 김종면·성명재(2003)에서 타당하다고 판명되었으므로 본고에서는 자세한 검증과정을 생략하였다. 다만 [그림 IV-2]에 2002년 기준의 횡단면 연령-소득 곡선(자연대수 소득의 평균 m 을 나타냄)을⁸⁾ 제시하였으며 회귀결과를 <표 IV-1>에 제시하였다. 그림에서는 가구주 연령 50대 초반부근에서 최고소득이 되며 이후 가구소득 수준이 하락하는 것으로 나타났다⁹⁾. 또한 분석 결과, 동곡선의 연도별 수직이동의 폭은 각 연도의 총GDP와 총인구 단 2개 변수로써 상당히 정확하게 추정할 수 있었다.¹⁰⁾ 따라서 향후 총

8) 이는 50백분위 소득의 자연대수에 해당되며, 평균소득의 자연대수와는 다르다. 제2절의 수식과 제5절의 논의에서 설명한 바와 같이 자연대수 소득의 평균 m 과 평균소득의 자연대수 $(m+0.5s^2)$ 은 다르다.

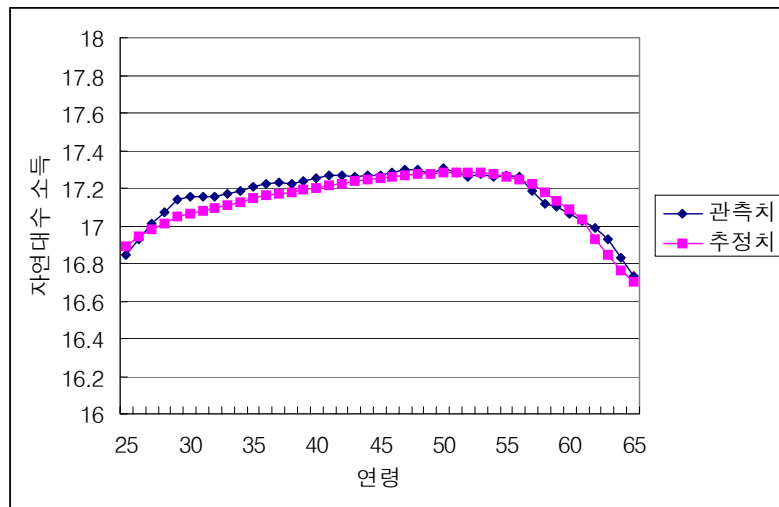
9) 이는 개인 임금소득의 연령-임금 곡선이 40대 초반에서 최고소득을 보이는 현상과 대조가 된다. 개인과 가구의 연령-소득 곡선의 이러한 차이는 가구주 연령이 40대 초반에 이르면 다른 가구 구성원(특히 2세 구성원)의 소득이 발생하여 가구주 개인 소득의 하락을 상쇄하기 때문인 것으로 추정된다.

10) 김종면·성명재(2003)에서는 총GDP와 총인구의 영향 이외에도, 각 연령층 인구가 연령-소득 곡선의 모양에 미세한 영향을 주는 것으로 추정하였다. 그러나 예외적인 소득분포를 보인 1997년과 1998년의 영향을 배제하였을 경우 연령층별 인구의 영향은 없는 것으로 판명되어 본고

GDP 성장률에 대한 가정을 설정하고 통계청의 장래인구 추계를 대입하면 2003년 이후의 장래에 대하여 각 연도별 횡단면 연령-소득 곡선을 구할 수 있다. 즉 자연대수 소득의 평균 m 을 25~65세의 각 연령별로, 2003~2050년의 전 기간에 대해 구할 수 있다. 그러나 이미 설명한 바와 같이 이렇게 구한 연령-소득 곡선은 [그림 IV-2]에서 제시한 곡선과 높이만 다를 뿐이며 모양이 동일하기 때문에 별도로 향후의 횡단면 연령-소득 곡선을 제시하지 않았다¹¹⁾.

[그림 IV-2] 연령별 평균 자연대수 소득의 예측치와 관측치의 비교(2002년)

(단위: ln(원))



에서는 제외하였다.

11) 다음 절에 제시되는 [그림 IV-3]를 보면 총GDP와 총인구 등 모든 요인을 감안하여 추정된 향후 횡단면 연령-소득 곡선 전망의 예가 몇 개 포함되어 있다.

<표 IV-1> 일방고정모형을 사용한 연령별 자연대수 소득의 회귀분석

횡단면 연령별 고정효과							
연령별 더미변수	추정계수	연령별 더미변수	추정계수	연령별 더미변수	추정계수	연령별 더미변수	추정계수
25세	102.766196	35세	103.025298	45세	103.132823	55세	103.409206
26세	102.821887	36세	103.040168	46세	103.140857	56세	103.399214
27세	102.862748	37세	103.045517	47세	103.147720	57세	103.376893
28세	102.892033	38세	103.057666	48세	103.153500	58세	103.325178
29세	102.924107	39세	103.068852	49세	103.156836	59세	103.282916
30세	102.939390	40세	103.077291	50세	103.161783	60세	103.236105
31세	102.956919	41세	103.092979	51세	103.162153	61세	103.183310
32세	102.972354	42세	103.101463	52세	103.160896	62세	103.084061
33세	102.990617	43세	103.113332	53세	103.163862	63세	102.996670
34세	103.006225	44세	103.123126	54세	103.152191	64세	102.918395
						65세	102.578065

기타 설명변수			
총경상GDP의 자연대수	1.442764	총인구의 자연대수	-6.318423

외환위기 효과를 측정하는 연령변수 (외환위기 더미변수(97, 98년에만 1의 값)와 곱하여 적용)							
상수항	2.372630	가구주 연령	-0.195684	가구주 연령 제곱	0.005092	가구주 연령 세제곱	-0.000042623

주: 1. 종속변수는 도시가계자료의 각 연도·가구주연령별 자연대수가구소득의 평균

N = 861, R2= 0.9999

2. $H_0=0$ ($i=25, \dots, 65$), 즉 횡단면 계층별 고정효과가 없다는 귀무가설은 유의수준 0.0000 이하에서 기각 ($F = 127.3466$, 자유도 = 41, 814)
3. 각 변수의 추정계수는 모두 0.0001 이하의 유의수준을 보임
4. 외환위기 당시의 연령-소득 곡선은 주로 고연령층이 심한 타격을 받으면서 다른 연도와 차이가 크다. 따라서 특이관측(outlier)라고 할 수 있는 외환위기 당시인 97, 98년도 자료를 제외하기 보다는, 자료에 있는 정보를 최대한 활용한다는 취지에서 외환위기를 나타내는 더미변수에 연령의 삼차식을 곱하여 회귀식에 포함시켰다. 그 결과 외환위기 때 특정 연령계층이 다른 계층보다 소득에 심한 타격을 입은 현상을 회귀식에서 포착할 수 있었으며, 김종면·성명재(2003)의 결과와는 달리 기타설명변수 중에서 총인구 대비 각 연령층 인구의 비중은 유의수준을 확보하지 못하여 설명변수에서 제외하였다.

위에서 구한 연령-소득 곡선은 횡단면에서 관측되는 것이나, 위의 방법으로 향후 모든 연도에 대해 유사한 곡선을 구할 수 있으므로, 우리가 특정 자연인, 또는 생년이 동일한 자연인의 집단인 세대(cohort)를 시간의 경과에 따라 추적하면서 생애에 걸친 소득분포(cohort lifetime age-income profile)를 [그림 IV-3]과 같이 도출할 수 있으며, 다음 장에서 시도하는 바와 같이 이를 이용하여 특정 개인의 생애소득 흐름을 만들어 볼 수도 있다. 보다 구체적인 표기를 사용하자면, t연도에 가구주 연령이 i인 가구의 평균 자연대수 소득을 mit 라고 표기하였을 경우, t연도의 횡단면 연령-소득 곡선은 $\{mit\}_{i=25, \dots, 65}$ 라고 수열형태로 표시할 수 있을 것이다. 반면, t0연도에 출생한 세대의 생애 연령-소득 곡선은 $\{mit\}_{i=25, \dots, 65; t=t_0+i}$ 라고 표기할 수 있다. [그림 IV-3]에서는 1982년에 25세인 세대의 생애 연령-소득 곡선을 보면 경제의 경상성장률이 예를 들어 앞으로 5%를 유지할 경우 전 생애 중 최고소득을 받는 연령이 61세가 된다. 이는 횡단면에서의 최고소득 연령인 50세 초반보다 약 10년 정도 늦어지는 결과이다.

<표 IV-2> GDP 성장 전망

(단위: %)

기 간	GDP 성장률	물가상승률	경상성장률
2004~2010	4.56	2.5	7.06
2011~2020	4.19		6.69
2021~2030	2.88		5.38
2031~2040	1.60		4.10
2041~2050	0.84		3.34

주: 총요소생산성 증가율 1.5%, 2035년 합계출산율 1.40의 가정하에서 추정

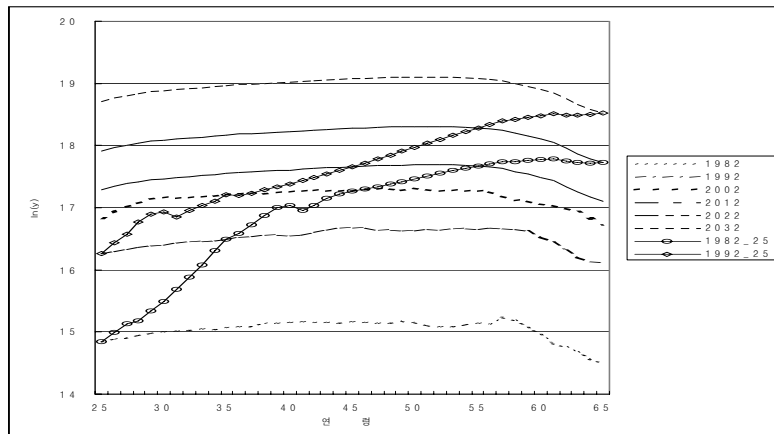
이상의 논의를 요약하면, 연령별 자연대수 가구소득의 평균은 [그림 IV-1]과 같은 기본 형태의 횡단면 연령-소득 곡선이 경상성장률

에 따라 수직이동한다고 가정하여 예측할 수 있다. 따라서 $q^m_t \equiv (m_{t,25}, m_{t,26}, \dots, m_{t,65})'$ 을 예측하려면 향후 경제성장률에 대한 시나리오만 설정하면 되며, 본 연구에서는 문형표(2004)에서 사용한 장기 성장 시나리오를 채택하여 적용하기로 한다. 물가 상승률은 일괄적으로 2.5%로 가정하였다.

위의 가정을 이용하여 도출한 GDP 전망을¹²⁾ 통계청의 장래 인구전망과 함께 <표 IV-1>의 추정식에 대입하면 향후 각 연도 및 연령별 자연대수 소득의 평균을 구할 수 있다. 마지막으로 제Ⅲ장 말미에서 설명한 바와 같이 이러한 전망치에 0.225를 차감하여 아래 <표 IV-3>과 같이 t=2030년까지 각

$q^m_t \equiv (m_{t,25}, m_{t,26}, \dots, m_{t,65})'$ 를 구할 수 있다.

[그림 IV-3] 횡단면 연령-소득 곡선으로부터의 세대 생애 연령-소득 곡선의 도출 (50백분위 소득 기준, 경상성장률 5% 가정)



12) 김종면(2003)은 총GDP 대신 총GDP에 다시 총요소소득비율을 곱한 총요소생산성을 사용하였다. 그러나 총요소소득비율은 1990년대 이래 다소의 등락을 있지만 비교적 안정적인 추세를 보이고 있으므로 2002년도의 74.2%가 계속 유지된다고 가정하였다. 이러한 불변 가정하에서는 총요소소득비율은 의미가 없으므로 본 보고서에서는 제외하고 총GDP를 이용하여 바로 자연대수 소득의 연령별 평균을 추정하였다.

<표 IV-3> 연령별 자연대수 가구소득 평균 m의 전망

연도 연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030
25	16.83269	17.17867	17.55000	17.97987	18.35811	18.78025
26	16.88838	17.23436	17.60569	18.03556	18.41380	18.83594
27	16.92924	17.27523	17.64655	18.07642	18.45466	18.87680
28	16.95853	17.30451	17.67584	18.10571	18.48395	18.90609
29	16.99060	17.33658	17.70791	18.13778	18.51602	18.93816
30	17.00588	17.35187	17.72320	18.15307	18.53131	18.95344
31	17.02341	17.36940	17.74072	18.17059	18.54883	18.97097
32	17.03885	17.38483	17.75616	18.18603	18.56427	18.98641
33	17.05711	17.40309	17.77442	18.20429	18.58253	19.00467
34	17.07272	17.41870	17.79003	18.21990	18.59814	19.02028
35	17.09179	17.43778	17.80910	18.23897	18.61721	19.03935
36	17.10666	17.45265	17.82397	18.25384	18.63208	19.05422
37	17.11201	17.45799	17.82932	18.25919	18.63743	19.05957
38	17.12416	17.47014	17.84147	18.27134	18.64958	19.07172
39	17.13534	17.48133	17.85266	18.28253	18.66077	19.08291
40	17.14378	17.48977	17.86110	18.29097	18.66921	19.09134
41	17.15947	17.50546	17.87678	18.30665	18.68489	19.10703
42	17.16796	17.51394	17.88527	18.31514	18.69338	19.11552
43	17.17982	17.52581	17.89714	18.32701	18.70525	19.12739
44	17.18962	17.53560	17.90693	18.33680	18.71504	19.13718
45	17.19932	17.54530	17.91663	18.34650	18.72474	19.14688
46	17.20735	17.55333	17.92466	18.35453	18.73277	19.15491
47	17.21421	17.56020	17.93153	18.36140	18.73964	19.16177
48	17.21999	17.56598	17.93731	18.36718	18.74542	19.16755
49	17.22333	17.56931	17.94064	18.37051	18.74875	19.17089
50	17.22828	17.57426	17.94559	18.37546	18.75370	19.17584
51	17.22865	17.57463	17.94596	18.37583	18.75407	19.17621
52	17.22739	17.57337	17.94470	18.37457	18.75281	19.17495
53	17.23035	17.57634	17.94767	18.37754	18.75578	19.17792
54	17.21868	17.56467	17.93600	18.36587	18.74411	19.16624
55	17.47570	17.82168	18.19301	18.62288	19.00112	19.42326
56	17.46571	17.81169	18.18302	18.61289	18.99113	19.41327
57	17.44339	17.78937	18.16070	18.59057	18.96881	19.39095
58	17.39167	17.73766	18.10898	18.53885	18.91709	19.33923
59	17.34941	17.69539	18.06672	18.49659	18.87483	19.29697
60	17.30260	17.64858	18.01991	18.44978	18.82802	19.25016
61	17.24980	17.59579	17.96712	18.39699	18.77523	19.19736
62	17.15055	17.49654	17.86787	18.29774	18.67598	19.09811
63	17.06316	17.40915	17.78048	18.21035	18.58859	19.01072
64	16.98489	17.33087	17.70220	18.13207	18.51031	18.93245
65	16.64456	16.99054	17.36187	17.79174	18.16998	18.59212

3. 가구주 연령분포 $q^w_t \equiv (w_{t,25}, w_{t,26}, \dots, w_{t,65})'$ 의 전망

가. 도시가구 추계의 필요성 및 추계방법

앞의 절에서 $q^m_t \equiv (m_{t,25}, m_{t,26}, \dots, m_{t,65})'$, 즉 가구주 연령별 자연대수 소득분포의 평균의 장래 전망을 구하였다. 그 다음으로 $q^s_t \equiv (s_{t,25}, s_{t,26}, \dots, s_{t,65})'$ 즉 연령별 표준편차의 전망을 구하는 것이 자연스러운 순서일 것이다. 그러나 다음 절에서 설명하듯이 $q^s_t \equiv (s_{t,25}, s_{t,26}, \dots, s_{t,65})'$ 의 도출과정에서 가구주의 연령별 비중 $q^w_t \equiv (w_{t,25}, w_{t,26}, \dots, w_{t,65})'$ 에 대한 정보가 필요하므로 본절에서 이 작업을 먼저 수행하기로 한다.

가구주 연령별 비중은 가구주 연령분포 전망이 있으면 도출할 수 있다. 현재 우리나라의 가구 전망 자료로서는 통계청의 『장래가구추계』가 유일하게 존재하나, 동 자료를 그대로 사용하는 것은 두 가지 이유에서 부적절하다고 판단되어 본 보고서에서는 별도로 도시가구의 장래추계를 시도하였다.

첫째, 본 보고서의 논의가 도시가계 및 가구소비실태조사 자료에 근거하고 있기 때문에 원칙적으로 농촌지역을 제외한 인구에 적용하는 것이 타당하다. 그러나 『장래가구추계』는 도·농의 구분없이 전인구를 대상으로 장래 가구의 가구주 연령, 혼인상태, 가구원수 등을 추정하였다. 우선 규모를 볼 때 농촌, 즉 비도시지역의 인구가 빠른 속도로 감소하고 있다고는 하나 아직 전인구의 10% 이상에 달하여 쉽게 무시할 수 있는 수준이 아니라고 판단된다. 또한 농촌 지역 가구의 성격을 보아도 도시지역 가구와는 연령분포, 가구원수, 소득분포 등 주요 특성이 확연히 다르다고 알려져 있거나 선형적으로 다를 것이라고 추측할 수 있다. 따라서 도시지역 가구의 소득분포에 전인구를 대상으로 추정한 『장래가구추계』의 수치를 대입하여 소득분포 전망을 시도하는 것은 무리라고 판단하였다.

둘째, 본 보고서에서 주로 사용한 도시가계자료는 2인 이상 가구만을 대상으로 하였다는 제약이 있다¹³⁾. 따라서 우리가 시도하는 소득분포 전망 도출에서 장래 도시지역의 2인 이상 가구와 1인가구를 구분하여 분석할 필요가 있다. 『장래가구추계』에 향후 1인가구 전망이 포함되어 있기는 하나, 도·농 구분이 되어 있지 않아 본 보고서에서 필요한 도시지역의 1인가구를 별도로 산정할 수 없다.

이와 같이 통계청의 『장래가구추계』를 그대로 사용할 수 없기 때문에, 본 보고서에서는 『장래가구추계』의 방법론을 사용하되, 전 인구가 아니라 도시지역 인구에 분석을 한정하여 장래 도시가구 추계를 시도하였다. 동 방법론의 핵심은 ‘가구주율’ 기법이며 이를 요약하여 설명하면 다음과 같다¹⁴⁾.

연령, 성별, 혼인상태 등 인구 집단의 특성을 나타내는 벡터를 x 라고 하면, $P(x,t)$ 는 t 기에 x 의 특성을 충족하는 인구라고 정의할 수 있다. 또한 t 기에 x 의 특성을 충족하는 가구의 수를 $H(x,t)$ 라고 표기하고, $P(x,t)$ 중 $H(x,t)$ 의 비율을 $h(x,t)$ 라고 표기하면, $h(x,t)$ 는 전 인구 중에서 x 의 특성을 충족하는 인구 $P(x,t)$ 중에서 가구주일 확률인 가구주율을 나타낸다. 『장래가구추계』나 본 보고서에서 사용한 가구주율 기법은 과거의 자료를 이용해서 가구주율 $h(x,t)$ 의 전망치를 도출한 후 별도로 추정된 장래인구 추계에 동 가구주율을 적용해서 가구주 전망을 산출하는 것이다. 이때 사용되는 가구주율 추정식은 아래와 같이 단순한 선형로그식이다¹⁵⁾.

13) 도시가계자료의 제약은 도시지역 및 2인 이상 가구에 제한되었다는 문제 이외에도 자영업자의 소득이 누락되었다는 문제도 있다. 이에 대해서는 제Ⅲ장에서 논의한 바와 같이 자영업자의 소득분포 역시 임금근로자의 소득분포와 유사하게 자연대수 정규분포로 간주하거나 근사(approximate)할 수 있으므로 본 보고서에서 별도로 다루지 않았다. 물론 자영업자와 임금근로자간의 소득분포의 차이점에 대해서는 보다 상세한 분석이 필요하다고 인정되나, 이 문제까지 다루는 본 보고서에서 동시에 수행할 수 있는 연구의 범주를 벗어난다고 판단하였다.

14) 보다 상세한 설명과 분석은 <부록 Ⅱ>를 참조.

$$h(x, n) = a(x) + b(x) \ln n \quad (IV-1)$$

이때 『장래가구추계』에서는 5차에 걸친 인구주택총조사(80, 85, 90, 95, 00년) 자료를 이용하여 가구주율 산정식을 추정하였으며, 『장래인구추계』 자료의 추계인구 $P(x,t)$ 에 이렇게 산정한 가구주율을 적용하여 가구 추계를 하였다. 이에 비해 본 보고서에서는 역시 5차의 인구주택총조사 자료를 사용하여 가구주율을 추계하였으나, 인구주택총조사 원시자료가 일반에게 공개되어 있지 않으므로 부득이 현재 공개된 최대범주의 자료인 인구주택총조사 2% 표본을 사용하였다. 또한 도시지역 가구의 추계가 목적이므로, 가구주율을 추정하기에 앞서 자료를 도시지역 인가로 제한하였다.¹⁵⁾

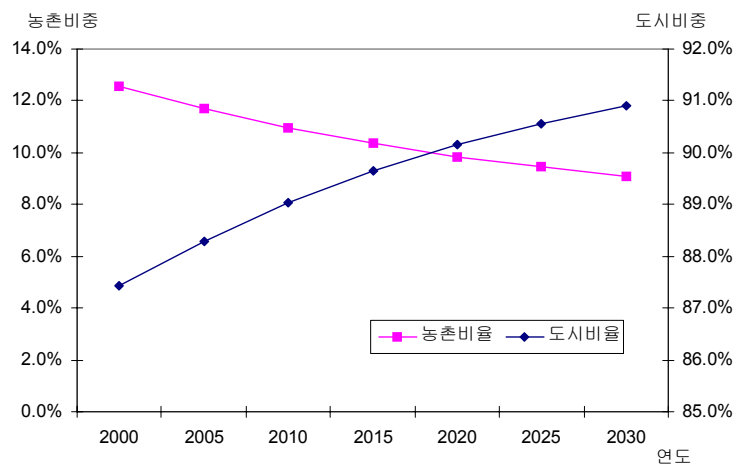
이와 같이 추계한 가구주율을 장래 도시인구 추계치에 적용하여야 하는데, 현재 우리나라에는 공식적으로 전 인구 장래추계만 있고 별도로 도시지역에 한정된 인구추계가 없기 때문에 아래 설명한 방법으로 따로 추계하였다. 개략적으로 설명하자면, 우선 2000년 기준으로 비도시 인구를 추출하여 대상으로 2000년 기준의 출생, 사망률을 반복 적용하여 농촌인구를 2030년까지 추계한 후, 『장래인구추계』의 총인구에서 이렇게 산정한 농가인구를 차감하여 도시인구를 구하는 방식을 취하였다. 보다 자세하게는, 2000년 기준의 농촌인구는 연령별로 도·농이 구분된 인구자료가 존재하지 않기 때

15) $\ln(n)$ 의 추계기간(n)은 다음의 방법으로 계산한다. 예를 들어 2005년의 특정집단별로 추정식에 사용할 수 있는 과거자료가 1980~2000년까지 5년 간격으로 5개가 존재하므로 추계하려고 하는 n은 이때 6이 된다. 즉, 이와같이 추계된 2005년의 수치를 이용해서 또다시 n=6을 이용해서 그 다음 2010년을 추계해내고 또 다시 이 수치를 이용해서 2015년을 추계하는 방식으로 2030년까지 추계하였다. 중간 연도의 가구주율은 기간내 연평균 변화율이 같다고 가정하여 내삽(interpolate)하였다.

16) 인구주택총조사 2% 중 도시지역 인구는 행정구역이 농촌지역인 읍·면으로 표기된 인구를 제외하여 추출하였다. 이때 행정지역은 각 조사 당시의 구분을 사용하였다.

문에 2000년 인구주택총조사 2% 표본에서 행정구역이 비도시지역으로 표기된 사람들을 추출하였다. 이 소표본을 이용하여 2000년 기준의 성별·연령별 사망률과 출생률을 반복 적용하여 매년 비도시인구를 추계하였는데, 당해 연도의 비도시 인구에서 모의 연령에 따른 출생자수를 계산하여 남녀로 나누어 다음해의 0세군에 포함시키고, 각 연령별로 비도시 인구의 연령별 사망률을 적용하여 다음해에 1세씩 늘어나는 방식을 취하였다. 이때 각 연령별 사망률과 출생률은 장래의 수치가 존재하지 않아서 2000년의 수치를 그대로 사용하였으며, 암묵적으로 도·농간 인구이동이 없다는 강한 가정을 하고 있어 비도시 인구의 비중이 다소 높게 추정된 경향이 있다고 사료된다. 이러한 방식으로 도시와 비도시의 장래 인구를 추계한 결과 [그림 IV-4]에서 볼 수 있듯이 비도시 지역의 인구가 전인구에서 차지하는 비중은 2000년의 12.6%에서 2030년 9%로 감소할 것으로 추정되었다.

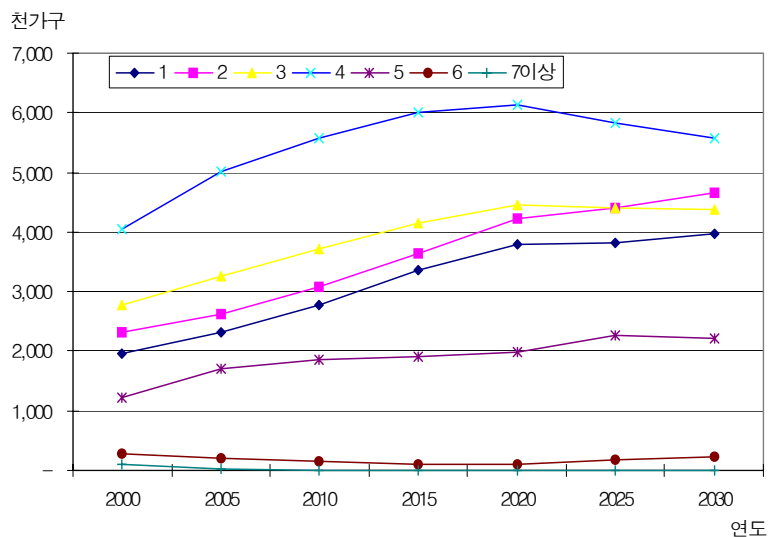
[그림 IV-4] 도시와 비도시 인구의 비중 추이 (2000~2030)



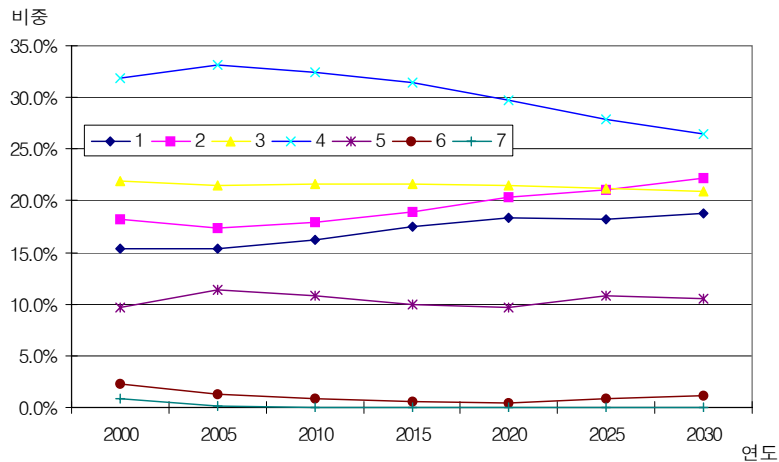
나. 도시가구 추계 결과

본 보고서의 장래 가구소득 전망에서는 2030년까지 매년도의 도시가구의 가구주 연령분포를 전망하여 사용하였으나, 여기서는 지면의 제약으로 그 결과를 모두 제시할 수가 없기 때문에 주요 결과를 요약해서 보기로 한다. 아래 [그림 IV-5]에는 2030년까지 5년 간격으로 가구원수별 장래 가구수를 전망하였다. 그림을 보면 총 가구수는 2030년까지 계속 증가할 것으로 추정되나, 2020년 이후에 증가세가 현격히 둔화되며, 이는 주로 4인가구의 수가 감소하기 때문이다. 6인 및 7인 이상 가구는 수가 작아서 전체 가구수의 변화에 사실상 영향이 별로 없으며, 1인~3인가구는 계속 증가세를 보여 2020년 이후의 4인가구의 감소를 상쇄할 것으로 전망된다. 또한 5인가구도 2025년까지 계속 완만한 증가가 전망된다. 전체적으로는, 인구증가가 2020년대 초반 이후 마이너스(-)로 돌아설 것으로

[그림 IV-5] 가구원수별 가구의 분포 추이 (2000~2030)



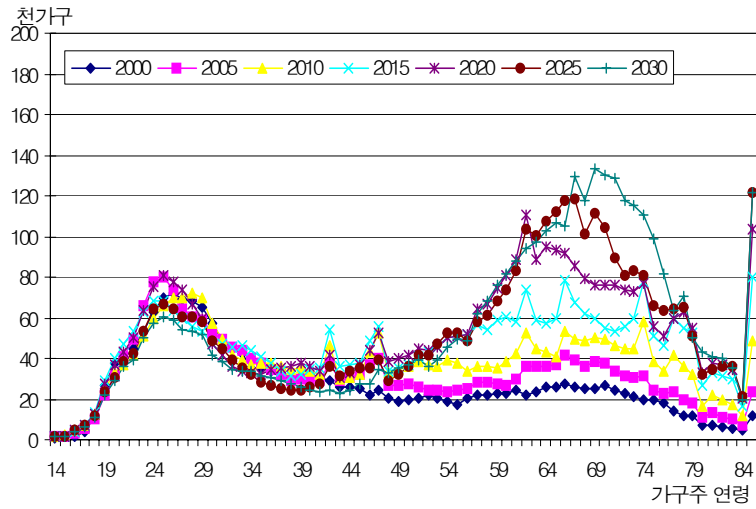
[그림 IV-6] 가구원수별 가구의 비중 추이 (2000~2030)



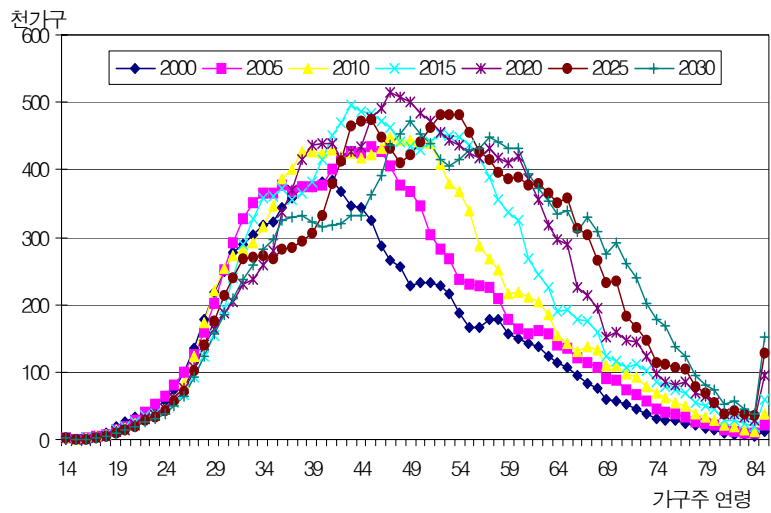
예상되면서도 총가구수가 완만히 증가하는 것으로 나타나며, 이는 가구의 평균규모가 작아지기 때문인 것으로 해석된다. [그림 IV-6]에는 가구원수별 가구의 분포를 비중으로 다시 환산하여 제시하였는데, 1~2인가구의 비중이 계속 증가하는 반면, 4인가구의 비중은 2005년 이후 지속적으로 하락하며, 3인 및 5인가구의 비중은 대체로 불변인 것으로 나타나서, 평균 가구규모가 작아질 것이라는 예측을 보여준다.

보다 자세히 장래 가구 추계결과를 보기 위하여 [그림 IV-7]과 [그림 IV-8]에는 1인가구와 2인 이상 가구의 가구주 연령별 추계를 제시하였다. 2인 이상 가구 추계에서는 시간의 경과에 따라 가구주의 연령분포가 점점 우측으로, 즉 고연령 위주로 변화하는 것으로 나타나며, 이는 인구의 전반적인 고령화와 고령 가구주율의 증가가 복합적으로 작용한 결과이다. 1인가구의 가구주 연령분포에는 마찬가지로 고령화 현상을 볼 수 있으나, 2인 이상 가구의 경우와 비교하여 보다 흥미로운 양상이 전개되고 있다. 즉 가구주 연령이 35세

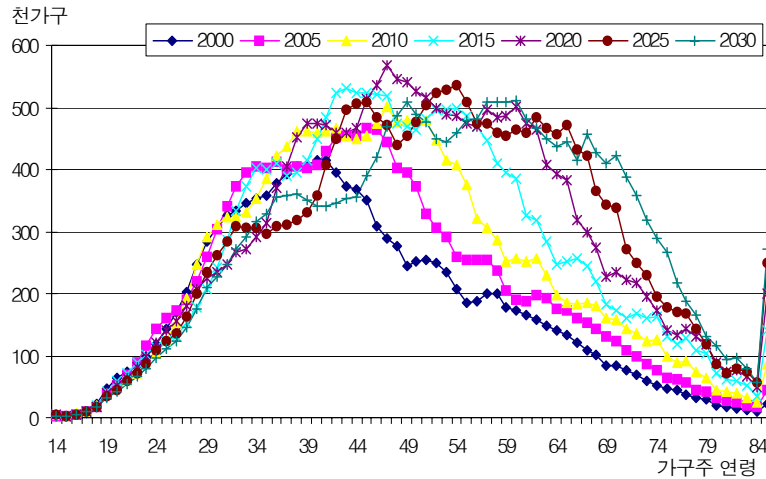
[그림 IV-7] 1인가구의 가구수 추이 (각 연령별, 2000~2030)



[그림 IV-8] 2인 이상 가구의 가구수 추이(각 연령별, 2000~2030)



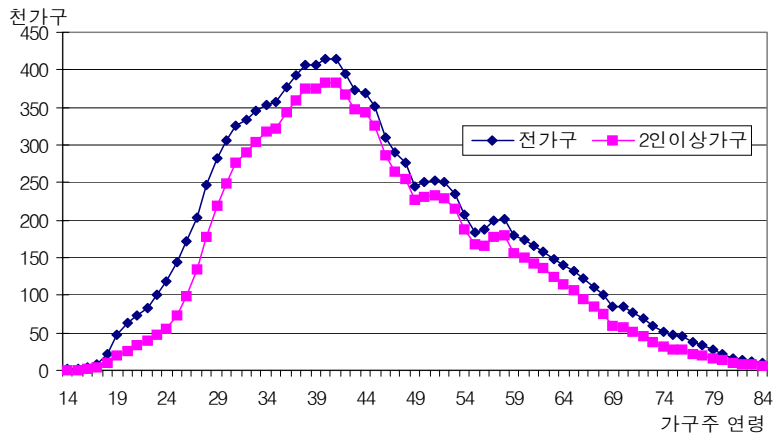
[그림 IV-9] 도시 전체가구의 가구수 추이 (각 연령별, 2000~2030)



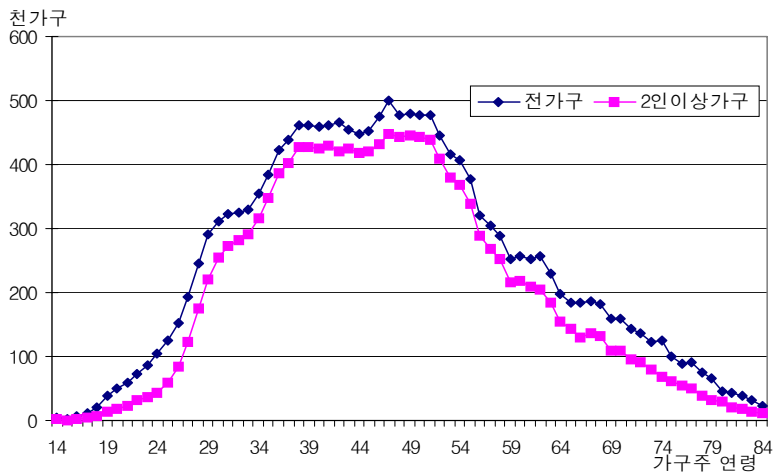
이전인 경우에는 25세 전후에 정점을 이루는 분포가 크게 달라지지 않고 있으나, 36세 이상의 가구주 연령분포는 이와 달리 큰 변화가 보인다. 즉 2000년에는 연령별로 비교적 고르게 분포가 되어있음에 비해, 시간의 경과에 따라 50세 이상 1인가구가 급속히 증가할 것으로 예측되며 특히 60대 후반에서 70대 초반까지 고령자층에서 이러한 현상이 두드러질 것으로 보인다.

[그림 IV-9]에는 1인가구를 포함한 전 가구의 가구주 연령분포가 제시되어 있으며, 대체로 2인가구의 연령분포와 유사하게 2030년까지 고령화되는 양상을 보이고 있으며 1인가구 중 고령층가구의 급속한 증가가 반영되어 2인가구의 분포에 비해 시간의 경과에 따라 고령가구가 상대적으로 많이 증가하고 있음을 볼 수 있다. 끝으로, 비교의 편의를 위하여 아래 [그림 IV-10]~[그림 IV-13]에 2000년부터 2030년까지 10년 간격으로 2인 이상 가구와 전 가구의 가구주 연령분포를 비교하여 제시하였다. 끝으로 <표 IV-4>에는 5년 간격의 연도별로 2인 이상 연령별 가구수를 연령비중으로 환산하여 제시하였다¹⁷⁾.

[그림 IV-10] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2000)

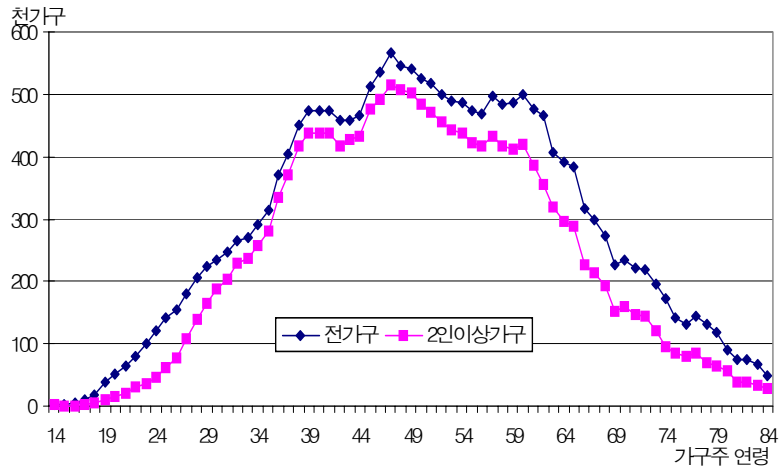


[그림 IV-11] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2010)

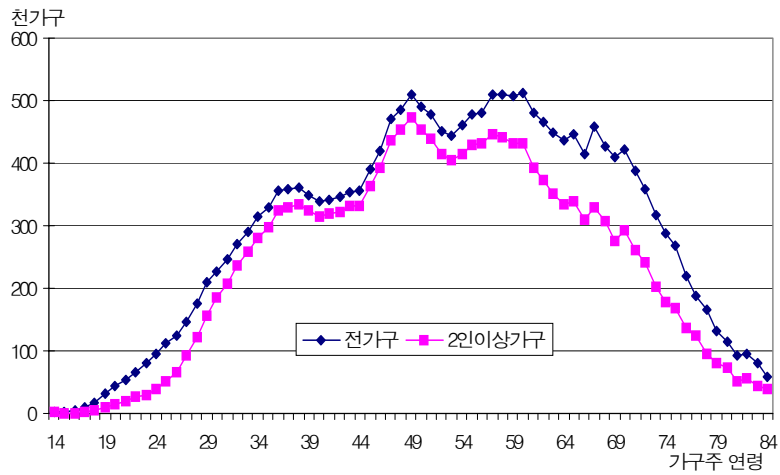


17) 제III장 말미에서 설명한 바와 같이 본 보고서의 소득분포 전망은 25~65세 가구주에 대하여 구하므로 표에서 제시한 연령비중 역시 이러한 연령대로 국한하였다.

[그림 IV-12] 가구원수에 따른 연령별 추이(2020)



[그림 IV-13] 가구원수에 따른 연령별 추이(2030)



IV. 소득분포의 전망 99

<표 IV-4> 연도별 가구주 연령 비중 전망 (2인 이상 도시가구)

(단위: %)

연도 연령	2005	2010	2015	2020	2025	2030
25	0.693	0.464	0.398	0.420	0.395	0.373
26	0.853	0.648	0.484	0.525	0.506	0.481
27	1.080	0.954	0.667	0.738	0.718	0.677
28	1.381	1.350	0.878	0.955	0.986	0.903
29	1.737	1.709	1.104	1.127	1.242	1.162
30	2.171	1.975	1.393	1.281	1.516	1.368
31	2.523	2.120	1.724	1.400	1.700	1.541
32	2.819	2.194	2.074	1.568	1.900	1.753
33	3.023	2.258	2.339	1.623	1.909	1.903
34	3.153	2.457	2.565	1.763	1.931	2.080
35	3.159	2.692	2.583	1.923	1.895	2.194
36	3.257	2.995	2.667	2.298	1.994	2.400
37	3.178	3.116	2.553	2.530	2.014	2.441
38	3.234	3.308	2.618	2.846	2.080	2.462
39	3.227	3.313	2.733	2.993	2.161	2.390
40	3.263	3.296	2.976	2.998	2.342	2.332
41	3.449	3.330	3.228	3.002	2.678	2.355
42	3.584	3.267	3.361	2.862	2.925	2.373
43	3.675	3.291	3.548	2.927	3.280	2.450
44	3.662	3.242	3.482	2.969	3.333	2.460
45	3.748	3.269	3.477	3.255	3.354	2.679
46	3.688	3.351	3.380	3.363	3.167	2.899
47	3.492	3.473	3.317	3.520	3.056	3.220
48	3.246	3.448	3.164	3.475	2.899	3.350
49	3.168	3.450	3.121	3.432	2.979	3.496
50	2.995	3.432	3.070	3.310	3.122	3.345
51	2.619	3.409	3.161	3.231	3.267	3.238
52	2.441	3.172	3.249	3.120	3.411	3.065
53	2.312	2.946	3.239	3.035	3.406	2.991
54	2.040	2.852	3.212	2.990	3.410	3.065
55	1.988	2.631	3.123	2.899	3.225	3.171
56	1.972	2.234	2.990	2.850	3.018	3.198
57	1.945	2.087	2.798	2.954	2.942	3.307
58	1.801	1.953	2.549	2.862	2.807	3.260
59	1.525	1.675	2.413	2.813	2.734	3.193
60	1.410	1.692	2.335	2.873	2.757	3.185
61	1.356	1.630	1.915	2.647	2.659	2.902
62	1.402	1.581	1.754	2.427	2.686	2.760
63	1.349	1.428	1.612	2.181	2.579	2.604
64	1.207	1.199	1.361	2.034	2.480	2.475
65	1.174	1.109	1.383	1.981	2.537	2.502
합계	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

다. 도시가구 추계의 한계

본 보고서에서는 장래 도시지역의 가구주 연령별 및 전가구 소득 분포 전망 도출에 사용하기 위하여 위에서와 같이 도시 가구주 연령분포 전망을 하였다. 그러나 비록 현존하는 자료와 기법으로는 최선의 방법을 강구하였지만 그 결과에 대해서는 저자들의 견해로는 몇 가지 유의해야 될 점이 있는 것으로 판단되어 추계결과의 신뢰도에 어느 정도 한계가 있음을 지적하고 싶다.

이러한 문제는 크게 추계방법과 자료 등 두 가지 이유에 기인한다. 우선 추계방법을 보면 가장 문제가 되는 것은 단순한 선형로그식에 의한 추정이다. 가구주 연령 및 구성원수의 분포를 예측하기 위해서는 결혼 연령, 부모의 출산 연령 및 자녀 수, 가족과의 동거·분가에 대한 의사결정 등 경제학의 영역을 넘어 사회학이나 인구학을 원용한 분석이 필요하며, 사실 이 분야에서도 가구의 장기 추계에 적용가능한 이론이나 추계기법이 정립되어 있지 않다. 따라서 부득이 선형로그식을 이용한 외삽(extrapolation)기법을 사용할 수밖에 없었다.

또한 외삽기법을 사용한 전망에 있어서도 1980년부터 2000년까지의 20년에 걸친 인구주택총조사 자료에 의존하고 있기 때문에 이보다 긴 기간에 대한 장기전망은 사실상 무리라고 판단된다. 특히 20년의 기간에 대해서도 매년이 아니라 5년 간격으로 5개의 관측치밖에 없으므로 가구주율을 추정하는 회귀식이 불과 5개의 관측치를 사용하여 추정되었다는 점에도 유의할 필요가 있다. 20년 이상의 장기전망이 힘든 또 하나의 이유는, 2020년 초반에 우리나라 인구의 절대규모가 정점에 이르고 그 이후 감소할 것으로 예상되고 있는 바, 인구가 감소하는 상황에서 가구 형성에 관한 여러 가지 특성들이 그 이전에 인구가 증가하던 시기와 동일하게 유지될 것인지 현재로서는 예측하기 어렵기 때문이다.

위에서 언급하였듯이 장래 도시가계추계 결과를 그대로 받아들이기에 한계가 있는 이유는 추계방법 이외에도 자료의 문제도 있다. 즉 20년이라는 관측기간에 근거하여 장기추계를 하기 어렵다는 문제점 이외에도, 인구주택총조사 자료를 전부 사용할 수 있는 것이 아니라 현재 일반에게 공개된 2% 추출 표본에 일부 문제가 있다는 사실을 지적하고 싶다. 특히 1인가구의 경우 1980년과 1985년에는 2% 표본자료에서의 빈도수가 상당히 낮고, 1985년의 1인가구가 현재 적게 포착되어 1980년의 1인가구보다 약 10% 정도로 적다. 그러나 통계청의 장래가구추계의 과거 수치를 보면 1985년에 1인가구가 약 7%의 수준을 유지하는 것으로 나타나고 있어 2% 표본 추출 과정에서 1인가구가 과소하게 추출된 것으로 보인다. 그 결과 특정 가구주 연령에 대해서는 1980년과 1985년 양 연도에 결측치가 있어서 가구주율 회귀추정에 실제로 3개의 관측치만 사용되었을 가능성을 배제할 수 없으며, 관측치가 존재한다고 과소하게 낮은 값일 가능성이 높다. 그러한 경우, 회귀분석에서는 1980년 이후 2000년까지 당해 연령의 1인 가구주율의 증가가 과대추정되었을 것으로 보인다.

이와 유사하게 80세 이상의 고령층의 경우, 1995년 인구주택총조사까지는 1세 단위의 연령에 대한 정보가 79세까지만 주어졌고, 80~85세 고령자는 연령값이 결측치로 처리되거나 경우에 따라 음수가 기입된 경우도 있어서 결과의 해석에 유의해야 한다. 가구 구성원수의 전망에서도 유사한 문제가 발생하는데, 연령별로 구성원수를 구하여 회귀추정을 하는 과정에서 5, 6, 또는 7인 이상 가구에 결측되는 경우가 발생하기도 한다.

본 보고서에서 시도한 장래 도시가구 추계와 비교하였을 때, 통계청의 장래가구 추계는 2% 표본을 사용하지 않고 원자료를 사용하면서 위와 같은 문제점에 대해 대부분 보정작업을 거쳐서 추계한

것이므로 본고에서 추계한 결과보다는 더 정확한 수치라고 볼 수 있다. 그러나 현재 통계청 이외의 일반 이용자라면, 더 이상의 자료 접근이 불가능하므로 본 보고서의 추정 결과보다 정확성을 높이는 쉽지 않을 것으로 사료된다. 이러한 의미에서 주어진 제약 하에서 최선의 방법으로 장래 도시간구 전망을 도출하여 적어도 근사치로서의 신뢰성은 확보하였다고 사료된다.

4. 연령별 자연대수 소득 표준편차

$q_t^s \equiv (s_{t,25}, s_{t,26}, \dots, s_{t,65})'$ 의 전망

본절에서는 세 가지 가정 또는 특성을 이용하여 장래의 연령별 자연대수 소득분포의 표준편차, 즉 $q_t^w \equiv (s_{t,25}, s_{t,26}, \dots, s_{t,65})'$ 의 전망치를 도출하고자 한다. 첫 번째 가정은 장래에 우리 사회 전반의 소득불평등도가 변화하는 속도에 대한 것이다. 구체적으로는 소득분포의 지니계수가 향후 연도별로 어떻게 변화할 것인가에 대한 시나리오를 외국의 사례를 참조하여 상정한다. 둘째, 소득분포가 자연대수 정규분포인 경우 지니계수와 소득분포의 분산이 일 대 일 관계가 있으므로, 소득분포가 자연대수 정규분포라는 특성을 이용하여 주어진 지니계수로부터 전 연령을 망라한 전체 가구의 소득분포 분산을 도출할 수 있다. 마지막으로 횡단면에서의 연령별 소득분포 분산간에 일정한 특성이 있다고 가정할 경우 전가구 소득분포 분산으로부터 연령별 분산을 계산할 수 있다.

가. 전가구 소득분포 분산의 추정

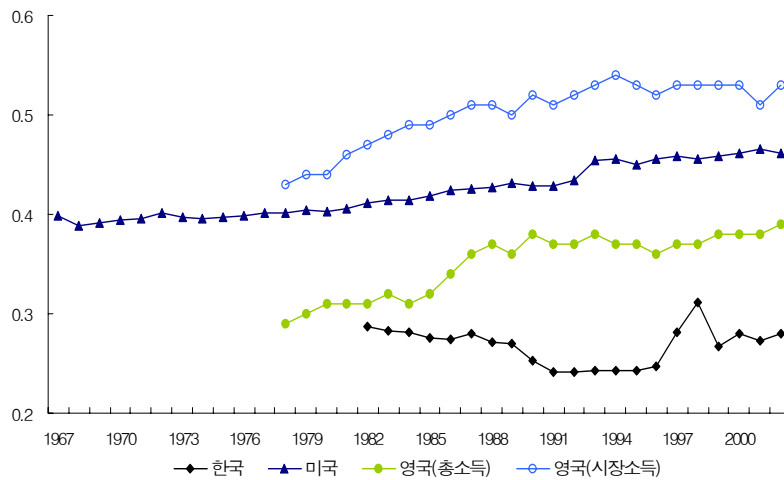
자연대수 가구소득($\ln Y$) 분포의 평균과 분산을 (m, s)라고 할 때 가구소득 Y 의 분포로부터 계산한 지니계수는 s 의 함수가 되며, 수식으로 표현하면 아래와 같은 관계가 성립한다.

$$\text{Gini}(s) \equiv \Gamma(s) = 2\Phi\left(\frac{s}{\sqrt{2}}\right) - 1, \quad (\text{IV-2})$$

단 $\Phi(\cdot)$ 는 표준정규분포의 누적밀도함수

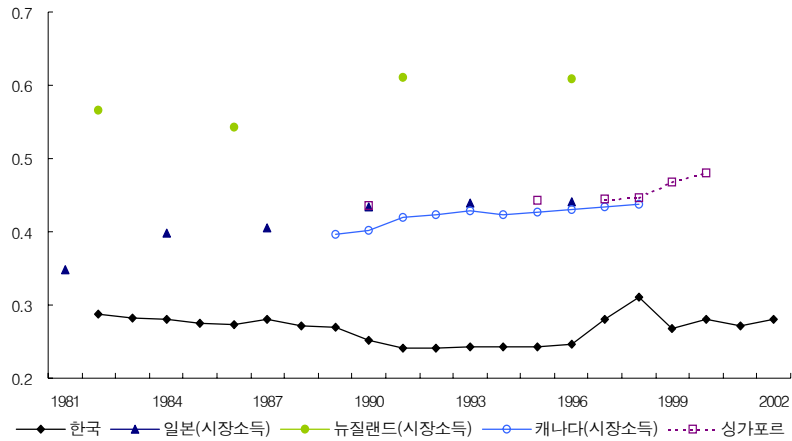
위의 식과 같이 지니계수와 s 와 일 대 일(one to one) 관계가 존재한다는 사실을 이용하여 s 의 장기추계를 하기 위해 우선 지니계수의 향후 변동의 방향과 속도를 외국의 사례를 이용하여 가정하기로 한다. 아래 [그림 IV-14]와 [그림 IV-15]에는 지니계수의 장기 변화추이가 제시되어 있다¹⁸⁾.

[그림 IV-14] 지니계수 변화추이의 국제비교 I



18) 김종면 · 성명재(2003)에서 인용하였음.

[그림 IV-15] 지니계수 변화추이의 국제비교 II



그림에서 보면 알 수 있듯이 상당수 선진국의 경우 이미 소득분배 격차의 확대 추세가 1980년대부터 시작되었다고 할 수 있다. 경제발전 단계상 우리나라가 선진국이 경험한 추세를 다소간 따라가고 있다는 점, 노령화, 이혼 급증, 정보력 격차 확대, 개방 가속화에 따른 경쟁의 격화 등이 모두 향후의 소득분배 격차를 확대시키는 요인으로 작용할 개연성이 높다는 점 등을 고려할 때 향후 우리나라의 소득분배 격차가 현재보다 축소될 것을 기대하기는 어려울 것으로 생각되는 만큼, 향후의 지니계수는 최소한 현재 수준보다 낮지는 않을 것으로 보인다. 오히려 제반 경제·사회적 여건의 변화 추세를 감안하면 지니계수가 현재보다 확대될 여지가 큰 것으로 판단된다.

그러므로 우리나라의 소득분배 구조가 현재 수준에서 안정화되는 것을 전제로 한다면 지니계수는 최근 수준(약 0.27~0.28) 정도를 유지할 것이다. 반면에 만약 소득분배 격차의 확대가 가속화된다면 그 속도는 선진국에서 경험하였던 추세적 변화속도 중 최대치를 상한으로 한다고 보아도 크게 무리하지 않을 것으로 생각된다. 현실

적으로는 최소치와 상한 사이의 정도에서 소득분배 격차 확대추세가 나타날 가능성이 비교적 높다고 예상할 수 있다.

국가별로 기간의 장단에 따른 지니계수의 변화폭(상승폭)을 보면, 미국의 경우 20년간(1982~2002년) 지니계수가 0.05지니p, 영국은 같은 기간 동안 0.06지니p(1978~2002년 기간에는 0.10지니p), 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.

우리나라의 경우 지니계수가 상승하기 시작한 1995년부터 최근(2002년)까지 지니계수의 변화폭은 0.03717지니p, 연평균으로는 0.0053지니p 정도이다. 우리나라의 연평균 지니계수 상승폭은 상기 선진국에서의 변화폭 중 상위에 속한다고 할 수 있다.

국가별로 통계자료의 종류와 지니계수 산출방법이 서로 상이하기 때문에 지니계수의 절대수준에 대한 직접 비교는 의미를 찾기 어려운 것이 사실이다. 그렇지만 지니계수의 변화방향이나 변화율 등의 측면에서는 자료와 산출방법의 차이에도 불구하고 어느 정도 의미를 부여할 수 있을 것으로 사료된다. 따라서 위에서 살펴보았듯이 앞으로 우리나라의 지니계수가 상승하는 추세를 보인다고 가정한다면 선진국에서 최근 20여년간 지니계수가 상승하였던 추세 중 최대치를 상한으로 하여 향후 지니계수의 변화추이에 대한 시나리오를 작성할 수 있다.

먼저 2002년의 지니계수 0.28을 기준으로 할 때, 2022년을 예로 들면 지니계수의 하한치는 소득분배 구조의 안정화라는 가정하에 0.28 수준에 머물 것으로 가정한다. 이와 반대로 선진국에서의 지니계수 상승속도를 감안할 때 2022년의 지니계수는 0.38~0.40 정도를 상한으로 변화할 것으로 예상할 수 있다. 상기 선진국에서의 지

니계수 상승폭의 중간 정도(연평균 0.003~0.004지니p)로 소득분배 격차가 확대된다면 지니계수는 평균적으로 0.34~0.36 정도에 이를 것으로 추정할 수 있다. 이에 따라 향후 지니계수의 예측치에 대해 <표 IV-5>에서 보는 바와 같이 시나리오를 작성할 수 있다.

지니계수의 값을 알 수 있다면 앞에서 언급한대로 식 (IV-2)에 따라 자연대수소득의 표준편차(분산)를 역산할 수 있다. 이 과정에서 제Ⅲ장 말미에서 밝힌 바와 같이 자영업자 소득을 감안한 계수 조정을 위해 식 (IV-2)에 따라 역산으로 구한 표준편차의 전망치를 일괄적으로 0.095씩 상향조정하였다. 그 결과, 먼저 하한의 경우, 즉 지니계수가 0.28 수준을 그대로 유지하는 경우에는 자연대수 표준편차가 0.60230으로 일정할 것으로 예상된다. 만약 지니계수가 연간 0.03지니p와 0.06지니p씩 상승한다고 하면 표준편차는 매년 각각 0.00566, 0.01325씩 함께 상승하는 것으로 추정되었다. 이에 따라 2030년 경에는 표준편차가 각각 0.761, 0.919 수준으로 상승할 것으로 전망되었다.

그런데 지난 20여년간의 소득분배구조 변화 추이를 볼 때 상한 시나리오 수준으로 높게까지 상승할 가능성은 상대적으로 낮다고 추측된다. 또한 하한 시나리오의 경우에도 현실성이 좀 낮다고 볼 수 있으나, 반면 고령층의 연금 수령의 영향에 따라서는 실현가능성이 전혀 없는 것도 아니라고 판단된다. 또한 다른 시나리오하에서 도출되는 제반 결과에서 지니계수 상승으로 설명될 수 있는 부분이 얼마나 되는지 가늠할 필요가 있는데, 이때 지니계수가 불변일 때와 비교를 할 수 있는 기준선을 제시한다는 점에서도 유용하므로 분석 시나리오 중 하나를 채택하기로 한다.

<표 IV-5> 지니계수 시나리오별로 추정한 자연대수소득
표준편차(분산) 추정결과

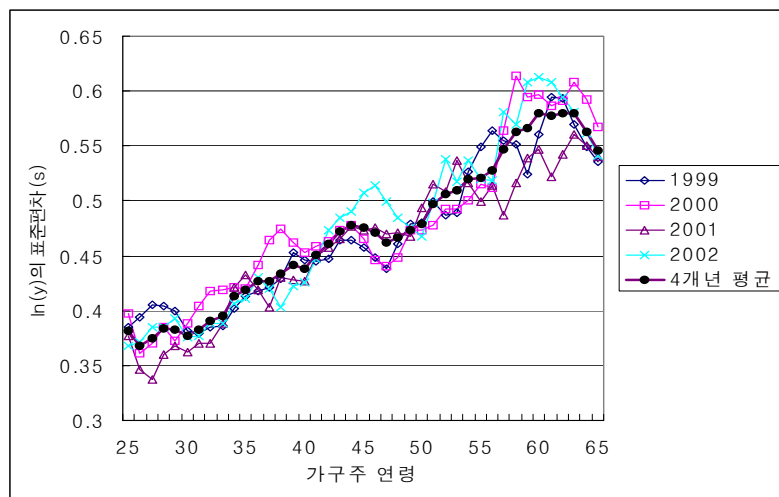
	지니계수			자연대수 소득 표준편차		
	하한	중간	상한	하한	중간	상한
2002	0.27997	0.27997	0.27997	0.60230	0.60230	0.60230
2003	0.28	0.283	0.286	0.60236	0.60802	0.61368
2004	0.28	0.286	0.292	0.60236	0.61368	0.62501
2005	0.28	0.289	0.298	0.60236	0.61934	0.63633
2006	0.28	0.292	0.304	0.60236	0.62501	0.64766
2007	0.28	0.295	0.310	0.60236	0.63067	0.65898
2008	0.28	0.298	0.316	0.60236	0.63633	0.67031
2009	0.28	0.301	0.322	0.60236	0.64199	0.68163
2010	0.28	0.304	0.328	0.60236	0.64766	0.69296
2011	0.28	0.307	0.334	0.60236	0.65332	0.70428
2012	0.28	0.310	0.340	0.60236	0.65898	0.71561
2013	0.28	0.313	0.346	0.60236	0.66464	0.72693
2014	0.28	0.316	0.352	0.60236	0.67031	0.73826
2015	0.28	0.319	0.358	0.60236	0.67597	0.74958
2016	0.28	0.322	0.364	0.60236	0.68163	0.76091
2017	0.28	0.325	0.370	0.60236	0.68729	0.77223
2018	0.28	0.328	0.376	0.60236	0.69296	0.78356
2019	0.28	0.331	0.382	0.60236	0.69862	0.79488
2020	0.28	0.334	0.388	0.60236	0.70428	0.80621
2021	0.28	0.337	0.394	0.60236	0.70994	0.81753
2022	0.28	0.340	0.400	0.60236	0.71561	0.82886
2023	0.28	0.343	0.406	0.60236	0.72127	0.84018
2024	0.28	0.346	0.412	0.60236	0.72693	0.85151
2025	0.28	0.349	0.418	0.60236	0.73259	0.86283
2026	0.28	0.352	0.424	0.60236	0.73826	0.87416
2027	0.28	0.355	0.430	0.60236	0.74392	0.88548
2028	0.28	0.358	0.436	0.60236	0.74958	0.89681
2029	0.28	0.361	0.442	0.60236	0.75524	0.90813
2030	0.28	0.364	0.448	0.60236	0.76091	0.91946

나. 연령별 소득분포 표준편차의 추정

위에서 구한 소득분포 표준편차 전망은 전 가구(전 가구주 연령)의 소득분포에 해당하는 것이므로, 이를 다시 가구주 연령별로 나누어 추정해야 한다. 이를 위하여 연령별 표준편차 곡선의 특성을 이용하기로 한다. 아래 [그림 IV-16]에서 볼 수 있듯이 동일 기간, 즉 횡단면에서 연령별 소득분포의 표준편차를 보면 선형에 가까운 모양을 유지하고 있다¹⁹⁾. 그렇다면 s곡선의 모양을 직선이라고까지 규정하지 않더라도, 적어도 다음과 같이 단순화하는 가정을 채택할 수 있다.

$$s_{ta} = \alpha_a \cdot s_{t,25}, \quad \forall t, \quad \forall a \quad (\text{IV-3})$$

[그림 IV-16] 외환위기 이후 최근 4년간의 횡단면 연령별 s 곡선



19) 그림에서는 4개 연도의 횡단면 s곡선만을 보여주고 있으나, 선형이라는 특성은 1982년 이래 20여 년간 유지되고 있다.

즉 예를 들어 25세 가구주 소득분포의 표준편차 S_{25} 를 기준으로 하였을 때, 다른 연령 가구주 소득분포의 표준편차는 연도에 관계 없이 S_{25} 와 일정비율을 유지한다는 것이다. 여기서는 [그림 IV-16]에 있는 4개년 평균 곡선에 근거하여 이러한 연령별 비율을 산정하여 표준편차의 전망에 사용하기로 한다. 이로써 $\{\alpha_a\}_{a=25,26,\dots,65}$ 를 구할 수 있으며, 구체적인 값은 <표 IV-6>에 제시되어 있다.

<표 IV-6> 연령별 표준편차 s_a 및 s_{25} 대비 비율 α_a
(1998~2002 4개년 평균)

연령(a)	s_a	α_a	연령(a)	s_a	α_a
25	0.382004	1	46	0.471032	1.233056
26	0.368326	0.964195	47	0.462325	1.210262
27	0.374723	0.980941	48	0.466276	1.220607
28	0.383414	1.003691	49	0.473804	1.240311
29	0.382997	1.002599	50	0.478790	1.253363
30	0.376665	0.986023	51	0.497549	1.302472
31	0.382758	1.001973	52	0.506488	1.325871
32	0.390427	1.022049	53	0.509321	1.333287
33	0.395389	1.035038	54	0.520084	1.361463
34	0.412859	1.080771	55	0.520879	1.363544
35	0.419227	1.09744	56	0.527411	1.380644
36	0.427102	1.118056	57	0.546765	1.431308
37	0.426933	1.117614	58	0.562814	1.473319
38	0.434085	1.136336	59	0.566358	1.482598
39	0.441471	1.155672	60	0.579246	1.516334
40	0.438112	1.146878	61	0.577713	1.512322
41	0.450156	1.178408	62	0.580246	1.518954
42	0.460540	1.205589	63	0.579932	1.518131
43	0.471693	1.234784	64	0.563310	1.474618
44	0.477552	1.250122	65	0.546116	1.429608
45	0.475811	1.245567			

횡단면 s곡선이 선형의 모양을 유지한다는 이러한 가정에 추가하여, 소득분산의 전반적인 수준의 변화는 s곡선의 높이가 변함으로 써 나타나는데, 구체적으로는 아래 식과 같이 s곡선이 변한다고 가정하기로 한다. 이는 s곡선의 이동이 연령과는 무관한 일정배율 β 의 비율로²⁰⁾ 상하로 이동함을 의미한다²¹⁾.

$$\begin{aligned} q^s_{t+\tau} &= \beta_{t+\tau} q^s_t, \\ s_{t+\tau, a} &= \alpha_a s_{t+\tau, a} \\ &= \alpha_a \beta_{t+\tau} s_{t, 25}, \forall a, \tau \end{aligned} \quad (\text{IV-4})$$

이제 마지막 단계로 s_{ta} 를 도출하기로 하자. 방금 $\{\alpha_a\}_{a=25, 26, \dots, 65}$ 를 구할 수 있음을 보였으므로, 이제 위의 식 (IV-3)에서 β 의 값만 추정하면 연령별 표준편차 s 를 구할 수 있다. 위의 <표 IV-4>에서 구한 전 연령을 망라한 전 가구의 소득분포의 표준편차를 S 라고 표기하면 S 와 s_{ta} 의 관계는 아래 식으로 정의된다 (김종면 2003).

20) 물론 일정비율로 변한다는 가정 이외에도, s곡선이 선형의 모양을 유지하면서 예를 들어 기울기는 그대로 유지하면서 절편만 변한다고 가정할 수도 있을 것이다. 그러나 1982년 이래 s곡선의 변화추이를 보면 일정비율의 변화라는 가정이 비교적 단순하면서도 관측된 현상에 잘 부합된다.

21) s곡선이 불변이더라도 가구주 연령분포의 고령화에 따라 표준편차가 높은 고령층 가구의 비중이 늘고, 이에 따라 전가구 소득분포의 표준편차(분산)가 증가한다. 그러나 김종면(2003)에서 밝혔듯이 s곡선이 불변이고 가구주 연령분포에 의해서 지니계수가 장기적으로 상승할 경우, 그 상승폭이 외국사례에서 관측된 것의 1/4 정도 수준에 불과하다. 따라서 s곡선이 불변이라는 가정보다는 장기적으로 상승할 것이라고 보는 것이 더 현실적이다.

$$\begin{aligned}
 S_t^2 &= \sum_a \omega_{ta} S_{ta}^2 + (\sum_a \omega_{ta} m_{ta}^2 - M_t^2) \\
 &= \sum_a \omega_{ta} S_{ta}^2 + \text{var}(m_{ta}) \quad (\text{IV-5}) \\
 &= \sum_a \omega_{ta} S_{ta}^2 + \sum_a \omega_{ta} (m_{ta} - M_t)^2
 \end{aligned}$$

이때 M 은 전 가구 소득분포의 평균으로서, 우리가 지금 연령별 소득의 평균 m 과 가중치 w 를 알고 있으므로 다음과 같이 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 M_t \equiv E(X_t) &= \int X \sum_a \omega_{ta} \phi_{ta}(X) dX \\
 &= \sum_a \omega_{ta} \int X \phi_{ta}(X) dX \quad (\text{IV-6}) \\
 &= \sum_a \omega_{ta} m_{ta}
 \end{aligned}$$

이제 식 (IV-5)에 식 (IV-6)을 대입하면,

$$\begin{aligned}
 S_t^2 - \text{var}(m_{ta}) &= \sum_a \omega_{ta} S_{ta}^2 \\
 &= \sum_a \omega_{ta} \alpha_a^2 \beta_t^2 s_{\tau, 25}^2 \quad (\text{IV-7}) \\
 &= \beta_t^2 s_{\tau, 25}^2 \sum_a \omega_{ta} \alpha_a^2
 \end{aligned}$$

가 되고 이를 풀어 각 연도별 β_t 의 값을 아래와 같이 구할 수 있다.

$$\beta_t = \sqrt{\frac{S_t^2 - \text{var}(m_{ta})}{s_{\tau, 25}^2 \sum_a \omega_{ta} \alpha_a^2}} \quad (\text{IV-8})$$

이렇게 구한 β_t 를 다시 식 (IV-4)에 대입하면 각 연도별로 우리의

최종 목표였던 연령별 소득분포 표준편차 $q^s_t \equiv (s_{t,25}, s_{t,26}, \dots, s_{t,65})'$ 를 구할 수 있다. 이러한 방법으로 추계한 장래 주요연도의 β_t 의 추정치가 <표 IV-7>에 지니계수 변동에 대한 시나리오별(<표 IV-5> 참조)로 제시되어 있으며 이를 <표 IV-6>에 적용하여 추정된 연령별 가구소득 표준편차가 <표 IV-8>에 제시되어 있다.

그런데 <표 IV-6>과 <표 IV-8>에서 중간과 상한 시나리오에서는 예상대로 β_t 와 s_{ta} 가 지속적으로 상승하지만, 하한 시나리오에서는 β_t 와 s_{ta} 가 지속적으로 하락하는 점이 특이하다. 즉 지니계수가 불변이라고 가정하였음에도 불구하고 연령별 소득의 표준편차가 불변이지 않고 지속적으로 하락하는 것이다. 그 이유는 [그림 IV-16]의 연령별 소득 표준편차 곡선에 [그림 IV-8]의 가구주 연령비중의 연도별 변화를 적용시키면 알 수 있다. 연령별 표준편차 곡선이 불변이라 하여도, 시간의 경과에 따라 점차 표준편차가 높은 고령층의 비중이 증가하기 때문에 전 연령 소득분포의 분산과 표준편차는 증가할 수밖에 없다. 따라서 전 연령 소득분포의 지니계수와 분산이 불변이기 위해서는 연령별 표준편차가 감소하여야 한다.

그런데 이렇게 하한 시나리오의 경우 연령별 소득 표준편차가 감소할 수 있다는 가정은 일견 비현실적인 듯하나, 고령층에 대한 연금 및 각종 사회복지 수혜를 생각하면 전혀 불가능한 것도 아니라고 판단된다. 반대의 경우로 상한 시나리오의 예측치를 보면 표준편차가 최대 1.0 부근까지 증가할 것으로 예상되는데, 이러한 표준편차값은 미국 등 외국에서 실제로 관측되고 있는 수준이므로 이 역시 현실성이 없는 전망치는 아니라고 사료된다.

<표 IV-7> 연도 및 시나리오별 β_t 의 추계

연 도	지니계수 증가 시나리오		
	하한	중간	상한
2003	1.25950	1.27192	1.28434
2004	1.25763	1.28244	1.30725
2005	1.25585	1.29300	1.33013
2006	1.25264	1.30208	1.35142
2007	1.24954	1.31116	1.37266
2008	1.24645	1.32020	1.39380
2009	1.24340	1.32921	1.41482
2010	1.24037	1.33822	1.43576
2011	1.23577	1.34550	1.45486
2012	1.23110	1.35265	1.47376
2013	1.22642	1.35972	1.49249
2014	1.22174	1.36674	1.51109
2015	1.21707	1.37369	1.52954
2016	1.21343	1.38170	1.54912
2017	1.20964	1.38951	1.56840
2018	1.20582	1.39725	1.58754
2019	1.20196	1.40487	1.60651
2020	1.19805	1.41239	1.62534
2021	1.19604	1.42215	1.64670
2022	1.19407	1.43195	1.66809
2023	1.19213	1.44176	1.68947
2024	1.19023	1.45160	1.71089
2025	1.18836	1.46147	1.73230
2026	1.18724	1.47201	1.75431
2027	1.18636	1.48279	1.77658
2028	1.18552	1.49358	1.79888
2029	1.18471	1.50441	1.82117
2030	1.18395	1.51528	1.84348

<표 IV-8> 주요 연도 및 가구주 연령별 자연대수 가구소득의
표준편차 추계

연도	연령	지니 증가 시나리오			연도	연령	지니 증가 시나리오		
		하한	중간	상한			하한	중간	상한
2005	25	0.47974	0.49393	0.50812	2010	25	0.47383	0.51120	0.54846
	30	0.47303	0.48703	0.50101		30	0.46721	0.50406	0.54080
	35	0.52649	0.54206	0.55763		35	0.52000	0.56102	0.60191
	40	0.55020	0.56648	0.58275		40	0.54342	0.58629	0.62902
	45	0.59755	0.61523	0.63289		45	0.59018	0.63674	0.68315
	50	0.60129	0.61908	0.63685		50	0.59388	0.64072	0.68743
	55	0.65415	0.67350	0.69284		55	0.64609	0.69705	0.74786
	60	0.72745	0.74897	0.77047		60	0.71848	0.77516	0.83166
	65	0.68584	0.70613	0.72641	65	0.67739	0.73082	0.78409	
2015	25	0.46493	0.52475	0.58429	2020	25	0.45766	0.53954	0.62089
	30	0.45843	0.51742	0.57612		30	0.45126	0.53200	0.61221
	35	0.51023	0.57589	0.64122		35	0.50225	0.59211	0.68139
	40	0.53321	0.60183	0.67011		40	0.52488	0.61879	0.71208
	45	0.57910	0.65362	0.72777		45	0.57005	0.67203	0.77336
	50	0.58272	0.65771	0.73233		50	0.57361	0.67624	0.77820
	55	0.63395	0.71552	0.79670		55	0.62404	0.73569	0.84661
	60	0.70499	0.79570	0.88598		60	0.69397	0.81812	0.94147
	65	0.66466	0.75019	0.83530	65	0.65427	0.77133	0.88762	
2025	25	0.45396	0.55829	0.66175	2030	25	0.45227	0.57884	0.70422
	30	0.44761	0.55048	0.65250		30	0.44595	0.57075	0.69438
	35	0.49819	0.61269	0.72623		35	0.49634	0.63525	0.77284
	40	0.52063	0.64029	0.75894		40	0.51870	0.66386	0.80765
	45	0.56543	0.69538	0.82425		45	0.56334	0.72099	0.87715
	50	0.56897	0.69974	0.82941		50	0.56686	0.72550	0.88264
	55	0.61899	0.76125	0.90232		55	0.61670	0.78928	0.96023
	60	0.68835	0.84655	1.00343		60	0.68580	0.87772	1.06783
	65	0.64898	0.79813	0.94604	65	0.64658	0.82752	1.00676	

V. 가구원수별 소득분포 전망

지금까지의 논의에서 우리는 가구의 자연대수소득이 정규분포라는 사실을 밝히고, 제IV장에서 각 연령별로 장래 소득분포의 평균 m 과 표준편차 s 의 전망을 제시함으로써 처음으로 사실상 우리나라 가구의 장래 소득분포 전망을 도출하였다. 아울러 가구주의 장래 연령분포를 추계함으로써 연령별 소득분포뿐만 아니라 전 도시가구의 소득분포를 전망할 수 있음을 보였다. 조세 및 사회보장 정책에서 많은 경우 소득분포를 감안하여야 함에도 불구하고 지금까지 소득분포를 전망할 수 있는 방법이 없어서 분석에 한계가 있었다는 사실을 생각할 때, 이는 상당한 의미를 부여할 수 있는 성과라고 사료된다.

사회보장정책의 분석에 있어 이와 같이 새로이 구한 소득분포 전망을 가장 유용하게 사용할 수 있는 것은 저소득층 정책의 장기추계라고 판단된다. 공적연금이나 건강보험 역시 소득분포에 담겨 있는 정보를 정책분석에 유용하게 사용할 수 있으나, 두 제도하에서 보험료가 소득의 일정비율로 책정되므로 굳이 분포에 대한 정보 없이도 지금까지 많은 연구가 진행되었다. 또한 연금과 건강보험의 보험료 징수는 가구소득보다는 개인소득에 근거하여 이루어지기 때문에 본 보고서에서 도출한 가구소득분포를 직접 적용하는 데 한계가 있다. 그러나 이와는 달리 저소득층 지원정책 분석에는 반드시 소득분포가 명시적으로 고려되어야 하며 또한 가구규모(가구원수)도 감안하여야 한다. 본장에서는 앞서 도출한 소득분포 전망을 이용하여 가구원수별 소득분포를 구하여 다음 장에서 저소득층 정책 분석에 적용해 보기로 한다²²⁾.

제IV장에서 우리가 소득분포 전망을 구하였을 때 가구주 연령까지 구분하여 도출하였으나, 논의의 단순화를 위하여 본장에서는 연령구분을 무시하고 전 가구의 소득분포를 가구원수별로 분할하기로 한다. 이를 위하여 제IV장의 연령별 소득분포로부터 우선 전가구 소득분포를 구하여야 하는데, 이는 각 연령별 소득분포와 연령비중을 아는 이상 식 (IV-5)와 식 (IV-6)을 이용하여 쉽게 구할 수 있다. <표 V-1>에 지니계수 증가가 중간 시나리오를 따를 때 이렇게 구한 전 가구의 소득분포 전망이 2030년까지 5년 간격으로 제시되어 있다. 참고로, 표에서 자연대수 소득분포의 모수 (m, s^2) 로부터 원래 소득의 평균과 분산 (μ, σ^2) 을 구한 것은 (m, s^2) 를 알고 있는 경우,

$$\begin{aligned}\mu &= \exp\left(\frac{2m+s^2}{2}\right), \\ \sigma^2 &= \exp(2m+2s^2) - \exp(2m+s^2)\end{aligned}\tag{V-1}$$

를 구할 수 있다는 것을, 반대로 (μ, σ^2) 를 알면 다음과 같이 (m, s^2) 를 구할 수 있음을 이용한 것이다.

$$\begin{aligned}m &= \ln\left(\frac{\mu^2}{\sqrt{\sigma^2 + \mu^2}}\right), \\ s^2 &= \ln\left(\left(\frac{\sigma}{\mu}\right)^2 + 1\right)\end{aligned}\tag{V-2}$$

22) 본장의 분석에서는 1인가구를 제외하고 2인가구만을 대상으로 한 가구원수별 소득분포 전망 방법을 논의한다. 아울러 제IV장에서 설정한 지니계수 증가 시나리오 중 중간 시나리오의 경우만 분석한다. 1인가구를 포함한 경우와 지니계수 증가의 하한, 상한 시나리오에 따른 결과는 제VI장의 민감도 분석에서 논하기로 한다.

<표 V-1> 주요 연도별 전가구 소득분포의 모수 전망
(지니계수 증가 중간 시나리오)

연 도	M (자연대수 소득평균)	S (자연대수 소득 표준편차)	μ (평균소득 단위: 원)	σ (소득의 표준편차)
2005	17.16119	0.61934	34,379,947	23,507,738
2010	17.51906	0.64766	50,063,187	36,140,809
2015	17.90381	0.67597	74,946,072	57,039,176
2020	18.33359	0.70428	117,458,437	94,124,928
2025	18.70802	0.73259	174,313,163	146,913,325
2030	19.13394	0.76091	272,575,802	241,383,500

이렇게 전망된 전 가구 소득분포를 다시 가구원수별 분포로 분할하기 위해서는 원칙적으로 가구원수별 소득분포의 특성에 대한 별도의 상세한 분석이 필요하나, 여기서는 편의상 단순한 가정에 의존하여 소득분포의 분할을 시도한다. 가구의 소득수준은 가구규모(구성원수)와 양(+)의 상관관계가 있기 때문에, 구성원수의 영향을 최대한 배제하도록 가구규모에 대해 균등화된 소득(equivalent income) 수준을 생각할 수 있다. 가장 직관적이고 손쉬운 방법으로는 가구구성원 1인당 소득 $\frac{Y(n)}{n}$ 을 생각할 수 있으며, 이 밖에 빈곤문제 연구에서 많이 사용하는 가구원수 n 의 제곱근으로 나누는 방법($\frac{Y(n)}{\sqrt{n}}$)이 있다. 이러한 접근법을 보다 일반화하면 임의의 $\theta \geq 0$ 에 대해 가구소득을 n^θ 로 나누어 구한 균등화된 $\frac{Y(n)}{n^\theta}$ 의 소득분포를 생각할 수 있다. 이때 $\frac{Y(n)}{n^\theta}$ 의 평균이 n 과 무관하게 동일하도록 θ 의 값을 설정하는 것은 균등화 소득분포의 정의로 생각하여 큰 무리없이 받아들일 수 있는 제약이라고 판단된다. 우리는 여기서 보다 강한 제약을 한 가지 추가하여 $\frac{Y(n)}{n^\theta}$ 의 평균뿐만 아니

라 분포가 동일하다는 가정을 채택하고 관측된 기존자료를 이용하여 이러한 가정의 타당성을 검토하기로 한다.

보다 구체적으로는 가구원수 n 인 가구의 소득을 $Y(n)$, 그 평균과 분산을 $(\mu(n), \sigma(n)^2)$ 이라고 하고, 전 가구 중의 비중을 $\omega(n)$ 이라 하고, 자연대수 정규분포를 $\lambda(\cdot)$ 라고 표기한다면, $Y(n) \sim \lambda(\mu(n), \sigma(n)^2)$ 이라고 쓸 수 있으며, 가구원수로 균등화된 $\frac{Y(n)}{n^\theta}$ 의 분포는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} \frac{Y(n)}{n^\theta} &\sim \lambda(\bar{\mu}, \bar{\sigma}^2) \\ \Rightarrow Y(n) &\sim \lambda(n^\theta \bar{\mu}, n^{2\theta} \bar{\sigma}^2) \end{aligned} \quad (\text{V-3})$$

이때 자연대수 소득 $X(n) = \ln Y(n)$ 의 평균과 분산은 식 (V-2)에 의해 아래와 같이 구할 수 있다.

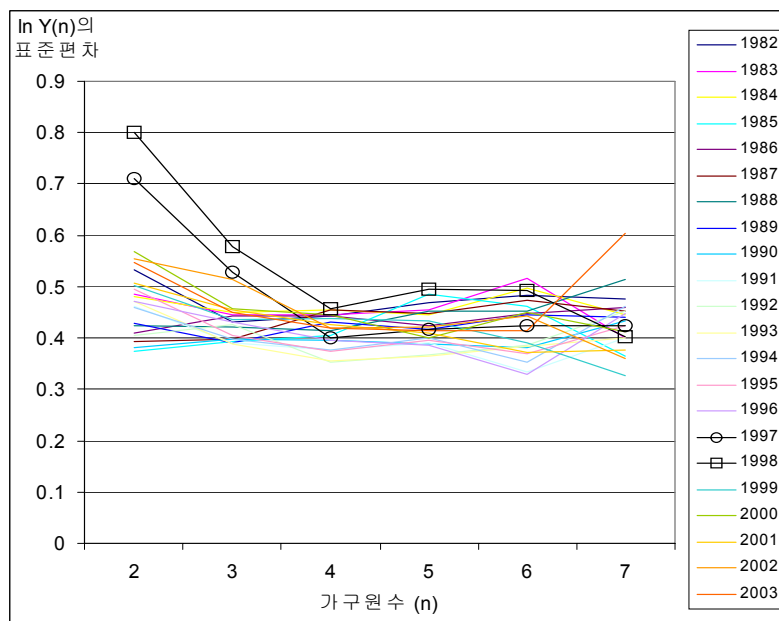
$$\begin{aligned} m(n) &= \theta \ln n + \ln \left(\frac{\bar{\mu}^2}{\sqrt{\bar{\mu}^2 + \bar{\sigma}^2}} \right) \\ s(n)^2 &= \ln \left(\left(\frac{\bar{\sigma}}{\bar{\mu}} \right)^2 + 1 \right) \equiv s^2 \end{aligned} \quad (\text{V-4})$$

이 결과에서 볼 수 있는 바와 같이 식 (V-3)과 같이 $\frac{Y(n)}{n^\theta}$ 의 분포가 동일하다는 가정은 상당히 제약이 강하여 $X(n)$ 의 분산이 n 과 관계없이 동일하다는 가정을 내포하고 있다. 또한 가구원수별 평균소득의 차이에 대해서도 매우 구체적인 제약을 가하고 있는바, 가구원수 n 인 가구의 자연대수 소득의 평균과 가구원수 $n-1$ 인 가구의 평균과의 차분 $\Delta(n)$ 이 n 이 증가할 때 다음 식에 의해 감소하게 된다.

$$\begin{aligned}
 \Delta(n) &\equiv m(n) - m(n-1) \\
 &= \theta(\ln n - \ln(n-1)) \quad (V-5) \\
 &= \theta \ln \frac{n}{n-1}, \quad \forall n \geq 2
 \end{aligned}$$

식 (V-3)에 가정에서 도출된 식 (V-4)와 식 (V-5)의 이론적 예측이 과연 현실성이 있는지를 1982~2003년의 도시가계자료를 이용하여 검토하기로 하자. 우선 $\ln Y(n)$ 의 표준편차 $s(n)$ 이 동일하다는 명제를 검토해 보면, [그림 V-1]에서 볼 수 있는바와 같이 외환위기로 소득분포가 심하게 왜곡되었던 1997년과 1998년을 제외한다면 2~3인가구에서 표준편차가 다소 높은 편이나 대체로 가구 구성원수 n 에 영향을 별로 받지 않는다는 사실을 확인할 수 있다.

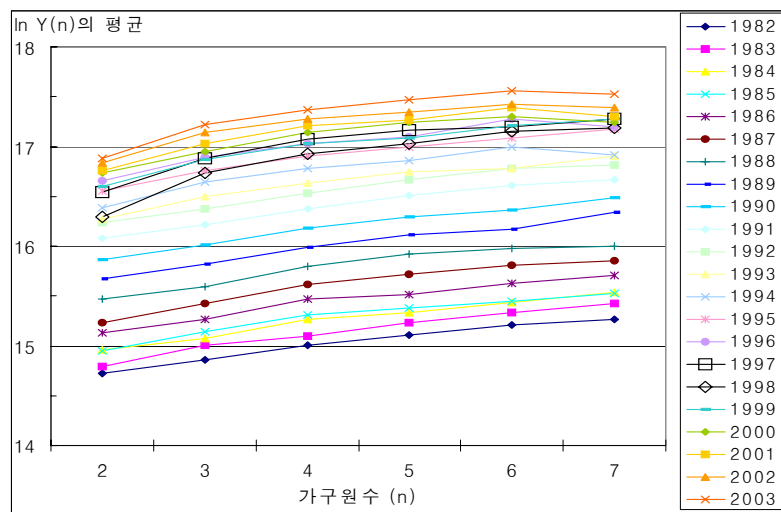
[그림 V-1] 가구원수별 자연대수 가구소득의 표준편차(1982~2003)



물론 $s(n)$ 이 n 에 대해 어느 정도의 변화를 보이기는 하나, 7인 가구와 8인 이상 가구의 비중이 사실상 0임을 감안할 때 적어도 식 (V-2)와 같은 이론적 정형화를 위해서 $s(n)$ 이 n 에 대해 불변이라는 단순화는 우리가 수용할 수 있는 가정이라고 판단된다.

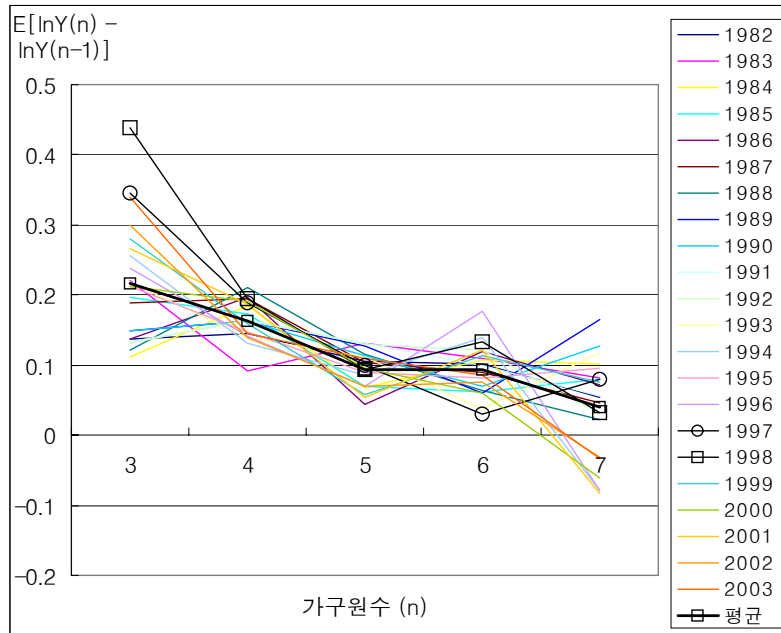
또한 [그림 V-2]에서 볼 수 있듯이, 가구원수별 분포의 평균 역시 외환위기를 제외하고는 대체로 상방 평행이동을 하고 있어, 식 (V-5)에서 예측하는 바와 유사하게 가구원수별 평균 $m(n)$ 의 차분 $\Delta(n)$ 이 비교적 일정한 크기에서 유지되고 있음을 보여주고 있다.

[그림 V-2] 가구원수별 자연대수 가구소득의 평균(1982~2003)



이를 보다 자세히 검토하기 위하여 [그림 V-2]의 자료를 가구원수에 대한 차분으로 변환하여 [그림 V-3]에 제시하였다. 예상과 같이 연도별 차분이 수직방향으로 비교적 밀집되어 있으며, 가구원수별 평균을 연결한 선의 모양 역시 적당한 θ 의 값에 따라 식 (V-5)과 상당히 부합될 수 있을 것으로 보인다.

[그림 V-3] 가구원수별 자연대수 가구소득의 평균의 차분(1982~2003)



그렇다면 이제 도시가계자료를 이용하여 가구원수별 소득분포를 정의하는 데 가장 적합한 θ 의 값을 추정하기로 하자. 지금 전 가구 소득분포의 평균과 표준편차인 M, S 를 알고 있고 또한 가구원수별 비중 $w(n)$ 역시 알고 있으므로, 식 (V-4)를 이용하여 $m(n)$ 과 $s(n)$ 을 $M, S, \omega(n)$ 과 θ 의 함수로 풀고, 도시가계자료에서 관측가능한 $M, S, \omega(n)$ 의 값을 대입하여 최적의 θ 값을 추정하기로 한다. 우선 식 (V-4)를 제IV장의 식 (IV-5)와 식 (IV-6)에 대입하여 풀면 아래와 같이 가구원수별 소득분포의 모수들을 구할 수 있다.

$$\begin{aligned}
m(n) &= M + \theta \ln n - \theta \sum_k \omega(k) \ln k, \\
s(n)^2 = s^2 &= S^2 - \theta^2 \sum_k \omega(k) (\ln k)^2 + \theta^2 \left(\sum_k \omega(k) \ln k \right)^2, \\
\mu(n) &= \exp \left(m(n) + \frac{s(n)^2}{2} \right), \\
\sigma(n) &= \exp \{ 2m(n) + 2s(n)^2 \} - \exp \{ 2m(n) + s(n)^2 \}
\end{aligned} \tag{V-6}$$

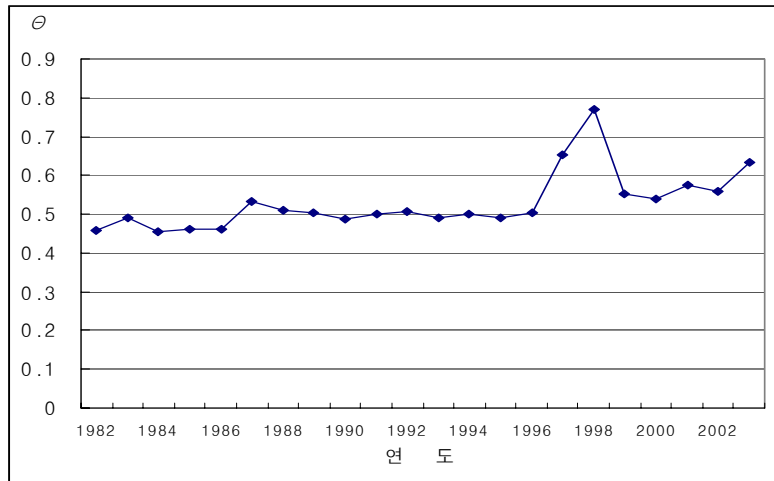
도시가계자료에서 관측되는 t년도의 가구원수별 자연대수 소득의 평균을 $m_t(n)$ 이라 하고 식 (V-6)에서 도출되는 $m_t(n)$ 의 예측치를 $\hat{m}_t(n)$ 이라고 표기한다면, θ 의 최적해인 $\hat{\theta}$ 는 가중최소자승법을 이용하여 $\min_{\theta} \sum_t \sum_n \omega(n) [m(n) - \hat{m}(n)]^2$ 의 답으로서 다음과 같이 구해진다.

$$\hat{\theta} = \frac{\sum_t \sum_n \omega(n) [(m_t(n) - M_t)(\ln n - \sum_k \omega_t(k) \ln k)]}{\sum_t \sum_n \omega(n) [\ln n - \sum_k \omega_t(k) \ln k]^2} \tag{V-7}$$

위의 식에 1982~2003년의 도시가계자료를 대입하면 <표 V-2>와 같이 각 연도 및 기간별로 최적해 $\hat{\theta}$ 를 추정할 수 있다. 그런데 [그림 V-4]에서 볼 수 있는 바와 같이 외환위기 이전에는 연도별 $\hat{\theta}$ 가 비교적 안정적으로 0.5 부근의 값을 유지하였으나, 외환위기 때 상당히 높은 값을 보였고 그 이후에는 외환위기 이전보다 높은 값을 유지하고 있다. 특히 경기가 침체되기 시작한 2001년 이후의 최근 기간에는 $\hat{\theta}$ 가 상승 추세에 있는 것으로 보이나, 관측기간이 짧아서 이것이 일시적인 현상인지 여부를 판단하기는 아직 이르다.

<표 V-2> 연도 및 기간별 소득분포 균등화지수 θ 추정치

연 도	연도별 θ	기간별 θ	
1982	0.459254	0.483751	0.528211 0.510215 (97, 98 제외)
1983	0.491132		
1984	0.455247		
1985	0.461699		
1986	0.461824		
1987	0.533072		
1988	0.509017		
1989	0.502221		
1990	0.485932	0.497063	
1991	0.501116		
1992	0.506224		
1993	0.491133		
1994	0.501362		
1995	0.489443		
1996	0.504439		
1997	0.653345	0.711021	
1998	0.771137		
1999	0.553359	0.571809 (99~03)	
2000	0.539186		
2001	0.575508		
2002	0.557439	0.588774 (01~03)	
2003	0.633770		

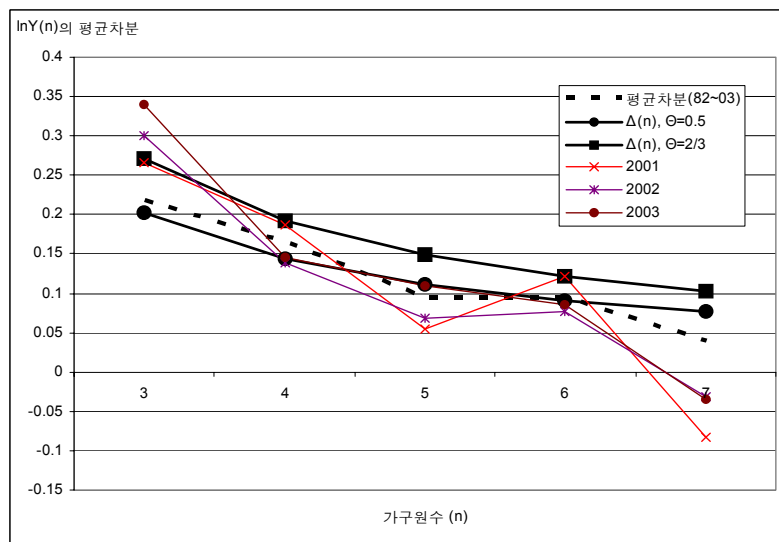
[그림 V-4] 연도별 소득분포 균등화지수 θ 의 추이

그렇다면 가구원수별 소득분포의 향후 장기전망에서 사용할 $\hat{\theta}$ 의 값은 두 가지 정도로 생각하여 설정할 수 있을 것이다. 첫째, 외환 위기 이후 $\hat{\theta}$ 가 비교적 높게 추정되는 가구소득과 규모(구성원수)의 최근 분포가 외환위기 당시의 심한 충격과 이후의 경기침체를 수반한 경제의 구조조정 때문에 나타나는 일시적인 현상이라고 간주하여, 장기적으로는 $\hat{\theta}$ 가 이전의 장기 안정 수준으로 복귀할 것이라고 상정할 수 있다. 이 경우 1982년부터 2003년까지의 관측자료를 모두 사용하여 최적해로서 $\hat{\theta}=0.510215$ 를²³⁾ 구할 수 있다. 이는 균등화척도(equivalent scale, 또는 equivalised scale)로 널리 사용되는 $\theta=0.5$ 에 매우 근접한 값이므로, 계산의 편의상 앞으로 $\theta=0.5$ 를 사용하기로 한다.

23) 이 값의 추정과정에서 평상시와 소득분포의 특성이 명백히 다른 1997년과 1998년의 자료는 제외하였음을 밝혀둔다. 참고로 외환위기 당시 2개연도의 자료를 포함하였을 경우의 최적해는 $\hat{\theta}=0.528211$ 이다.

둘째, 외환위기 이후 우리 경제의 전반적인 구조조정과 더불어 가구원수별 소득분포 구조 및 $\hat{\theta}$ 가 항구적으로 새로운 수준으로 변하고 있다고 생각할 수도 있다. <표 V-2>를 보면 2000년대에 들어 $\hat{\theta}$ 의 연도별 추정치가 계속 증가하는 것으로 나타나고 있는데, 종국적으로 $\hat{\theta} = \frac{2}{3}$ 까지 상승하여 이후 변하지 않는 것으로 가정하기로 한다. 소득분포의 가구균등화지수로서 이렇게 상정한 $\hat{\theta} = \frac{2}{3}$ 라는 값은 다분히 자의적으로 설정된 것이기는 하나, 다음 절에서 논의할 소비 또는 최저생계비의 가구균등화지수의 향후 장기 추이와 일치한다는 나름대로의 근거가 있다. [그림 V-5]에서는 [그림 V-3]의 평균차분 관측치와 $\theta=0.5$ 와 $\theta = \frac{2}{3}$ 일 때 식 (V-5)의 $\Delta(n) = \theta \ln \frac{n}{n-1}$ 을 비교하였다. 여기서 $\theta=0.5$ 는 과거 20여년의 평균추이와 유사함을 볼 수 있으며, $\theta = \frac{2}{3}$ 인 경우는 최근 3년간의 추이를 더 잘 반영한다는 사실을 볼 수 있다.

[그림 V-5] 가구원수별 자연대수 가구소득 차분의 평균과 예측치의 비교



이제 θ 까지 구하였으므로 식(V-6)을 이용하여 장래 가구원수별 소득분포 전망을 도출하기로 한다. 이 과정에서 필요한 장래의 M과 S는 이미 <표 V-1>에서 구하였고, 가구원수별 가중치 $\omega(n)$ 은 제IV장의 장래 도시가구 추계에서 구한 값을 사용할 수 있다.²⁴⁾ <표 V-3>에 $\omega(n)$ 의 주요 연도별 전망이 제시되어있으며, 8인 이상 가구의 비중은 사실상 0이므로 생략하였다.

<표 V-3> 연도별 가구원수 가중치 (2인 이상 가구) 전망

연 도	가구원수 (n)					
	2	3	4	5	6	7
2005	0.163437	0.258034	0.424175	0.140945	0.012995	0.000415
2010	0.169820	0.264190	0.422622	0.135720	0.007633	0.000016
2015	0.178110	0.269401	0.421280	0.128362	0.002848	0.000000
2020	0.192954	0.271721	0.408073	0.126026	0.001227	0.000000
2025	0.191622	0.267165	0.393452	0.144000	0.003761	0.000000
2030	0.193726	0.268287	0.389688	0.141924	0.006375	0.000000

마지막으로, 식 (V-6)에 <표 V-1>과 <표 V-3>의 정보를 대입하여 가구원수별 장래 소득분포의 모수를 도출하면 <표 V-4>와 <표 V-5>와 같은 전망치를 얻는다. 이때 지니계수의 증가에 따른 소득분포의 분산의 증가는 제IV장의 중간 시나리오를 적용하였다²⁵⁾. <표 V-4>와 <표 V-5>의 결과를 비교하면 θ 가 증가함에 따라 가구규모별 소득분포의 평균간의 격차 $m_i(n) - m_i(n-1)$ 이 증가하나, 반대로 각 가구규모별 개개 분포의 분산 $s_i(n)$ 은 작아진다.

24) 제IV장에서 1인가구와 2인 이상 가구의 전망만 제시하고 그 이외의 가구원수별 가구추계는 제시하지 않았으나, 가구주 연령별 가구추계와 동일한 기법으로 전망을 도출할 수 있으며, 상세한 설명은 <부록 II>에 제시되어 있다.

25) 하한 및 상한 시나리오에 따른 분석은 제VI장의 민감도 분석을 참조하라.

V. 가구원수별 소득분포 전망 127

<표 V-4> 가구원수별 소득분포의 전망 (중간 시나리오, $\theta=0.5$)

연도	가구원수 (n)	자연대수 가구소득 평균 ($m(n)$)	자연대수 가구소득 표준편차 ($s(n)$)	가구소득 평균 ($\mu(n)$, 단위: 원)	가구소득 표준편차 ($\sigma(n)$)
2005	전가구	17.16119	0.61934	34,379,947	23,507,738
	2인	16.88990	0.60163	25,929,225	17,123,884
	3인	17.09263		31,756,685	20,972,389
	4인	17.23648		36,669,461	24,216,829
	5인	17.34805		40,997,704	27,075,238
	6인	17.43921		44,910,734	29,659,437
	7이상	17.51628		48,509,137	32,035,854
2010	전가구	17.51906		0.64766	50,063,187
	2인	17.25265	0.63089	37,945,589	26,531,419
	3인	17.45539		46,473,666	32,494,219
	4인	17.59923		53,663,167	37,521,092
	5인	17.71080		59,997,245	41,949,857
	6인	17.80196		65,723,689	45,953,766
	7이상	17.87903		70,989,697	49,635,740
2015	전가구	17.90381		0.67597	74,946,072
	2인	17.64282	0.65998	57,116,673	42,198,941
	3인	17.84555		69,953,353	51,682,937
	4인	17.98939		80,775,174	59,678,315
	5인	18.10096		90,309,390	66,722,385
	6인	18.19212		98,928,980	73,090,711
	7이상	18.26920		106,855,512	78,946,990
2020	전가구	18.33359		0.70428	117,458,437
	2인	18.07866	0.68847	90,030,593	70,108,017
	3인	18.28140		110,264,507	85,864,434
	4인	18.42524		127,322,486	99,147,709
	5인	18.53681		142,350,867	110,850,508
	6인	18.62797		155,937,562	121,430,648
	7이상	18.70505		168,431,817	131,160,090
2025	전가구	18.70802		0.73259	174,313,163
	2인	18.44946	0.71690	133,075,809	109,079,181
	3인	18.65219		162,983,915	133,594,167
	4인	18.79603		188,197,614	154,261,257
	5인	18.90760		210,411,329	172,469,328
	6인	18.99876		230,494,063	188,930,683
	7이상	19.07584		248,962,042	204,068,461
2030	전가구	19.13394		0.76091	272,575,802
	2인	18.87597	0.74564	208,189,326	179,533,490
	3인	19.07870		254,978,809	219,882,721
	4인	19.22254		294,424,168	253,898,696
	5인	19.33411		329,176,227	283,867,372
	6인	19.42527		360,594,489	310,961,126
	7이상	19.50235		389,486,564	335,876,404

주: 가구소득이 자연대수 정규분포를 따르기 때문에 평균과 표준편차 2개 모수의 전망으로써 사실상 분포 자체를 전망한 것임.

<표 V-5> 가구원수별 소득분포의 전망 (중간 시나리오, $\theta = \frac{2}{3}$)

연도	가구원수 (n)	자연대수 가구소득 평균 ($m(n)$)	자연대수 가구소득 표준편차 ($s(n)$)	가구소득 평균 ($\mu(n)$, 단위: 원)	가구소득 표준편차 ($\sigma(n)$)
2005	전가구	17.16119	0.61934	34,379,947	23,507,738
	2인	16.79947	0.58749	23,488,977	15,080,368
	3인	17.06978		30,779,267	19,760,872
	4인	17.26157		37,286,427	23,938,592
	5인	17.41033		43,267,066	27,778,275
	6인	17.53188		48,859,041	31,368,429
	7이상	17.63465		54,147,216	34,763,537
2010	전가구	17.51906		0.64766	50,063,187
	2인	17.16385	0.61753	34,432,840	23,461,149
	3인	17.43416		45,119,785	30,742,803
	4인	17.62595		54,658,727	37,242,253
	5인	17.77471		63,425,834	43,215,806
	6인	17.89626		71,623,194	48,801,157
	7이상	17.99902		79,375,208	54,083,067
2015	전가구	17.90381		0.67597	74,946,072
	2인	17.55582	0.64728	51,924,577	37,457,290
	3인	17.82613		68,040,444	49,082,935
	4인	18.01792		82,425,128	59,459,741
	5인	18.16668		95,645,888	68,996,918
	6인	18.28823		108,007,472	77,914,302
	7이상	18.39100		119,697,476	86,347,224
2020	전가구	18.33359		0.70428	117,458,437
	2인	17.99369	0.67592	81,991,174	62,395,157
	3인	18.26400		107,438,832	81,760,785
	4인	18.45579		130,152,875	99,046,138
	5인	18.60455		151,029,033	114,932,861
	6인	18.72610		170,548,514	129,787,156
	7이상	18.82886		189,007,542	143,834,448
2025	전가구	18.70802		0.73259	174,313,163
	2인	18.36327	0.70445	121,011,589	97,002,245
	3인	18.63358		158,570,041	127,108,899
	4인	18.82537		192,093,924	153,981,465
	5인	18.97413		222,905,253	178,679,663
	6인	19.09568		251,714,249	201,772,800
	7이상	19.19845		278,958,112	223,611,335
2030	전가구	19.13394		0.76091	272,575,802
	2인	18.78998	0.73355	189,334,303	159,844,258
	3인	19.06029		248,098,122	209,455,232
	4인	19.25207		300,549,471	253,736,943
	5인	19.40084		348,756,767	294,435,641
	6인	19.52238		393,831,220	332,489,455
	7이상	19.62515		436,456,870	368,475,884

주: 가구소득이 자연대수 정규분포를 따르기 때문에 평균과 표준편차 2개 모수의 전망으로써 사실상 분포자체를 전망한 것임.

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석

1. 저소득층 지원정책의 급여기준 분석

저소득층 정책을 논할 때 반드시 거론되는 핵심적인 개념이 빈곤선, 또는 최저생계비이다. 이는 개인소득에 근거한 각종 세제나 국민연금 및 건강보험 등 사회보험의 경우와는 달리 가구소득을 기준으로 정의된다²⁶⁾. 또한 최저생계비 기준의 설정이나 효과분석은 소득분포의 평균이나 분산 등 주요 모수 몇 개만을 이용하여 수행할 수 없고 분포 자체를 알아야 되며, 특히 가구의 규모(구성원수)가 기준설정에서 중요한 역할을 한다. 본 보고서에서 지금까지 가구규모별 소득분포 전망을 도출하였으므로, 저소득층 정책의 핵심을 이루는 최저생계비 기준의 본격적인 분석에 필요한 최소한의 정보가 확보되었다고 할 수 있다.

우리나라의 저소득층 정책은 사실상 기초생활보장제도로 대표된다고 할 수 있다. 이러한 기초생활보장제도에서 정책운용의 제일 중요한 기준이 바로 문자 그대로 ‘최저생계비’ 기준이다²⁷⁾. <표 VI-1>에는 2000년에 기초생활보장제도가 시행된 이래 적용된 가구규

26) 건강보험에서도 수혜자가 원칙적으로 가족 단위로 정의되므로 가구의 개념이 중요하나, 보험료부과가 개인소득을 기준으로 이루어진다. 반면 기초생활보장제도는 거의 전적으로 가구의 소득을 기준으로 운영된다.

27) 기초생활보장제도의 수급기준은 최저생계비가 적용되는 소득기준 이외에도 재산기준과 부양의무자 기준 등이 중요한 역할을 한다. 기초생활보장제도의 개요 및 기타 자세한 사항은 김미곤 외(2000), 김미곤 외(2004), 박능후 외(2003), 김재진·권오성(2002)을 참조하라.

모별 최저생계비가 제시되어 있다. 최저생계비는 5년마다 계측되며, 가구규모별로 가구가 최저 수준의 생계를 유지하는 데 필요한 경비를 추산하여 정한다. 최저생계비가 계측되는 5년의 중간, 즉 비계측년도에는 3.0~3.5%의 물가상승률을 적용하여 인상된다. 이때 최저생계비는 보통 4인가구 기준으로 발표되며, 가구규모별로 4인가구의 최저생계비에 일정한 '가구균등화척도'를 곱하여 당해 가구규모의 최저생계비를 구한다.

<표 VI-1> 연도 및 가구규모별 기초생활보장 최저생계비 기준

(단위: 원)

연 도	가구규모 (n)					
	1	2	3	4	5	6
2000	324,011	536,614	738,076	928,398	1,055,588	1,191,134
2001	333,731	552,712	760,218	956,250	1,087,256	1,226,868
2002	345,412	572,058	786,827	989,719	1,125,311	1,269,809
2003	355,774	589,219	810,219	1,019,411	1,159,070	1,307,904
2004	368,224	609,842	838,796	1,055,090	1,199,637	1,353,680
2005	401,466	668,504	907,929	1,136,332	1,302,918	1,477,800

자료: 보건복지부

이러한 특성은 연도별로 각 가구규모별 최저생계비를 4인가구의 최저생계비로 나누어보면 쉽게 확인할 수 있으며, 각 연도별 균등화척도가 <표 VI-2>에 제시되어 있다. 이 표에서 보면 1차 계측된 최저생계비가 적용되는 2000~2004년에는 동일한 균등화척도가 적용되었으며, 2차 계측이 적용되는 2005년 이후에는 균등화척도가 이전과 다르게 설정되어 있다. 즉 최저생계비의 균등화척도를 2009년까지 OECD 기준과 부합되도록 조정하면서 2005년부터 매년 이

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 131

전 기준과 OECD 기준의 격차를 균일한 인상폭으로 조정하게 되어 있다. 이에 따라 본 보고서의 취지가 소득분포 및 저소득층 정책의 장기전망이므로 이하 논의에서는 2009년 이후 적용되는 OECD 기준 최저생계비의 균등화척도만을 대상으로 분석하고자 한다.

<표 VI-2> 최저생계비의 가구균등화척도

연 도 (t)	가구규모 (n)					
	1	2	3	4	5	6
2000~2004 (A)	0.349	0.578	0.795	1	1.137	1.283
2005	0.3533	0.5883	0.799	1	1.1466	1.3005
2005~2009	$A + (t-2005)(B-A)/5$					
2009 이후 (B) (OECD 기준)	0.370	0.630	0.815	1	1.185	1.370

자료: 보건복지부

앞서 제1절에서 가구규모별 소득분포의 전망을 도출하는 과정에서 소득분포의 가구균등화지수 θ 를 이용하였는데, 이제 최저생계비의 가구균등화척도와 비교하여 분석하기 위하여 이와 유사하게 소비의 가구균등화지수 θ^c 를 정의할 필요가 있다²⁸⁾. 최저생계비의 가구균등화척도는 가구규모 n 이 다름에도 불구하고 동일한 효용을 창출할 수 있는 가구규모별 소비수준을 측량하여 4인가구의 소비수

28) 본 보고서에서 균등화척도와 균등화지수라는 용어를 구분하여 사용하고 있음에 유의하기 바란다. 일반적으로는 2개의 용어 모두를 본 보고서의 균등화척도와 같은 개념으로 사용하고 있으나, 여기서는 지수라는 용어를 index라기보다는 exponent라는 개념으로 사용하여 θ 와 θ^c 를 구분하여 지칭하기로 한다. 균등화지수와 균등화척도의 관계는 식 (VI-2)에 명시되어 있다.

준과의 비율로 구한 것이다. 이때 소득분포의 경우와 마찬가지로 구성원수 n 인 가구의 최저생계를 위한 소비수준을 $c(n)$ 이라고 한다면 아래의 관계가 성립하는 특수한 경우를 생각할 수 있을 것이다.

$$\frac{c(n)}{n^{\theta^c}} = \bar{c}, \quad \forall n \quad (\text{VI-1})$$

물론 이 관계가 정확히 충족될 것이라고는 기대되지 않으나, 이 가정하에서 도출되는 균등화척도가 실제 척도와 유사하여 근사치로 간주할 수 있으면 유용하게 사용할 수 있다. 이는 여러 개의 척도에 담긴 정보가 단 하나의 지수 θ^c 로 요약될 수 있기 때문이며, 더불어 앞의 제1절에서 사용한 소득분포의 균등화지수 θ 와 비교하여 논의하기에 용이하다는 장점도 있다.

이제 식(VI-1)에 따라 최저생계비의 가구균등화척도를 구하면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} \text{가구균등화척도}(n) &= \frac{c(n)}{c(4)} \\ &= \frac{\bar{c}n^{\theta^c}}{\bar{c}4^{\theta^c}} \\ &= \left(\frac{n}{4}\right)^{\theta^c} \end{aligned} \quad (\text{VI-2})$$

<표 VI-3>과 [그림 VI-1]에서 이와 같이 구한 가구균등화척도를 OECD 기준 균등화척도와 비교하면 $\theta^c = \frac{2}{3}$ 일 때와 상당히 유사하므로, 앞으로의 논의에서 OECD 기준 균등화척도 대신 이를 사용하기로 한다. 이는 앞에서 채택한 소득분포의 장기전망 시나리오

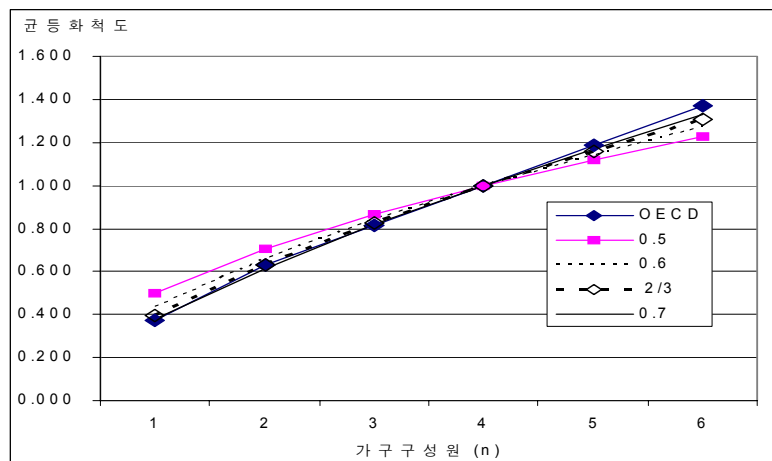
VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 133

2개 중 소득분포의 균등화지수가 $\theta = \frac{2}{3}$ 인 경우와 유사하다. 그러나 또 하나의 시나리오인 소득분포 균등화지수 $\theta = 0.5$ 인 경우와 $\theta^c = \frac{2}{3}$ 와는 상당한 차이가 있어서, 만약 최저생계비 기준의 설정을 소득분포 균등화지수에 따라 설정할 경우에 OECD 기준의 최저생계비보다 1~3인가구는 상당한 이득을 보는 반면 5인 이상 가구는 상대적으로 손해를 보게 된다.

<표 VI-3> 상이한 기준에 따른 가구균등화척도 비교

기 준	가구규모 (n)						
	1	2	3	4	5	6	
OECD 기준	0.370	0.630	0.815	1	1.185	1.370	
$\theta^c =$	0.5	0.500000	0.707107	0.866025	1	1.118034	1.224745
	0.6	0.435275	0.659754	0.841466	1	1.143263	1.275425
	2/3	0.396850	0.629961	0.825482	1	1.160397	1.310371
	0.7	0.378929	0.615572	0.817604	1	1.169061	1.328201

[그림 VI-1] 상이한 기준에 따른 가구균등화척도 비교



2. 최저생계비 전망

가. 최저생계비 기준에 대한 가정

앞의 제1절에서 소득분포 전망을 위하여 가구소득의 균등화지수의 값을 $\theta = 0.5, \frac{2}{3}$ 로 두 가지의 장기 시나리오를 설정하였다. 이에 추가하여 최저생계비의 정책모의실험을 하기 위해서 최저생계비 기준에 대하여 역시 두 가지 경우를 상정하기로 하자. 2005년과 2010년의 가구균등화척도는 이미 발표되어 있으므로 <표 VI-3>에 있는 값을 그대로 쓰기로 하고 그 이후에는 여기서 정하는 시나리오에 따르기로 한다.

최저생계비는 크게 나누어 절대빈곤선과 상대빈곤선의 개념을 적용하여 추정할 수 있다. 상대빈곤선은 대개 소득분포의 평균이나 중위값(median)의 일정비율로 정의된다. 예를 들어 OECD나 EU에서는 빈곤선을 중위소득의 60%로 정의하며, 그밖에 40%나 50%로 정의하기도 한다. 상대빈곤선이 소득분포를 기준으로 정의되는 데 비해 절대빈곤선은 이와 달리 최저생계에 필요한 재화의 묶음의 비용, 즉 지출을 기준으로 결정된다. 그러나 최저생계라는 개념 자체가 사회적 배경과 주관성을 배제할 수 없기 때문에 결국 절대빈곤선 역시 장기적으로 보면 대체로 소득분포와 일정한 관계를 유지하게 된다. 본 보고서에서는 이러한 점을 감안하여 최저생계비가 중위소득의 일정비율로 정해진다고 가정한다. 즉 최저생계비가 상대빈곤 기준에 따라 결정된다고 가정하기로 한다. 이때 가구규모별 최저생계비의 추정에는 두 가지 다른 방식이 있을 수 있다.

첫째, 최저생계비가 각 가구규모별로 별도로 추정되는 경우를 생각할 수 있다. 즉 각 가구규모별 소득분포에서 중위소득을 구하여 이의 일정비율로써 가구규모별 최저생계비를 정할 수 있다. 이때 가구규모가 다를 때 중위소득과 최저생계비의 비율이 다르게 설정

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 135

되는 경우도 생각할 수 있으나, 편의상 가구규모에 상관없이 중위 소득과 최저생계비의 비율이 동일하다고 가정하기로 한다. 두 번째 시나리오는 일단 4인가구 기준으로 최저생계비를 첫 번째 시나리오와 동일한 방법으로 결정하되, 그 이외 가구의 최저생계비는 $\theta^c = \frac{2}{3}$ 에 해당되는 균등화척도에 따라 정해진다고 가정하는 것이다.

첫 번째 시나리오의 경우, 가구규모 n 의 중위소득은 $\exp(m(n))$ 이므로, 최저생계비 $c(n)$ 은 이와 일정 상수 r 의 비율로 정해진다 ($0 < r < 1$).

$$c(n) = r \exp(m(n)) \quad (\text{VI-3})$$

이에 대해 자연대수를 취하면, 최저생계비의 자연대수는

$$\ln(c(n)) = \ln r + m(n) \quad (\text{VI-4})$$

이 되며, 여기서 다시 최저생계비를 표준정규분포 통계량으로 다음과 같이 변환할 수 있다.

$$\begin{aligned} Z_{c(n)} &\equiv \frac{\ln c(n) - m(n)}{s(n)} \\ &= \frac{\ln r}{s(n)} \end{aligned} \quad (\text{VI-5})$$

이때 $0 < r < 1$ 이므로 $Z_{c(n)}$ 은 음의 값을 갖게 된다. 그런데 소득의 자연대수는 정규분포이므로, $\Phi(\cdot)$ 를 표준정규분포의 누적밀도 함수라고 할 때, 최저생계비 이하 가구의 비중은 다음과 같이 쉽게 구할 수 있다.

$$\begin{aligned} \Phi(Z_c(n)) &= \Phi\left(\frac{\ln r}{s(n)}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{\ln r}{s}\right), \forall n \quad (\because \text{식(IV-4)}) \end{aligned} \quad (\text{VI-6})$$

즉, 가구규모별 소득분포가 식 (V-3)에서와 같이 가구균등화 가정을 따른다고 하면, 가구규모 n 과 상관없이 식 (VI-6)에 따라 최저생계비 이하 가구의 비중은 가구규모별로 동일하게 된다. 또한 <표 V-4>와 <표 V-5>의 소득분포 전망을 보면 표준편차 s 가 시간의 경과에 따라 증가하므로 $\frac{\ln r}{s}$ 의 절대값이 감소하고, $\ln r < 0$ 이므로 이는 시간의 경과와 함께 소득이 최저생계비 이하인 가구의 비중이 증가하게 된다는 것을 의미한다. 그리고 식 (V-6)을 보면 표준편차 s 는 소득분포의 균등화지수 θ 의 함수인데, $\theta = 0.5$ 를 상정한 <표 V-4>와 $\theta = \frac{2}{3}$ 를 상정한 <표 V-5>의 결과를 비교해보면 θ 가 클수록 s 가 감소하는 것을 확인할 수 있다. 즉 θ 의 장기추정치가 클수록 최저생계비 이하 가구의 비중이 상대적으로 작게 결정된다.

이제 두 번째 시나리오의 경우를 분석하자. 4인가구의 최저생계비 결정은 첫 번째 시나리오와 동일하되 그 이외의 가구는 4인가구의 최저생계비에 $\theta^c = \frac{2}{3}$ 에 해당되는 균등화척도를 적용한다고 하였으므로, 최저생계비는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} c(n) &= r \cdot c(4) \left(\frac{n}{4}\right)^{\theta^c} \quad (\because \text{식(VI-2)}) \\ &= r \exp(m(4)) \left(\frac{n}{4}\right)^{\theta^c} \end{aligned} \quad (\text{VI-7})$$

이제 자연대수를 취하면,

$$\begin{aligned} \ln c(n) &= \ln r + m(4) + \theta^c(\ln n - \ln 4) \\ &= \ln r + m(n) + (\theta^c - \theta)(\ln n - \ln 4) \quad (\text{VI-8}) \\ &\quad (\because \text{식(V-6)}) \end{aligned}$$

즉, 4인가구의 경우나 $\theta^c = \theta$ 일 때 식 (VI-8)은 식 (VI-4)와 동일하게 되므로 첫 번째 시나리오와 동일한 결과를 얻는다. 후자의 경우 소득분포의 균등화지수와 최저생계비의 균등화지수가 같으면 가구규모별로 최저생계비를 설정하는 것과 4인가구의 최저생계비에 균등화지수를 적용하는 것과 당연히 결과가 같은 것을 수식으로 확인한 것이다. 그렇다면 $\theta^c \neq \theta$ 인 경우, 즉 $\theta = 0.5$, $\theta^c = \frac{2}{3}$ 인 경우를 첫 번째 시나리오의 $\theta = 0.5$ 인 경우와 비교하여 분석하기로 하자.

우선 식 (VI-5)와 식 (VI-6)과 같은 논리를 식 (VI-8)에 적용하여 소득이 최저생계비 이하인 가구의 비중을 구하면 다음과 같다.

$$\Phi(Z_c(n)) = \Phi\left(\frac{\ln r + (\theta^c - \theta)(\ln n - \ln 4)}{s}\right), \forall n \quad (\text{VI-9})$$

이때 $(\theta^c - \theta) > 0$ 이므로 $n = 1, 2, 3$ 에 대해서는 첫 번째 시나리오에 비해 최저생계비가 더 낮게 결정되고 따라서 최저생계비 이하 가구의 비중은 감소한다. 반대로 $n > 4$ 일 때는 최저생계비 이하 가구가 더 많게 된다.

나. 최저생계비 전망

이제 보다 구체적으로 향후 최저생계비 및 최저생계비 이하 가구 비중의 전망을 도출해 보자. 우선 2005년의 가구규모별 최저생계비가 <표 VI-1>에 주어져 있고 2005년의 중위소득은 <표 V-4>와

<표 V-5>에서 쉽게 구할 수 있으므로, 이를 이용하여 $\theta=0.5, \frac{2}{3}$ 의 두 경우 각각에 대해 최저생계비의 중위소득에 대한 비율인 r 의 값을 역산하여 구할 수 있다. 그 결과는 <표 VI-4>에 제시되어 있으며, 중위소득 대비 최저생계비가 약 43%인 것으로 추정된다. 이는 상대빈곤선으로 많이 사용되는 중위소득의 40%에 상당히 근접한 값이다.

<표 VI-4> 2005년 중위소득 대비 최저생계비 비율의 추정

소득 균등화 지수 (θ)	가구규모 (n)	자연대수 가구소득의 평균 ($m(n)$)	연간 중위소득 ($\exp(m(n))$)	월 최저생계비 ($c(n)$)	r ($= \frac{12c(n)}{\exp(m(n))}$)
0.5	2	16.88990	21,636,709	668,504	0.37076
	3	17.09263	26,499,448	907,929	0.41115
	4	17.23648	30,598,927	1,136,332	0.44564
	5	17.34805	34,210,641	1,302,918	0.45702
	6	17.43921	37,475,879	1,477,800	0.47320
	가중평균				0.42628
$\frac{2}{3}$	2	16.79947	19,765,955	668,504	0.40585
	3	17.06978	25,900,728	907,929	0.42065
	4	17.26157	31,376,498	1,136,332	0.43459
	5	17.41033	36,409,200	1,302,918	0.42942
	6	17.53188	41,114,843	1,477,800	0.43132
	가중평균				0.42535

주: 가구규모별 가중치는 <표 V-3>의 값을 이용하였음.

이어서 2010년의 최저생계비를 추정하기 위하여 우선 $\theta=0.5, \frac{2}{3}$ 두 경우의 4인가구의 중위소득에 각각 추정된 $r=0.42628, 0.42535$ 를 곱하면 연간 기준 4인가구의 최저생계비를

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 139

구할 수 있다. 이를 월단위로 환산하여 <표 VI-3>의 OECD 기준 균등화척도를 적용하면 <표 VI-5>의 결과를 얻는다. 이러한 전망치를 <표 VI-1>의 2005년 최저생계비와 비교하면 소득분포의 균등화지수 $\theta=0.5$, $\frac{2}{3}$ 두 경우 모두에 대하여 2010년 최저생계비가 대체적으로 비슷한 수준을 유지한다. 즉 최저생계비의 중위소득 대비 상대수준이 거의 변하지 않는다. 그러나 <표 VI-6>에서 볼 수 있는 바와 같이 중위소득 대비 최저생계비가 안정적이더라도 표준정규분포 통계량으로 환산한 최저생계비 수준은 계속 증가한다. 따라서 전 가구 중에서 최저생계비 이하 가구가 차지하는 비중은 계속 증가하는 것으로 전망된다. 이는 중위소득 대비 최저생계비 수준 r 의 변화에 기인한다기보다는 <표 V-4>와 <표 V-5>에서 볼 수 있는 바와 같이 장기적으로 지니계수가 상승함에 따라 소득분포의 표준편차가 증가한다고 상정하였기 때문이다.

<표 VI-5> 2010년 최저생계비 추정

소득 균등화 지수 (θ)	가구 규모 (n)	연간 중위소득 ($\exp(m(n))$)	최저생계비 균등화척도 (OECD 기준)	월 최저생계비 ($c(n)$)	r ($= \frac{12c(n)}{\exp(m(n))}$)
0.5	2	31,097,974	0.63	984,234	0.37979
	3	38,087,084	0.815	1,273,255	0.40116
	4	43,979,177	1	1,562,276	0.42628
	5	49,170,214	1.185	1,851,297	0.45181
	6	53,863,271	1.37	2,140,318	0.47683
	가중평균				0.41559
$\frac{2}{3}$	2	28,455,425	0.63	1,008,680	0.42537
	3	37,287,155	0.815	1,304,880	0.41995
	4	45,170,172	1	1,601,080	0.42535
	5	52,415,341	1.185	1,897,279	0.43436
	6	59,189,669	1.37	2,193,479	0.44470
	가중평균				0.42529

<표 VI-6> 2005년과 2010년 최저생계비의 표준정규분포 통계량 환산

소득 균등화 지수 (θ)	가구 규모 (n)	2005		2010	
		중위소득 대비 최저생계비 (r)	최저생계비의 표준화 통계치 ($Z_x = \frac{\ln r}{s}$)	중위소득 대비 최저생계비 (r)	최저생계비의 표준화 통계치 ($Z_x = \frac{\ln r}{s}$)
0.5	2	21,636,709	-1.64918	31,097,974	-1.53454
	3	26,499,448	-1.47733	38,087,084	-1.44779
	4	30,598,927	-1.34344	43,979,177	-1.35153
	5	34,210,641	-1.30150	49,170,214	-1.25933
	6	37,475,879	-1.24368	53,863,271	-1.17388
$\frac{2}{3}$	2	19,765,955	-1.53496	28,455,425	-1.38421
	3	25,900,728	-1.47400	37,287,155	-1.40500
	4	31,376,498	-1.41850	45,170,172	-1.38431
	5	36,409,200	-1.43886	52,415,341	-1.35033
	6	41,114,843	-1.43137	59,189,669	-1.31225

주: 각 연도 및 θ 에 따른 $s(n)$ 의 값은 <표 V-4>와 <표 V-5> 참조.

2010년 이후의 전망은 첫 번째 시나리오의 가정에 따라 식 (VI-3)을 적용하여 각 가구규모별 소득분포의 중위값에 2005년의 최저생계비 비율 0.34를 곱하여 연간 최저생계비 수준을 도출하기로 한다. 또한 각 가구규모별로 최저생계비 이하 가구의 비중은 식 (VI-5)와 식 (VI-6)을 이용하여 구할 수 있다. 그 결과를 위에서 도출한 2005년 및 2010년 최저생계비 전망과 취합하면 <표 VI-7>과 같으며, 소득분포의 균등화 지수 θ 의 두 가지 설정에 대해 공히 최저생계비 이하 가구의 비중이 비교적 빠른 속도로 증가할 것으로 예상된다.

<표 VI-7> 최저생계비 및 최저생계비 이하 가구비중의 전망
(중위소득의 일정비율로 최저생계비 설정)

연도	가구 규모 (n)	소득 균등화지수 $\theta=0.5$		소득 균등화지수 $\theta=\frac{2}{3}$	
		월 최저생계비 ($c(n)$)	최저생계비 이하 가구비중 (%)	월 최저생계비 ($c(n)$)	최저생계비 이하 가구비중 (%)
2005	2	668,504	4.95551	668,504	6.23971
	3	907,929	6.97935	907,929	7.02412
	4	1,136,332	8.95651	1,136,332	7.80231
	5	1,302,918	9.65430	1,302,918	7.50957
	6	1,477,800	10.68083	1,477,800	7.61627
2010	2	984,234	6.24478	1,008,680	8.31477
	3	1,273,255	7.38386	1,304,880	8.00104
	4	1,562,276	8.82628	1,601,080	8.31322
	5	1,851,297	10.39564	1,897,279	8.84546
	6	2,140,318	12.02217	2,193,479	9.47187
2015	2	1,590,980	9.16908	1,492,445	9.32670
	3	1,948,544		1,955,656	
	4	2,249,985		2,369,109	
	5	2,515,560		2,749,107	
	6	2,755,657		3,104,411	
2020	2	2,460,085	10.10902	2,312,396	10.29491
	3	3,012,976		3,030,096	
	4	3,479,085		3,670,700	
	5	3,889,736		4,259,470	
	6	4,260,992		4,809,978	
2025	2	3,564,379	11.03269	3,346,337	11.24328
	3	4,365,455		4,384,942	
	4	5,040,793		5,311,979	
	5	5,635,778		6,164,005	
	6	6,173,686		6,960,661	
2030	2	5,460,265	11.94835	5,127,259	12.18994
	3	6,687,431		6,718,609	
	4	7,721,981		8,139,016	
	5	8,633,437		9,444,491	
	6	9,457,456		10,665,127	

최저생계비 가구균등화척도가 <표 VI-3>과 같이 이미 정해진 2005년과 2010년에는 앞에서 논한 바처럼 $\theta=0.5$ 일 때 소규모 가구의 최저생계비가 $\theta=\frac{2}{3}$ 일 때에 비하여 상대적으로 낮게 책정되고 이에 따라 최저생계비 이하 가구의 비중도 낮아지게 된다는 것을 확인할 수 있다. 2015년 이후에는 가정에 따라 각 가구규모별 중위소득에 대해 동일한 비율로 최저생계비를 구하였으며, 역시 가정에 따라 자연대수 소득분포의 분산이 가구규모별로 동일하므로 최저생계비 이하 가구의 비중도 가구규모에 상관없이 동일하다. 이때 중위소득 대비 최저생계비 비율은 $\theta=0.5, \frac{2}{3}$ 의 각각의 경우에 산정된 2010년의 비율(<표 VI-6>의 가중평균 r)을 사용하였다.

<표 VI-7>에서 2005년의 최저생계비 이하 가구의 비중을 더 자세히 살펴보면 기존 연구와 유사한 수준으로 추정되고 있다. 예를 들어 김미곤(2000)은 가구소비실태조사 자료를 분석하여 소득이 최저생계비 이하인 계층이 전 인구의 약 7.4%에 달한다고 추정하였는데, <표 VI-7>의 추정치는 가구규모를 감안하여 가구기준에서 인구기준으로 환산하였을 때 4인가구 중 최저생계비 이하 가구비중인 8.96%나 7.8%보다 조금 낮은 값이 도출되므로, 김미곤의 결과와 상당히 유사하다. 양 연구간 접근방식이 다름에도 불구하고 유사한 결과를 얻었으므로, 이는 본 보고서의 가구소득분포 전망에 대해 어느 정도 타당성을 확인하는 결과라고 사료된다.

이상으로 첫 번째 시나리오, 즉 가구규모별 최저생계비가 중위소득의 일정비율로 결정된다는 가정하에서의 분석을 마치고 이제 두 번째 시나리오에 따라 최저생계비가 4인가구 최저생계비의 일정비율로 결정되는 경우를 분석해보자. 이 경우는 식 (VI-7)~(VI-9)를 이용하여 <표 VI-8>과 같은 결과를 얻을 수 있다. 이때 $\theta^c = \theta = \frac{2}{3}$ 인 경우는 첫 번째 시나리오의 $\theta = \frac{2}{3}$ 인 경우와 같다는 것을 식 (VI-8)에서 이미 설명하였으므로 $\theta^c = \frac{2}{3}, \theta = 0.5$ 인 경우만 결과를 제시하였다.

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 143

<표 VI-8> 최저생계비 및 최저생계비 이하 가구비중의 전망
(4인가구 최저생계비의 일정비율로 최저생계비 설정)

연도	가구규모 (n)	소득균등화지수 $\theta = 0.5$	
		월 최저생계비 ($c(n)$)	최저생계비 이하 가구비중 (%)
2005	2	668,504	4.95551
	3	907,929	6.97935
	4	1,136,332	8.95651
	5	1,302,918	9.65430
	6	1,477,800	10.68083
2010	2	984,234	6.24478
	3	1,273,255	7.38386
	4	1,562,276	8.82628
	5	1,851,297	10.39564
	6	2,140,318	12.02217
2015	2	1,417,402	6.61033
	3	1,857,322	8.02989
	4	2,249,985	9.16908
	5	2,610,876	10.13203
	6	2,948,314	10.97193
2020	2	2,191,687	7.44873
	3	2,871,922	8.93115
	4	3,479,085	10.10902
	5	4,037,121	11.09777
	6	4,558,892	11.95562
2025	2	3,175,501	8.28831
	3	4,161,083	9.82352
	4	5,040,793	11.03269
	5	5,849,322	12.04150
	6	6,605,308	12.91269
2030	2	4,864,543	9.13471
	3	6,374,355	10.71412
	4	7,721,981	11.94835
	5	8,960,565	12.97242
	6	10,118,657	13.85309

<표 VI-8>에서 2015년 이후의 결과를 <표 VI-7> 중 $\theta=0.5$ 인 경우와 비교해 보면 4인가구의 최저생계비 이하 가구비중은 가정에 의해 동일하고, 가구규모가 그보다 작은 경우에는 최저생계비 이하 가구비중이 상대적으로 낮고 5인이나 6인가구는 빈곤율이 높게 나타난다. 그런데 장기적으로는 5인 이상 가구의 비중은 점차 줄고 3인 이하 가구는 증가할 것으로 예상되므로, 전반적으로는 <표 VI-5>의 경우에 비해 최저생계비 이하 가구의 비중이 줄어드는 것으로 나타난다. 즉, 앞의 <표 VI-7>에서 $\theta=0.5$ 인 경우에 $\theta=\frac{2}{3}$ 인 경우에 비하여 소규모 가구의 최저생계비가 상대적으로 낮게 책정되었으며, 이에 다시 <표 VI-7>과 같이 가구규모별 중위소득을 기준으로 최저생계비를 산정하지 않고 <표 VI-8>과 같이 4인가구의 최저생계비에 대한 일정비율로 최저생계비를 책정하는 경우에 소규모 가구의 최저생계비는 상대적으로 더욱 낮게 책정되고 최저생계비 이하 가구의 비중도 감소하게 되는 것이다.

3. 기초생활보장 지출 증가율 전망

본 보고서에서 제시한 소득분포 전망이 아주 정확하고 또한 1인가구의 소득분포까지도 포함하였다고 하더라도 본 보고서에서 파악한 내용만을 이용하여 기초생활보장 지출을 정확히 추계하는 것은 몇 가지 이유 때문에 불가능하다. 첫째, 기초생활보장제도하에서 대상 가구의 소득이 최저생계비 이하인가를 판정할 때 적용되는 소득은 실제소득과 가구의 재산을 소득점수로 환산한 값을 합산하여 사용한다. 즉 소득기준인 최저생계비 기준 이외에도 재산기준이 적용된다. 이에 따라 본 보고서에서 시도하는 것처럼 가구의 소득만을 기준으로 사용하여 기초생활보장제도 요건이 충족되는지 판가름하려면 최저생계비 기준이 아니라 그보다 더 낮은 소득수준을 기준으

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 145

로 사용하여야 한다. 이를 위하여 각 가구의 재산에 대한 정보가 필요한데 우리에게 그런 정보는 당연히 없다. 둘째, 재산기준 이외에도 기초생활보장 급여를 받으려면 부양의무자 기준을 충족하여야 하는데, 이를 판별하기 위해서는 특정가구의 소득 및 구성원 수뿐만 아니라 그 가구와 관련된 다른 가구, 즉 부양의무가 있는 가구의 존재 여부와 소득 및 재산 등을 파악하여야 한다. 현재 우리가 파악한 소득분포에서는 가구간의 관계에 대한 정보가 없으므로 이러한 작업 역시 물론 불가능하다. 셋째, 본절에서 추정하고자 하는 지출 총액은 기초생활보장의 여러 급여 중 기초생계급여에 해당된다고 볼 수 있다²⁹⁾. 기초생활보장제도에서 제공하는 급여는 이 밖에도 자활급여, 의료급여, 교육급여 등 여러 가지가 있음에 유의해야 한다.

그러나 기초생활보장 지출 자체는 정확히 파악할 수 없어도 그 증가율에 대해서는 간접적인 추산이 가능할 것으로 사료된다. 기초생활보장제도의 핵심 취지는 소득이 최저생계비 이하인 가구에 대해서 최저생계비와의 차액, 또는 그 차액의 일정 비율을 급여로 제공한다는 것이다. 따라서 이렇게 정의된 최저생계비와의 차액의 총합을 연도별로 추산할 수 있으며, 실제 지급 급여와 구분하기 위하여 이를 잠재생계급여라고 지칭하기로 하자. 앞서 설명한 재산기준과 부양의무자 기준 때문에 이 총합이 기초생활보장의 실제 지출과는 당연히 다르지만, 두 가지 금액간의 비율이 비교적 안정적이라는 암묵적 가정을 수용한다면 잠재생계급여 총합의 증가속도로써 기초생활보장 지출의 증가율을 간접적으로 추산할 수 있다.

이러한 접근법을 적용하면, 소득이 최저생계비 이하인 어느 특정

29) 기초생활보장제도에서는 생계급여 이외에도 주거, 의료, 교육, 해산, 장제, 자활급여를 지급하고 있으며, 제도운영에 관련된 제반 경비도 총지출에 포함된다. 기초생계급여는 이 중 생계급여와 주거급여의 합에 해당된다.

가구 i 의 잠재급여는 $c(n) - y_i(n)$ 이라고 쓸 수 있으며, $Y(n)$ 이 자연대수 정규분포를 따르므로 가구규모가 n 인 계층의 잠재생계급여의 총합은 아래와 같이 쓸 수 있다³⁰⁾.

$$\begin{aligned}
 B(n) &= (\text{규모 } n \text{인 가구의 수}) \int_0^{c(n)} [c(n) - y] \lambda(\mu(n), \sigma^2(n)) dy \\
 &= (\text{규모 } n \text{인 가구의 수}) \left[c(n) \int_0^{c(n)} \lambda(\mu(n), \sigma^2(n)) dy \right. \\
 &\quad \left. - \int_0^{c(n)} y \lambda(\mu(n), \sigma^2(n)) dy \right] \\
 &= (\text{규모 } n \text{인 가구의 수}) \left[c(n) \int_{-\infty}^{\ln c(n)} \phi(m(n), s^2(n)) dx \right. \\
 &\quad \left. - \int_0^{c(n)} y \lambda(\mu(n), \sigma^2(n)) dy \right] \tag{VI-10} \\
 &= (\text{규모 } n \text{인 가구의 수}) \left[c(n) \Phi\left(\frac{\ln c(n) - m(n)}{s(n)}\right) \right. \\
 &\quad \left. - \int_0^{c(n)} y \lambda(\mu(n), \sigma^2(n)) dy \right] \\
 &= (\text{규모 } n \text{인 가구의 수}) \left[c(n) \Phi\left(\frac{\ln c(n) - m(n)}{s(n)}\right) \right. \\
 &\quad \left. - \int_0^{c(n)} \frac{\exp\left[-\frac{1}{2} \left(\frac{\ln y(n) - m(n)}{s(n)}\right)^2\right]}{s(n)^2 \pi} dy \right]
 \end{aligned}$$

단 여기서 $\phi(\cdot)$ 와 $\Phi(\cdot)$ 는 각각 정규분포 확률밀도함수와 표준정규분포 누적밀도함수를 의미하며, $\lambda(\cdot)$ 는 자연대수 정규분포의 확률밀도함수이다. 따라서 식(VI-10)의 마지막 항은 최저생계비 이하 가구의 조건부 평균 소득이다. 이를 <표 VI-5>와 <표 VI-6>의 세 가지 전망에 따라 각 연도 및 가구규모별로 계산하여 취합하

30) 표기를 간략히 하기 위해서 이하에서 $c(n)$ 은 앞에서 월단위를 기준으로 하였던 것과는 달리 연단위로 환산한 최저생계비 수준을 지칭하기로 한다.

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 147

<표 VI-9> 총 잠재생계급여 전망 (2인이상 도시가구 기준)

연 도	가구규모	가구수 (천가구)	총 잠재기초생계급여 전망 (억원)		
			가구규모별 최저생계비 기준		$\theta^c = \frac{2}{3}, \theta = 0.5$
			$\theta = 0.5$	$\theta = \frac{2}{3}$	
2005	2	1,893	1,538	1,961	1,538
	3	2,989	4,874	4,817	4,874
	4	4,914	13,376	11,186	13,376
	5	1,633	5,561	4,078	5,561
	6	151	654	433	654
	총계		26,003	22,476	26,003
2010	2	2,188	3,537	4,951	3,537
	3	3,404	8,624	9,531	8,624
	4	5,445	20,799	19,554	20,799
	5	1,749	9,576	7,996	9,576
	6	98	738	563	738
	총계		43,274	42,595	43,274
2015	2	2,483	8,650	9,858	6,394
	3	3,756	16,025	19,539	15,844
	4	5,874	28,936	37,013	34,991
	5	1,790	9,857	13,087	13,895
	6	40	240	328	382
	총계		63,708	79,826	71,507
2020	2	2,819	18,118	20,117	13,303
	3	3,970	31,248	37,122	30,258
	4	5,962	54,188	67,537	63,561
	5	1,841	18,710	24,203	25,399
	6	18	200	266	305
	총계		122,464	149,249	132,826
2025	2	2,710	29,542	32,021	21,617
	3	3,779	50,445	58,501	48,070
	4	5,565	85,783	104,369	98,173
	5	2,037	35,102	44,325	46,192
	6	53	1,004	1,307	1,479
	총계		201,876	240,524	215,531
2030	2	2,620	50,496	53,768	36,908
	3	3,629	85,647	97,573	80,590
	4	5,271	143,647	171,688	161,071
	5	1,920	58,491	72,558	74,975
	6	86	2,878	3,680	4,110
	총계		341,159	399,268	357,653

면 <표 VI-7>과 같이 잠재급여 총액을 구할 수 있다. 정의상 총 잠재급여는 실제급여보다 높아야 하는데, 2005년도 예산안에서 기초생계급여는 생계급여와 주거급여의 합이 2조원에 미치지 못하므로, <표 VI-9>에서 제시한 총 잠재급여의 크기는 일단 타당성이 있다고 판단된다.

이러한 방식으로 산정한 잠재급여와 실제급여의 관계를 자세히 보기 위하여 <표 VI-10>에 기초생활보장제도가 실시된 2000년 이후의 잠재급여와³¹⁾ 실제 기초생계급여를 비교하였다. 2003년에는 예외적으로 잠재급여가 실제급여보다 크게 추산되었는데, 우리가 산정한 잠재급여는 2인 도시가구를 기준으로 하였으므로, 빈곤율이 상대적으로 높을 것으로 생각되는 1인 및 농촌지역 가구의 잠재급여가 제외된 점을 감안하면 잠재급여가 실제급여보다 작다는 사실만으로써는 잠재급여 추계가 잘못되었다고 단정할 수 없다.

<표 VI-10>에서는 2004년을 제외하고는 전반적으로 잠재급여 수준이 하락하는 것으로 나타난다. 소득분포는 경제성장에 따라 계속 상향 이동하는 반면, 비계측연도인 2001~2004년의 최저생계비는 계측연도인 2000년의 최저생계비에 물가상승만 반영하고 실질소득 수준의 향상과 최저생계에 필요한 재화의 집합(basket)의 변화는 반영되지 않으므로, 소득분포에서 최저생계비의 상대적 위치가 점차 하락하고 최저생계비 이하 가구의 비중은 줄어들게 되어 있기 때문이다. 이와 반대로 실제 기초생계급여는 지속적으로 증가하는데, 최저생계비 기준의 인상폭 이상으로 총 급여가 증가하므로 기초생계급여 대상이 이 기간에 지속적으로 늘고 있는 것으로 판단된

31) 2000~2003년의 잠재급여는 『도시가계연보』를 사용하여 관측되는 $m(n)$, $s(n)$ 의 값을 대입하여 도출하였으며, 제Ⅲ장 말미에서 설명한 바와 같이 자영업자가구의 영향을 고려하여 가구소비실태조사 자료를 감안한 조정을 하였다. 2004년의 잠재급여는 2005년 이후 전망도출과 동일한 방법으로 도출된 소득분포 전망을 사용하였다. 가구비중은 제Ⅳ장의 도시가구추계 결과를 사용하였다.

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 149

다. 잠재급여와 실제급여가 이렇게 서로 다른 추세를 보이는 이유는 우리의 추정 소득분포와 실제 소득분포의 차이에 기인한다고 생각할 수도 있겠으나, 재산기준과 부양의무기준 등에 부합되는 수급권의 변동 때문일 가능성도 상당히 클 것으로 생각된다. 특히 계측연도이자 기초생활보장제도 시행 첫해인 2000년의 급여 실적은 이후의 급여 수준에 비해 매우 낮은데, 이는 제도가 본격적으로 시행되고 정착되기 이전의 초기 현상이라고 볼 수 있다.

<표 VI-10> 총 잠재생계급여 추정치와 실제 기초생계급여 비교

연도	총 잠재급여 전망 (A) (백만원, 2인이상 도시가구)	실제 기초생계급여 (B) (백만원, 전가구)	비율 (B/A)	최저생계비 이하 가구비중 (%, 2인이상 도시가구로 제한한 추정치)
2000	2,016,552	868,865	0.431	9.761
2001	1,696,489	1,560,177	0.920	8.264
2002	1,765,522	1,543,955	0.875	7.910
2003	1,304,757	1,593,665	1.221	5.933
2004	1,802,019	1,677,051	0.931	6.719

주: 기초생계급여 자료는 『예산개요 참고자료』(각 연도, 기획예산처)를 참조하였음.

위의 논의를 종합하면 추정된 잠재생계급여를 실제 급여 수준과 비교하여 양자간의 안정적 비율이나 관계를 추정하기에는 제도 시행 이후 관측 기간이 너무 짧다는 문제가 있다. 따라서 본 보고서에서는 그 대신 2차 계측연도인 2005년의 예산안에 반영된 기초생계급여와 2005년의 추정 잠재급여의 비율을 계산하여 향후 잠재급여에 같은 비율을 적용함으로써 기초생계급여의 전망을 시도하였다. 그 결과는 아래 <표 VI-11>에 있다.

<표 VI-11> 기초생계급여 전망

연 도	소득분포 및 최저생계비 가정			GDP성장률 (%)
	최저생계비 = 가구규모별 중위소득의 일정비율		최저생계비 = 4인가구 최저생계비 의 일정비율	
	$\theta = 0.5$	$\theta = \frac{2}{3}$	$\theta^c = \frac{2}{3},$ $\theta = 0.5$	
2005 기초생계급여 전망 (억원)	18,655	18,655	18,655	7.06
2005~2010 연평균 증가율 (%)	10.724	13.639	10.724	
2010 기초생계급여 전망 (억원)	31,046	35,354	31,046	6.69
2010~2015 연평균 증가율 (%)	8.042	13.385	10.566	
2015 기초생계급여 전망 (억원)	45,706	65,841	51,302	
2015~2020 연평균 증가율 (%)	13.963	13.332	13.185	5.38
2020 기초생계급여 전망 (억원)	87,860	123,877	95,294	
2020~2025 연평균 증가율 (%)	10.514	10.014	10.165	
2025 기초생계급여 전망 (억원)	151,290	199,635	154,629	5.38
2025~2030 연평균 증가율 (%)	11.064	10.668	10.660	
2030 기초생계급여 전망 (억원)	244,759	331,392	256,592	

<표 VI-11>에서는 잠재생계급여 추계의 세 가지 가정에 따라 각각 2005년 기초생계급여 예산과 2005년 잠재급여의 비율을 구하여 향후 잠재급여에 적용하여 보았다. 또한 5년 간격의 기초생계급여 증가를 다시 연평균 증가율로 환산하였다³²⁾. <표 IV-11>을 보면 $\theta = 0.5$ 인 두 경우에는 2015년까지의 지출증가율이 제IV장에서 상정한 경상GDP 성장률보다 약 50% 높은 수준을 유지하며, 이후에는 GDP 성장률의 2배보다 다소 낮은 수준이다. 가구소득이 균

32) 물론 기초생계급여의 전망을 잠재급여에 일정 비율을 곱해서 구하였으므로, 잠재급여의 증가율과 기초생계급여의 증가율은 동일하게 나온다.

등화지수 $\theta = \frac{2}{3}$ 에 따라 분포되어 있을 경우에는 전 예측기간에 걸쳐 기초생계급여 증가율이 GDP 성장률의 2배에 조금 못 미치는 수준이다. 이를 종합하여 요약하면, 2015년 이후의 기초생계급여 증가율은 소득분포 균등화에 대한 가정에 큰 영향을 받지 않고 대략 GDP보다 거의 배에 가까운 속도로 계속 증가할 것으로 전망되며, 2015년 이전에는 $\theta = 0.5$ 인 두 가지 경우보다 $\theta = \frac{2}{3}$ 를 충족하는 형태로 소득분포가 이루어졌을 경우의 기초생계급여 증가율이 훨씬 높다. 재정부담이 상대적으로 적다는 관점에서 전자의 경우가 더 바람직하기는 하나, 저자들의 견해로는 앞서 [그림 V-5]에서 보았듯이 최근의 소득분포가 $\theta = 0.5$ 인 경우보다는 $\theta = \frac{2}{3}$ 에 가깝다는 사실로 미루어보아 후자의 시나리오가 더 현실적인 것으로 판단된다. 이 결과에 따르면 기초생활보장 지출은 향후 장기적으로도 최근과 같은 급격한 증가를 계속할 가능성이 높은 것으로 추측된다³³⁾.

4. 차상위 계층 도입의 효과

최근 기초생활보장제도의 주요 변화 중 하나는 최저생계비의 120%선으로 차상위계층을 정의하여 저소득층 정책의 사각지대를 해소하려는 것이다. 본절에서는 차상위 계층의 정의를 도입함으로써 추가적으로 저소득층 정책의 영역에 편입되는 가구수를 추계하고자 한다. 또한 차상위계층 기준 설정의 과정에서 거론되었던 최저생계비의 150% 수준을 채택하였을 경우에 결과가 얼마나 영향을 받는 지 살펴보기로 한다.

33) 기초생계급여의 증가율이 높은 것은 결국 중간 시나리오에서 지니계수의 장기 증가를 가정한 데 따른 것이다. 아래 제6절의 민감도 분석에서 지니계수의 증가 속도를 하한이나 상한 시나리오에 따라 달리 설정할 경우 기초생계급여 증가율이 어떻게 달라지는지 검토한다.

차상위계층의 기준이 최저생계비 기준의 일정비율로 정의되는 이상, 우리의 분석모형 안에서는 비교적 손쉽게 분석할 수 있다. 즉 차상위계층의 기준소득을 $\bar{c}(n)$ 이라고 표기한다면 정의상 $\bar{c}(n)=1.2c(n)$ 이 성립하므로, 차상위계층 가구의 비중은 다음과 같이 구할 수 있다. 차상위계층 기준이 최저생계비의 150%인 경우에는 1.2 대신 1.5를 적용하면 된다.

$$\begin{aligned}
 \text{차상위계층 비중} &= \Phi\left(\frac{\ln \bar{c}(n) - m(n)}{s(n)}\right) - \Phi\left(\frac{\ln c(n) - m(n)}{s(n)}\right) \\
 &= \Phi\left(\frac{\ln 1.2c(n) - m(n)}{s(n)}\right) - \Phi\left(\frac{\ln c(n) - m(n)}{s(n)}\right) \quad (\text{VI-11})
 \end{aligned}$$

결과는 <표 VI-12>에 제시되어 있는데, 전반적으로 차상위계층의 비중이 최저생계비 이하 가구비중의 절반을 조금 웃도는 수준으로 전망된다. 이와 비교하여 만일 차상위계층의 기준을 최저생계비의 150%로 설정하였다면, 차상위계층의 비중은 최저생계비 이하 가구의 비중과 대등한 수준이었을 것으로 판단된다.

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 153

<표 VI-12> 최저생계비 이하 가구 및 차상위계층 가구비중의 전망
(단위: %)

연도	가구 규모 (n)	소득 균등화지수 $\theta = 0.5$			소득 균등화지수 $\theta = \frac{2}{3}$			$\theta^c = \frac{2}{3}$, $\theta = 0.5$		
		최저 생계비 이하 가구	차상위 계층 가구	150% 차상위 가구	최저 생계비 이하 가구	차상위 계층 가구	150% 차상위 가구	최저 생계비 이하 가구	차상위 계층 가구	150% 차상위 가구
2005	2	4.956	3.957	7.559	6.240	4.796	8.875	4.956	3.957	7.559
	3	6.979	5.035	9.074	7.024	5.204	9.429	6.979	5.035	9.074
	4	8.957	5.951	10.251	7.802	5.587	9.931	8.957	5.951	10.251
	5	9.654	6.249	10.612	7.510	5.446	9.747	9.654	6.249	10.612
	6	10.681	6.664	11.098	7.616	5.498	9.815	10.681	6.664	11.098
2010	2	6.245	4.402	7.977	8.315	5.494	9.534	6.245	4.402	7.977
	3	7.384	4.943	8.711	8.001	5.354	9.355	7.384	4.943	8.711
	4	8.826	5.573	9.522	8.313	5.493	9.533	8.826	5.573	9.522
	5	10.396	6.198	10.280	8.845	5.724	9.823	10.396	6.198	10.280
	6	12.022	6.789	10.953	9.472	5.986	10.145	12.022	6.789	10.953
2015	2							6.610	4.339	7.694
	3							8.030	4.961	8.523
	4	9.169	5.421	9.107	9.327	5.608	9.434	9.169	5.421	9.107
	5							10.132	5.786	9.554
	6							10.972	6.089	9.911
2020	2							7.449	4.484	7.716
	3							8.931	5.072	8.477
	4	10.109	5.503	9.010	10.295	5.687	9.319	10.109	5.503	9.010
	5							11.098	5.843	9.416
	6							11.956	6.123	9.739
2025	2							8.288	4.601	7.711
	3							9.824	5.155	8.411
	4	11.033	5.558	8.897	11.243	5.739	9.188	11.033	5.558	8.898
	5							12.042	5.874	9.266
	6							12.913	6.133	9.560
2030	2							9.135	4.695	7.684
	3							10.714	5.215	8.326
	4	11.948	5.591	8.771	12.190	5.767	8.886	11.948	5.591	8.771
	5							12.972	5.885	9.107
	6							13.853	6.124	9.373

5. 지니계수 증가 가정에 따른 민감도 분석

제IV장에서 지니계수의 장기 증가율에 대한 시나리오를 세 가지로 설정하였음에도 불구하고 논의의 편의를 위하여 지금까지는 중간 시나리오로 한정하여 여러 가지 분석을 하였다. 그 결과 <표 VI-11>에서와 같이 기초생계급여는 앞으로도 장기간에 걸쳐 GDP 성장률의 2배에 가까운 속도로 계속 증가할 것이라는 중요한 정책 시사점을 얻을 수 있었다. 그러나 중간 시나리오를 채택함으로써 지니계수가 계속 증가하고 이에 따라 소득분배도 지속적으로 악화될 것으로 처음부터 가정하였으므로, 저소득층 지원 정책수단인 기초생계급여가 계속 빠른 속도로 증가할 것이라는 전망은 가정에 따른 당연한 결과라고 해석할 수도 있다. 본절에서는 지니계수 증가의 다른 두 가지 시나리오를 분석함으로써 과연 지니계수가 장기적으로 계속 증가할 것이라는 가정이 분석 결과에 얼마나 큰 영향을 주는지 가늠해 보고자 한다. 이때 지니계수에 대한 두 가지 가정을 추가로 도입하는 대신에, 논의의 단순화를 위하여 소득분포 및 최저생계비의 균등화지수에 대한 가정은 가장 현실성이 높다고 판단되는 $\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$ 로 국한하기로 한다.

우선 <표 VI-13>과 <표 VI-14>에 지니계수 증가의 하한과 상한 시나리오에 따른 가구규모별 소득분포 전망을 구하였다. 두 표를 살펴보면 자연대수 가구소득의 평균이 <표 VI-5>의 중간 시나리오와 정확히 일치한다는 것을 알 수 있다. 또한 자연대수 소득의 가구규모별 평균도 중간 시나리오와 정확히 일치한다. 그러나 자연대수 가구소득의 표준편차는 전 가구나 가구규모별로나 하한 시나리오에서는 중간 시나리오보다 낮으며, 상한 시나리오는 높게 전망된다. 그 결과 자연대수를 취하지 않은 소득의 표준편차 역시 하한, 상한이 중간 시나리오보다 각각 낮거나 높으며, 소득의 평균 역시

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 155

<표 VI-13> 가구원수별 소득분포의 전망 (하한
시나리오, $\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$)

연도	가구원수 (n)	자연대수 가구소득 평균 ($m(n)$)	자연대수 가구소득 표준편차 ($s(n)$)
2005	전가구	17.16119	0.60236
	2인	16.79947	0.56956
	3인	17.06978	
	4인	17.26157	
	5인	17.41033	
	6인	17.53188	
	7이상	17.63465	
2010	전가구	17.51906	0.60236
	2인	17.16385	0.56984
	3인	17.43416	
	4인	17.62595	
	5인	17.77471	
	6인	17.89626	
	7이상	17.99902	
2015	전가구	17.90381	0.60236
	2인	17.55582	0.56997
	3인	17.82613	
	4인	18.01792	
	5인	18.16668	
	6인	18.28823	
	7이상	18.39100	
2020	전가구	18.33359	0.60236
	2인	17.99369	0.56894
	3인	18.26400	
	4인	18.45579	
	5인	18.60455	
	6인	18.72610	
	7이상	18.82886	
2025	전가구	18.70802	0.60236
	2인	18.36327	0.56780
	3인	18.63358	
	4인	18.82537	
	5인	18.97413	
	6인	19.09568	
	7이상	19.19845	
2030	전가구	19.13394	0.60236
	2인	18.78998	0.56741
	3인	19.06029	
	4인	19.25207	
	5인	19.40084	
	6인	19.52238	
	7이상	19.62515	

<표 VI-14> 가구원수별 소득분포의 전망 (상한
시나리오, $\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$)

연도	가구원수 (n)	자연대수 가구소득 평균 (m(n))	자연대수 가구소득 표준편차 (s(n))
2005	전가구	17.16119	0.63633
	2인	16.79947	0.60537
	3인	17.06978	
	4인	17.26157	
	5인	17.41033	
	6인	17.53188	
	7이상	17.63465	
2010	전가구	17.51906	0.69296
	2인	17.16385	0.66489
	3인	17.43416	
	4인	17.62595	
	5인	17.77471	
	6인	17.89626	
	7이상	17.99902	
2015	전가구	17.90381	0.74958
	2인	17.55582	0.72381
	3인	17.82613	
	4인	18.01792	
	5인	18.16668	
	6인	18.28823	
	7이상	18.39100	
2020	전가구	18.33359	0.80621
	2인	17.99369	0.78156
	3인	18.26400	
	4인	18.45579	
	5인	18.60455	
	6인	18.72610	
	7이상	18.82886	
2025	전가구	18.70802	0.86283
	2인	18.36327	0.83907
	3인	18.63358	
	4인	18.82537	
	5인	18.97413	
	6인	19.09568	
	7이상	19.19845	
2030	전가구	19.13394	0.91946
	2인	18.78998	0.89695
	3인	19.06029	
	4인	19.25207	
	5인	19.40084	
	6인	19.52238	
	7이상	19.62515	

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 157

하한 시나리오는 중간 시나리오보다 낮고 상한은 높다. 예를 들어 같은 경제성장 전망을 적용했음에도 불구하고 2010년의 4인가구의 평균소득은 하한 5,313만원, 중간 5,466만원, 상한 5,634만원으로, 상한과 하한의 예상소득은 약 6%의 차이가 있다.

특히 눈에 띄는 현상은, 하한 시나리오에서 전 가구 지니계수가 불변이라는 가정에 따라 자연대수의 표준편차도 불변이라는 것도 당연한 결과이나, 연령별 표준편차는 2015년 이후 지속적으로 하락한다는 사실이다. 이는 소득의 분산이 상대적으로 큰 고령 가구주 비중이 본격적으로 증가하기 시작하면서, 제IV장의 <표 IV-5>에서 설명한 바와 같이 연령별 소득분포의 표준편차가 전반적으로 하락하여야 전 가구의 소득분산 및 지니계수가 동일하게 유지되기 때문이다.

지니계수 증가율에 대한 가정을 달리함에 따른 소득분포의 차이에 이어서, 최저생계비 이하 빈곤층 가구의 비중을 살펴보기로 한다. <표 VI-15>를 보면 지니계수가 불변인 하한 시나리오에서는 최저생계비 이하 가구의 비중이 장기적으로 큰 변화없이 유사한 수준을 유지하고 있다. 따라서 최저생계비 이하 가구비중의 증가는 거의 전적으로 중간 및 상한 시나리오하에서 지니계수가 증가할 것이라는 가정 때문임을 알 수 있다. 표에서도 지니계수 증가율이 높을수록, 즉 소득의 분산이 클수록 빈곤층의 비중이 커진다는 당연한 결과를 확인할 수 있다. 빈곤층의 비중은 2005년에는 세 가지 시나리오간에 비교적 차이가 작으나, 시간의 경과에 따라 누적효과가 나타나면서 2030년에 이르러서는 상한 시나리오의 최저생계비 이하 가구의 비중이 지니계수가 증가하지 않는 하한 시나리오에 비해 거의 3배의 차이가 발생할 것으로 예상된다. 그러나 차상위계층의 비중은 2030년까지도 세 가지 시나리오간에 큰 차이가 나지 않고 서로 비슷한 수준을 유지하고 있는 것도 흥미로운 결과라고 생각된다.

<표 VI-15> 최저생계비 이하 가구 및 차상위계층 가구비중의
전망 ($\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$)

연도	가구 규모 (n)	지니증가 하한 시나리오		지니증가 중간 시나리오		지니증가 상한 시나리오	
		최저생계비 이하 가구비중 (%)	차상위계층 가구비중 (%)	최저생계비 이하 가구비중 (%)	차상위계층 가구비중 (%)	최저생계비 이하 가구비중 (%)	차상위계층 가구비중 (%)
2005	2	5.668	4.659	6.240	4.796	6.816	4.917
	3	6.421	5.081	7.024	5.204	7.629	5.310
	4	7.171	5.480	7.802	5.587	8.432	5.677
	5	6.888	5.332	7.510	5.446	8.130	5.542
	6	6.992	5.386	7.616	5.498	8.240	5.591
2010	2	6.680	5.218	8.315	5.494	9.929	5.662
	3	6.393	5.063	8.001	5.354	9.596	5.538
	4	6.679	5.217	8.313	5.493	9.927	5.662
	5	7.169	5.475	8.845	5.724	10.489	5.866
	6	7.750	5.770	9.472	5.986	11.146	6.098
2015	2	6.680	5.217	9.327	5.608	11.876	5.760
	3						
	4						
	5						
	6						
2020	2	6.645	5.209	10.295	5.687	13.699	5.772
	3						
	4						
	5						
	6						
2025	2	6.606	5.201	11.243	5.739	15.411	5.726
	3						
	4						
	5						
	6						
2030	2	6.593	5.198	12.190	5.767	17.024	5.640
	3						
	4						
	5						
	6						

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 159

<표 VI-16> 기초생계급여 전망 ($\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$)

연 도	지니계수 장기증가 가정			GDP 성장률 (%)
	하한	중간	상한	
2005 기초생계급여 전망 (억원)	18,655	18,655	18,655	7.06
2005~2010 연평균 증가율 (%)	9.381	13.639	17.030	
2010 기초생계급여 전망 (억원)	29,208	35,354	49,652	6.69
2010~2015 연평균 증가율 (%)	9.579	13.385	15.780	
2015 기초생계급여 전망 (억원)	49,061	65,841	85,198	
2015~2020 연평균 증가율 (%)	9.849	13.332	15.078	5.38
2020 기초생계급여 전망 (억원)	78,471	123,877	171,948	
2020~2025 연평균 증가율 (%)	6.914	10.014	11.253	
2025 기초생계급여 전망 (억원)	109,620	199,635	293,064	
2025~2030 연평균 증가율 (%)	7.787	10.668	11.553	5.38
2030 기초생계급여 전망 (억원)	160,068	331,392	506,245	

<표 VI-16>에서는 앞서 <표 VI-9>와 <표 VI-11>에서와 동일한 방법으로 지니계수 증가의 각 시나리오별로 잠재생계급여를 산정한 후 향후 기초생계급여 지출로 환산해보았다. 하한과 상한 두 경우의 예상 증가율을 비교해보면, 2005년 부근에서는 상한의 기초생계급여 증가율이 하한의 거의 2배, 그리고 GDP 성장률의 약 2.5배의 높은 수준이나, 2030년에는 상대적으로 증가세가 완화되어 하한 증가율의 1.5배, GDP 성장률의 2배보다 다소 낮은 수준을 보이고 있다.

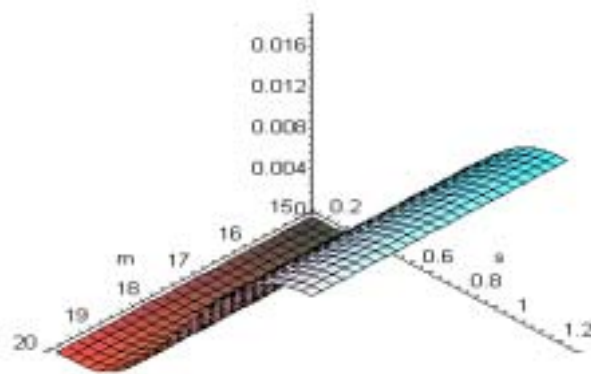
그런데 <표 VI-16>의 하한 시나리오에서는 의외의 결과를 볼 수 있다. 하한 시나리오에서는 전 가구 지니계수가 불변이라고 가

정하고, 이에 따라 연령별 소득분포와 가구규모별 분포에서는 표준 편차가 오히려 시간의 경과에 따라 하락한다고 가정하였다. 즉 각 연령계층이나 가구규모별로나 소득분배가 개선되고 있다는 것이 이러한 상황에 있는 대부분 가구들의 체감 형평성일 것이다. 그러나 이렇게 유리한 여건에서도 기초생계급여 지출의 증가율은 GDP 성장률보다 2%p 내외 높은 수준을 견지하고 있다. 특히 <표 VI-15>에서 보았듯이 최저생계비 이하 가구의 비중이 거의 변하지 않기 때문에 전망치에 다소의 조정이 필요하다고 보인다. 이를 확인하기 위하여 식 (VI-12)의 양변을 가구수로 나누어 가구당 평균 잠재급여가 소득분포의 모수 m 과 s 에 따라 어떻게 변하는가를 아래와 같이 확인해보았다. 이때 최저생계비 $c(n)$ 은 중위소득 $\exp(m)$ 에 일정비율 r 을 적용하여 결정된다고 가정하였다.

$$\begin{aligned}
 \text{가구당 평균 잠재급여} &= c\Phi\left(\frac{\ln c - m}{s}\right) - \int_0^c \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{\ln y - m}{s}\right)^2\right)}{s\sqrt{2\pi}} dy \\
 &= r\exp(m) \int_{-\infty}^{m+\ln r} \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{s}\right)^2\right)}{s\sqrt{2\pi}} dx \quad (\text{VI-12}) \\
 &\quad - \int_{-\infty}^{m+\ln r} \exp(x) \frac{\exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{x-m}{s}\right)^2\right)}{s\sqrt{2\pi}} dx
 \end{aligned}$$

이를 다시 평균 가구소득 $\mu = \exp(m + 0.5s^2)$ 로 나누면 평균소득 대비 평균 잠재급여, 즉 총소득 대비 총잠재급여 수준을 [그림 VI-2]와 같이 구할 수 있다.

[그림 VI-2] 총 가구소득 대비 총 잠재급여



[그림 VI-2]는 $r=0.6$ 인 경우에 해당되며, 다른 값을 대입하여도 유사한 결과를 얻게 된다. 여기서 총 가구소득 대비 총 잠재급여의 비율은 자연대수 소득의 평균 m 과는 무관하며, 오직 표준편차 s 에 의해 결정된다는 사실을 쉽게 확인할 수 있다. 그렇다면 하한 시나리오에서와 같이 지니계수가 불변이거나 다소 하락하는 경우에는 총 가구소득 대비 총 잠재급여의 비율 역시 불변이거나 약간 감소할 것이다. 따라서 <표 VI-16>의 하한 시나리오에 따른 전망과는 약간의 차이가 있으며, 장기적으로는 지니계수가 불변인 경우에 기초생계급여의 증가율은 소득 증가율에 수렴할 것으로 예상할 수 있다³⁴⁾.

34) 이와 같이 다소의 오차가 발생하는 이유는, <표 IV-1>을 이용하여 가구원 연령별 m 의 전망치를 구할 때, 총인구 자연대수의 계수가 음으로 추정되었으므로 총인구가 감소하는 시기에 m 이 다소 크게 추정되었기 때문이다. 이 때문에 실제로 <표 V-4>나 <표 V-5>의 장래소득 전망을 증가율로 환산해 보면 GDP 증가율을 다소 상회하는 수준이다. 이 때문에 <표 VI-16>의 하한 시나리오에서도 총 가구소득 대비 총 잠재급여 비율은 거의 불변이지만 가구소득 수준이 전반적으로 GDP 증가에 비해 다소 높게 추정되어, 결국 기초생계급여 전망치의 증가율이 GDP 성장률보다 다소 높게 추계되었다. 즉 <표 IV-1>에서 제시한 m 의 추정방법은 인구가 계속 증가하였던 과거 자료에는 비교

6. 1인가구를 포함한 경우의 분석

이제 마지막으로 본절에서는 1인가구를 포함한 분석을 시도하고자 한다. 제Ⅲ장 등에서 전술하였듯이 1인가구의 소득을 우리가 유효하게 관측할 수 있는 것은 1996년과 2000년의 가구소비실태조사 자료에 한정된다. 단 2회의 관측에 근거하여 추세를 도출하고 장기 전망에 적용하는 것은 무리라고 판단하여 지금까지는 분석대상에서 제외하였다. 또한 2회의 관측시기가 외환위기 직전과 직후이기 때문에, 외환위기를 계기로 한 우리 경제 및 사회의 중요한 변화가 만일 있었다고 생각한다면, 이러한 2회의 관측에서 추론한 추세는 신뢰도가 더더욱 낮을 것이라는 점도 생각하지 않을 수 없었다.

이와 같은 이유로 지금까지 진행한 논의에 비해서 결과의 신뢰도가 상당히 떨어진다는 점에 유의하면서, 본절에서는 1인가구 소득 분포에 대한 간단한 가정을 몇 개 도입하여 분석을 시도한다. 이러한 작업은 1인가구 전체보다는 가구주 연령이 35세 이하인 가구와 36세 이상인 가구로 분할하여 수행하기로 한다. 지금까지 우리가 진행한 소득분포와 저소득층 문제 분석은 가구소득이 자연대수 정규분포라는 사실에 의존하는데, 제Ⅲ장에서 보았듯이 전체 1인가구의 소득분포는 자연대수 정규분포가 아니므로 지금까지의 분석방법을 그대로 적용할 수 없다. 그러나 제Ⅲ장에서 가구주 연령 35세를 기준으로 1인가구를 분할하면 분할된 소표본에서 각각 자연대수 정규분포를 찾을 수 있다는 것을 보았으므로, 본절의 1인가구 소득전망에서도 35세 이하와 36세 이상 1인가구를 구분하기로 한다. 또한 제Ⅳ장의 도시가구 장래추계에서도 35세 부근을 기준으로 1인가구의 분포변화가 다르다는 예측을 제시하였으므로, 1인가구 분할의

적 정확히 부합되지만, 인구가 절대적으로 감소하기 시작하는 2020년대 중반 이후에는 가구 규모 및 가구수의 변화를 별도로 명시적으로 감안하여 가구의 전반적인 소득수준을 추계할 필요가 있을 것이다.

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 163

기준 연령을 35세로 설정하는 가정은 장래의 예측기간 중에도 어느 정도 타당성을 유지할 것이라고 추측된다.

<표 VI-17>에는 35세에서 분할한 1인가구 자연대수 소득의 평균과 표준편차를 1996년과 2000년 가구소비실태조사 자료에서 산정하여, 우리 분석방법의 기초가 되는 도시가계자료 중에서 1인가구와 소득의 특성이 가장 유사한 2인가구 소득의 평균 및 표준편차와 비교하였다. 우선 자연대수 소득의 평균을 비교하면, 3개의 표본 모두에서 2000년의 평균이 1996년보다 낮다. 반면 표준편차는 도시가계 2인가구와 가구소비자료 35세 이하 1인가구는 상당한 증가를 보이고 가구소비자료 36세 이상 1인가구는 소폭 하락하였다. 전반적으로는 1996년에 비해 2000년의 1인가구의 소득분포가 열악한 방향으로 변했다고 짐작된다.

또 한 가지 특징은 35세 이하 1인가구의 평균이 도시가계자료의 2인가구와 사실상 동일한 수준이므로, 비교적 높다는 것이다. 즉 도시가계자료와 가구소비실태조사자료에서 추정한 자연대수 가구소득의 평균이 전반적으로 0.225 정도의 차이가 나는 만큼 조정을 필요로 하므로³⁵⁾, 이를 감안할 때 두 표본의 차이는 0.001395밖에 되지 않는다. 반면 36세 이상 1인가구는 도시가계 2인가구에 비해 가구 규모가 작다는 것을 감안하고도 평균이 매우 낮게 관측되고 있다. 달리 해석하면 젊은 1인가구주는 상대적으로 부유하다고 볼 수 있으며, 장년이나 노년의 1인가구는 소득수준이 대체적으로 열악하다고 보인다.

장래 1인가구의 소득분포 전망은 다음과 같이 하기로 한다. 35세 이하와 36세 이상으로 구분하여 소득분포를 전망하되, <표 VI-17>에서 관측되는 2인가구와의 차이를 평균한 값에 지금까지 2인 이상 가구의 소득전망에서 한 바와 마찬가지로 평균은 0.225를 차감하고

35) 제Ⅲ장 말미의 논의를 참조하라.

<표 VI-17> 1인가구 소득분포의 분석

통계량	연도	도시가계 자료 2인가구 (A)	가구소비자료 35세 이하 1인가구 (B)	도시가계 2인가구와의 차이 (A-B)	가구소비자료 36세 이상 1인가구 (C)	도시가계 2인가구와의 차이 (A-C)
$m(n)$	1996	16.56040	16.33097	0.229430	15.65804	0.902360
	2000	16.37685	16.15349	0.223360	15.44646	0.930390
	평균			0.226395		0.916375
	조정치			-0.225		-0.225
	조정 결과			0.001395		0.691375
$s(n)$	1996	0.472140	0.463670	0.008470	0.868510	-0.396370
	2000	0.569096	0.517210	0.051886	0.846410	-0.277310
	평균			0.030178		-0.336840
	조정치			+0.095		+0.095
	조정 결과			0.125178		-0.241840

표준편차는 0.095를 가산하기로 한다. 그 결과 <표 VI-17>에서 '조정결과'라고 표시한 수치를 앞서 도출한 2인가구의 소득전망에 적용하여 1인가구 자연대수 소득의 평균 $m(1)$ 과 표준편차 $s(1)$ 의 전망치를 구하기로 한다.

이러한 단순한 가정을 적용하여 구한 장래 1인가구의 소득분포를 이용하여 <표 VI-18>에서는 잠재기초생계급여, 최저생계비 이하 가구의 비중, 차상위계층 가구의 비중을 구하여 보았다³⁶⁾. 우선 가구수를 보면 35세 이하 1인가구는 장기적으로 계속 감소하며, 36세 이상 1인가구는 고령 가구주의 증가로 2020년 정도까지 상당히 증

36) 지니계수 증가의 중간 시나리오 및 $\theta = \theta^c = \frac{2}{3}$ 의 가정을 적용하였으며, 2인 이상 가구의 전망치는 이전의 분석결과와 동일하다.

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 165

<표 VI-18> 총 잠재생계급여 전망 (1인가구 포함 도시가구)

연도	가구규모	가구수 (천가구)	총 잠재기초 생계급여 (억원)	최저생계비 이하 가구 (%)	차상위계층 가구 (%)
2005	1 (35세 이하)	606	4	0.114	0.281
	1 (36세 이상)	902	2,729	19.255	6.572
	2	1,893	1,961	6.240	4.796
	3	2,989	4,817	7.024	5.204
	4	4,914	11,186	7.802	5.587
	5	1,633	4,078	7.510	5.446
	6	151	433	7.616	5.498
	총계		25,208		
2010	1 (35세 이하)	610	9	0.182	0.376
	1 (36세 이상)	1,140	5,029	19.401	6.350
	2	2,188	4,951	8.315	5.494
	3	3,404	9,531	8.001	5.354
	4	5,445	19,554	8.313	5.493
	5	1,749	7,996	8.845	5.724
	6	98	563	9.472	5.986
	총계		47,634		
2015	1 (35세 이하)	572	947	5.075	4.805
	1 (36세 이상)	1,398	7,029	16.812	5.654
	2	2,483	9,858	9.327	5.608
	3	3,756	19,539		
	4	5,874	37,013		
	5	1,790	13,087		
	6	40	328		
	총계		87,800		

<표 VI-18>의 계속

연도	가구규모	가구수 (천가구)	총 잠재기초 생계급여 (억원)	최저생계비 이하 가구 (%)	차상위계층 가구 (%)
2020	1 (35세 이하)	582	3,142	6.028	5.069
	1 (36세 이상)	1,621	19,732	17.577	5.603
	2	2,819	20,117	10.295	5.687
	3	3,970	37,122		
	4	5,962	67,537		
	5	1,841	24,203		
	6	18	266		
총계		164,751			
2025	1 (35세 이하)	538	3,142	6.998	5.280
	1 (36세 이상)	1,515	19,732	18.313	5.546
	2	2,710	32,021	11.243	5.739
	3	3,779	58,501		
	4	5,565	104,369		
	5	2,037	44,325		
	6	53	1,307		
총계		263,398			
2030	1 (35세 이하)	493	5,348	7.996	5.448
	1 (36세 이상)	1,460	31,139	19.036	5.485
	2	2,620	53,768	12.190	5.767
	3	3,629	97,573		
	4	5,271	171,688		
	5	1,920	72,558		
	6	86	3,680		
총계		435,755			

VI. 가구원수별 소득분포를 이용한 저소득층 지원정책 분석 167

가하다가 이후 완만한 감소를 할 것으로 전망된다. 35세 이하 1인가구의 잠재생계급여나 최저생계비 이하 가구의 비중을 보면 2010년까지는 사실상 무시해도 될 정도로 작다가 2015년 이후에는 최저생계비 이하 가구 비중이 갑자기 다른 가구에 보다 근접한 수준으로 급증한다. 이는 35세 이하 가구의 소득분포에 대한 우리의 가정에 문제가 있음을 시사하나, 35세 이하 1인가구의 수가 상대적으로 매우 작고 가구당 잠재급여도 낮아서 전반적인 재정부담 추이에는 큰 영향을 주지 못하므로 간과해도 무방할 것으로 판단된다.

36세 이상 1인가구의 경우에는 이보다 흥미로운 결과를 볼 수 있다. 이 그룹의 평균소득이 워낙 낮고 표준편차는 상대적으로 크기 때문에 최저생계비 이하 가구의 비중이 16~19%대로 매우 높게 전망된다. 35세 이하 1인가구의 경우와 마찬가지로 우리가 1인가구 소득전망을 위해 채택한 가정에 문제가 있을 수 있다고 인정하더라도, 잠재급여와 최저생계비 이하 가구 비중의 전망치가 어느 정도의 연속성을 보이고 있다는 점을 감안한다면, 36세 이상 1인가구의 빈곤율이 높을 것이라는 전망은 설득력이 있으며, 특히 독거노인 문제 등 우리가 선형적으로 인지하고 있는 고령화 및 소득분배 악화의 현실과도 부합되는 결과라고 판단된다.

마지막으로 총 잠재급여 중 1인가구 잠재급여의 비중을 보면 총 잠재급여의 약 10% 내외의 수준이다. 총 급여 중 1인가구 잠재급여가 차지하는 비중이 이렇게 상대적으로 작은 편이므로 1인가구를 포함한 경우의 기초생계급여 증가율 전망이 앞서 2인 이상 가구만을 대상으로 도출한 결과와 정성적으로 크게 다르지 않은 것으로 판단된다. 따라서 앞의 <표 VI-16>과 같은 기초생계급여 증가율을 다시 산정하는 과정은 생략하였다.

VII. 요약 및 시사점

본 보고서에서는 우리나라 가구소득분포의 특성을 규명하고 이를 근거로 사회보장정책, 그 중에서도 특히 대표적인 저소득층 지원정책인 기초생활보장 지출의 전망과 시사점을 모색하였다. 이 과정에서 상당히 많은 성과가 있었다고 생각되므로, 본장에서는 지금까지의 논의를 다시 요약하고 시사점을 정리함으로써 보고서를 마무리하고자 한다.

본 연구에서 얻은 성과들을 요약하면 첫째, 우리나라 도시가구 소득분포의 중요한 특성으로 가구소득이 자연대수 정규분포를 따른다는 사실을 본 보고서에서 확인하였다. 이는 김종면·성명재(2003)에서 이미 밝힌 사실이지만, 본 보고서에서는 가구소비실태조사 자료를 이용하여 그들의 결과를 확장하여 조세·재정 분야는 물론, 소득분포에 대한 정보가 필요한 제반 분야의 연구 및 정책분석에 유용하게 활용될 수 있는 기반을 마련하였다. 즉 2인 이상 도시지역 근로자 가구뿐만 아니라 근로자의 가구(자영업자 등)의 소득을 포함한 경우에도 2인 이상 가구의 소득분포가 대체로 자연대수 정규분포라는 사실을 확인하였다. 이는 전 가구의 소득분포는 물론, 각 연령별 분포 및 가구규모별 분포에서도 성립한다는 사실을 밝혔으며, 특히 1인가구의 경우에는 35세를 기준으로 2개의 소표본으로 분할하면 분할표본이 역시 자연대수 정규분포임을 확인하였다. 이로써 우리나라 가구소득분포는 연령 및 가구규모별 계층으로 분할하였을 때, 대부분의 경우 자연대수 정규분포의 조합으로 표현할 수 있음을 확인하였다.

둘째, 소득분포가 연령 및 가구규모별로 자연대수 정규분포라는

사실 확인에 그치지 않고, 장래 소득분포를 전망할 수 있도록 이러한 특성을 이룬 형태로 정리하여 계량화된 소득분포 모형을 제시하였다. 이에 따라 경제성장률과 지니계수의 장기 증가율 등 기초적인 가정을 설정하고, 장래인구추계로부터 가구 전망을 도출하면 연령별 소득분포와 가구규모별 소득분포를 전망할 수 있음을 보였다. 또한 이러한 모형을 이용하여 최초로 우리나라 소득분포의 장기 전망을 제시하였다.

셋째, 본 보고서에서 도출한 소득분포의 장기 전망을 이용하여 역시 최초로 저소득층 지원정책의 장기 전망에 성공하였다. 우리나라 저소득층 지원정책을 대표하는 기초생활보장제도 중 기초생계급여 추이의 분석은 장래의 소득분포를 명시적으로 감안할 필요가 있기 때문에 지금까지는 시도되지 못하였던 과제였다. 기초생활보장지출이 외환위기 이후 국민연금이나 건강보험 등 다른 주요 사회복지정책 지출보다 더 빠른 속도로 증가하고 있다는 사실을 생각하면, 기초생활보장 지출의 장기 증가 추이의 윤곽을 제시하였다는 것은 중장기 국가재정 기획에도 중요한 기여라고 사료된다.

본 보고서의 정책시사점은 크게 세 가지로 생각된다. 첫째, 앞에서 언급한 바와 같이 기초생계보장 지출의 장기 지출 추이를 전망한 결과, 지니계수로 측정되는 전반적인 소득분배 형평성의 장기 증가 추세에 따라 GDP 성장률의 2~2.5배 정도 높은 수준의 증가율을 유지할 것으로 전망되었다. 이는 건강보험 등 다른 사회복지정책의 지출 증가율을 약간 상회할 정도로 높은 수준이므로, 중장기 재정기획에서는 이 사실을 반영하여 다른 부문과의 자원배분 조정을 효율적으로 할 필요가 있을 것으로 사료된다.

둘째, 기초생계급여 지출의 장기 증가율은 지니계수가 불변인 경우에 장기적으로 GDP 성장률 수준으로 수렴될 것으로 판단된다. 그러나 선진국의 과거 20~30년의 경험에 비추어볼 때 지니계수가 일정 수준에 머물기보다는 지속적으로 완만한 증가 추이를 보일 가

능성이 높다고 판단되며, 그런 경우에는 기초생계급여 지출의 증가율이 GDP 성장률보다 상당히 높은 수준을 유지할 것으로 전망되었다. 본 보고서의 전망에서는 최악의 경우 기초생계급여의 장기 증가율이 지니계수 증가에 따라 GDP 성장률의 3배 수준까지 큰 폭으로 높아질 가능성이 있다고 예상되므로, 관련정책에서는 소득분배의 악화를 방지하기 위한 노력을 배가할 필요성도 지적하고 싶다.

셋째, 자료의 제약으로 보다 정교한 분석은 불가능하였지만, 1인가구의 소득분포를 보면 36세 이상 1인가구의 빈곤율이 다른 가구에 비해 2~3배 높은 수준인 것으로 추정된다. 이들의 연령을 보아 이는 바로 장년층 및 독거노인의 사례에 해당된다고 볼 수 있으며, 35세 이하의 젊은 1인가구주는 반대로 상대적으로 빈곤율이 매우 낮은 계층으로 추정되었다. 향후 1인가구의 비중이 지속적으로 증가하고, 이들의 대부분은 사회의 고령화 추세를 반영하여 35세 이상 가구주 중 50대와 60대 가구주일 것으로 전망된다. 이들에게는 저소득층 정책의 시각에 국한되지 않고, 고령화 및 취약계층 정책 등 다각도의 복합적 시각에서 정책 접근을 계속할 필요가 있을 것으로 사료된다.

마지막으로 본 보고서에서 제시한 분석의 한계를 간략히 논하면 다음과 같다. 첫째, 본 보고서에서는 연령별 소득분포 전망을 도출하고, 이에 근거하여 다시 가구규모별 소득분포를 전망하여 저소득층 지원정책을 분석하였다. 그러나 가구규모별 소득분포에서는 연령분포를 전혀 감안하지 못하고 전 연령 가구주의 소득을 가구규모별로 추정하는데 그쳤다. 그런데 마지막에 시도한 1인가구의 소득분포 분석 결과에서는 35세 이하 가구주와 36세 이상 가구주의 소득분포가 뚜렷하게 다르고, 특히 고령 1인가구, 즉 독거노인이 빈곤층에 많이 존재할 가능성이 제기되었다. 이 결과로 미루어 볼 때 가구규모가 상대적으로 큰 경우에는 1명 이상 소득이 있는 가구원이 존재할 가능성도 비교적 크기 때문에 선형적으로 빈곤율이 그리 높

지 않을 것으로 볼 수 있으나, 2인가구의 경우에는 노부부 등 1인 고령가구와 유사하게 소득수준이 상당히 낮은 가구가 상대적으로 많을 것이라고 짐작할 수 있다. 이러한 추측이 맞다면, 저소득층 문제를 보다 심도있게 다루기 위해서는 가구규모별로 가구주나 구성원의 연령까지 감안한 분석이 요구되며, 특히 가구규모가 작을수록 이러한 접근이 중요하다고 판단된다. 본 보고서에서는 이러한 세부 분석까지 제시하지 못하였으며, 추후 연구과제로 남기기로 한다.

둘째, 역시 연령별 분석에 관한 문제로서 66세 이상 가구주가 본 보고서의 분석에서 관측 자료가 적어서 제외되었다는 문제를 지적할 수 있다. 제Ⅲ장 말미에서 밝혔듯이 보고서의 분석기간을 2030년까지로 제한하였으므로, 이 문제가 본 보고서의 결과에는 그리 큰 영향을 주지는 않는다고 판단된다. 그러나 그 이후의 기간에는 고령 가구주의 비중이 급격히 증가하면서 특히 고령 1인가구, 즉 독거노인이 급증하는 것으로 전망되었다. 이들 중 상당수가 저소득 계층 또는 빈곤계층일 가능성이 크기 때문에 고령가구주의 소득을 앞으로 보다 자세히 분석할 필요성이 제기되었다고 생각된다.

셋째, 이러한 맥락에서 사회보장제도가 성숙되면서 고령층에 대한 재정지출의 변화가 고령층의 소득분포에 미칠 영향을 감안할 필요가 있다. 특히 본 보고서의 분석은 국민연금의 급여 지출이 아직 미미한 수준에 불과했던 기간에 관측된 자료에 근거하고 있으므로, 향후 본격적인 연금 급여 지출이 발생하였을 때 고령층의 소득에 가져오는 변화를 반영하여 분석할 필요가 있다. 아울러 다른 측면에서의 연금제도의 영향으로, 국민기초생활보장제도가 근로자의 근로의욕에 어떠한 유인(incentive)으로 작용하는가를 소득분포 전망에 반영할 필요가 있다. 이는 특히 청소년 계층보다는 은퇴연령에 비교적 가까운 장년층의 경제활동참여 및 이들의 소득에 영향을 줄 수 있는 문제라고 사료된다. 후속 연구에서 이러한 제반 문제들에 대한 보다 심도있는 분석을 기대한다.

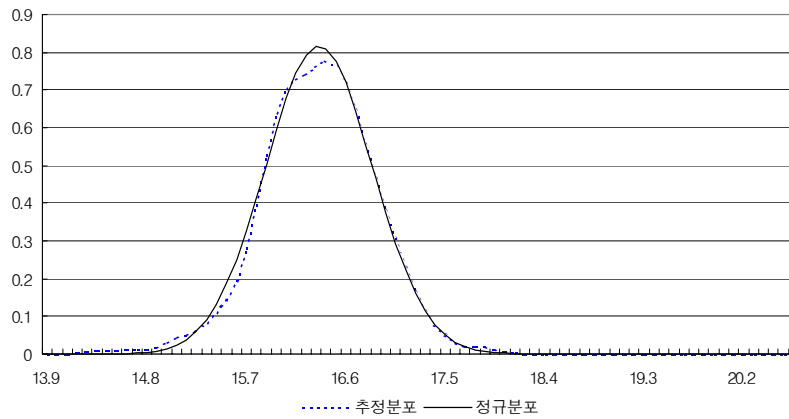
참 고 문 헌

- 기획예산처, 『예산개요 참고자료』, 각 연도.
- 김미곤 외, 『국민기초생활보장법 시행방안에 관한 연구 I』, 한국보건사회연구원, 2000.
- 김미곤 외, 『2004년 최저생계비 추정 및 계측방식에 관한 연구』, 한국보건사회연구원 정책보고서 2004-22, 2004.
- 김재진·권오성, 『국민기초생활보장제도의 개선방향』, 한국조세연구원 정책보고서 02-07, 2002.
- 김종면, 『의료비 지출의 장기예측』, 한국조세연구원, 2000.
- _____, 『장기재정에 대한 건강보험의 잠재부담 분석』, 한국조세연구원, 2002.
- _____, 『인구 연령구조 고령화에 따른 향후 소득분배구조의 변화(2000~2020)』, 『고령화 현상에 수반되는 사회경제 변수 및 의료지출의 변화』, 한국조세연구원, 2003.
- 김종면·성명재, 『장기인력수급 추이에 따른 소득세원의 변화』, 연구보고서 03-02, 한국조세연구원, 2003.
- 김진영·박창균, 『가계의 자산구성 변화와 조세정책에 대한 함의』, 연구보고서 01-08, 한국조세연구원, 2001.
- 문형표, 「고령화와 거시경제」, 『인구구조 고령화의 경제·사회적 파급효과와 대응과제』, 인구고령화 협동연구 제1차 심포지엄, 2004.
- 박능후 외, 『탈빈곤정책의 현황과 발전방안』, 한국보건사회연구원, 2003.
- 성명재, 『소득분배 변화추이와 결정요인 분석: 도시가구를 중심으로』, 연구보고서 01-01, 한국조세연구원, 2001.
- _____, 『조세정책의 소득재분배 효과분석에 관한 연구: 도시가계조

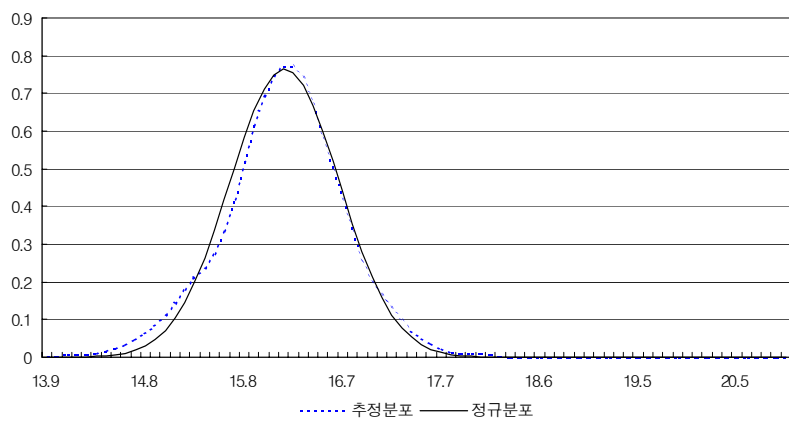
- 사자료를 중심으로, 연구보고서 02-01, 한국조세연구원, 2002.
- 성명재·김종면, 『부문별·가구유형별 소득분배 구조 고찰 및 소득재분배 기능 제고방안에 관한 연구』, 한국조세연구원, 2004.
- 성명재·박형수·전병목, 『조세제도가 소득분배 및 자원배분에 미치는 효과 분석 및 시사점』, 한국조세연구원, 2004.
- 전병목, 『국민연금 장기재정 전망과 정책과제』, 한국조세연구원, 2002.
- 전영준, 『인구구조 변동과 국민연금: 세대별 후생분석을 중심으로』, 『한국경제의 분석』, 제3권 제1호, 한국금융연구원, 1997.
- 전영준·김종면, 『사회보장정책의 경제적 효과 분석』, 연구보고서 01-07, 한국조세연구원, 2001.
- 최준욱·전병목, 『인구구조 변화와 조세·재정정책의 세대간 재분배 효과 분석을 중심으로』, 연구보고서 03-08, 한국조세연구원, 2003.
- 통계청, 『도시가계연보』, 각 연도.
- _____, 『장래인구추계』, 각 연도.
- _____, 『인구주택총조사』, 1980, 1985, 1990, 1995, 2000.
- _____, 『장래가구추계 (2000~2020)』, 2002.
- _____, 『가구소비실태조사』, 1991, 1996, 2001.
- Aitchison, J. and Brown, J. A. C., *The Lognormal Distribution, with Special Reference to Its Use in Economics*, New York: Cambridge University Press, 1957.
- Jarque, C. M., and Bera, A. K., "Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals," *Economic Letters*, 6, pp. 255~259, 1980.

<부록 I> 연령별 자연대수 소득분포: 가구소비실태조사

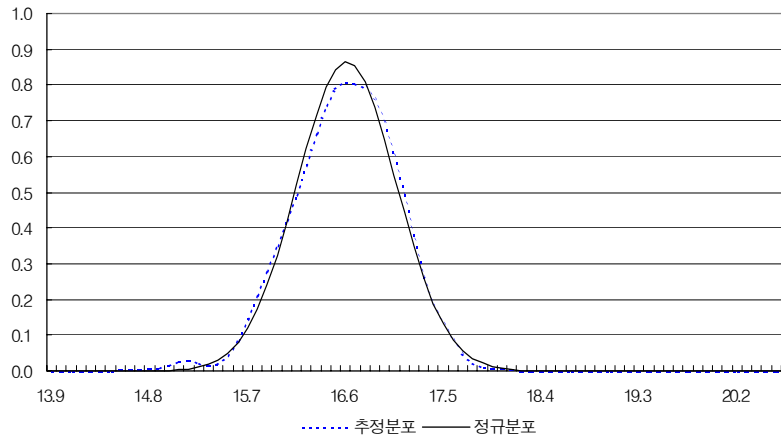
[부도 I-1] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(25세 이하, 1996년
가계조사자료)



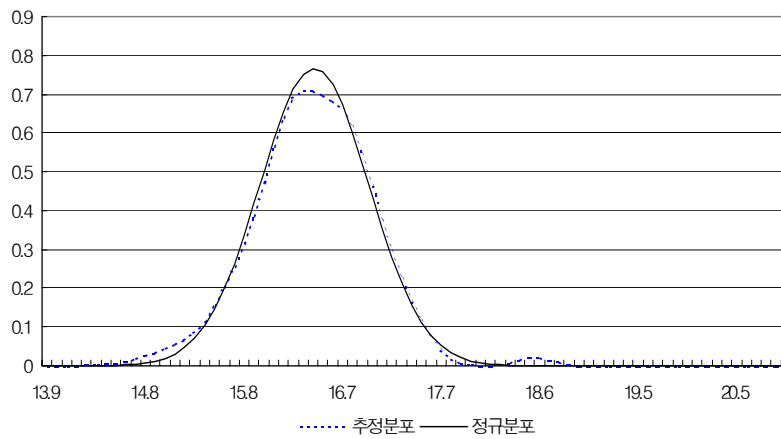
[부도 I-2] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(25세 이하, 2000년
가계조사자료)



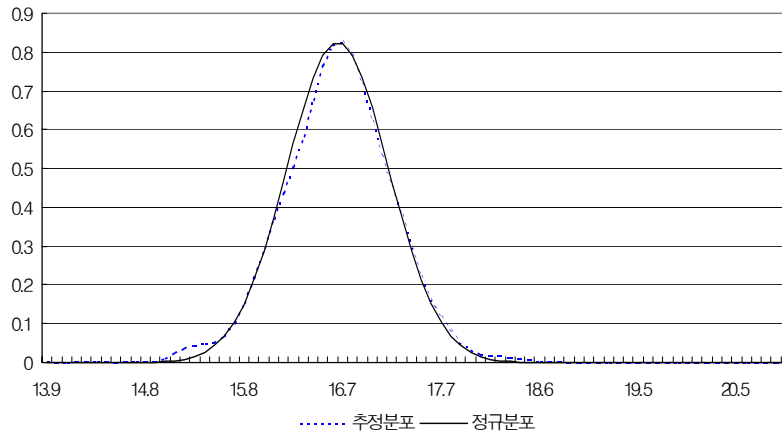
[부도 1-3] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(26세, 1996년
가계조사자료)



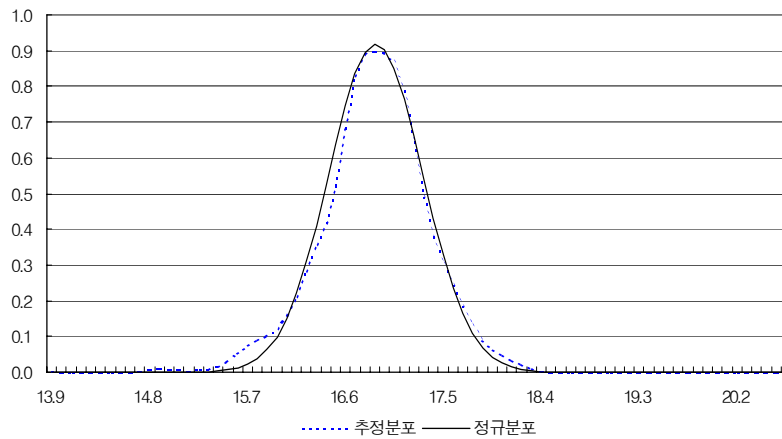
[부도 1-4] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(26세, 2000년
가계조사자료)



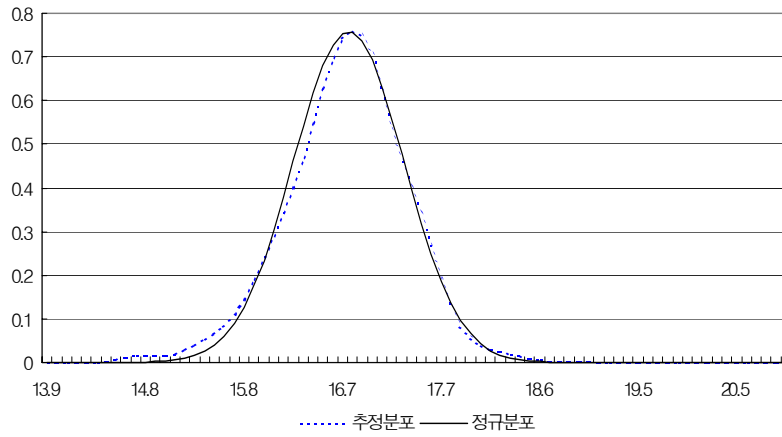
[부도 1-5] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(30세, 2000년
가계조사자료)



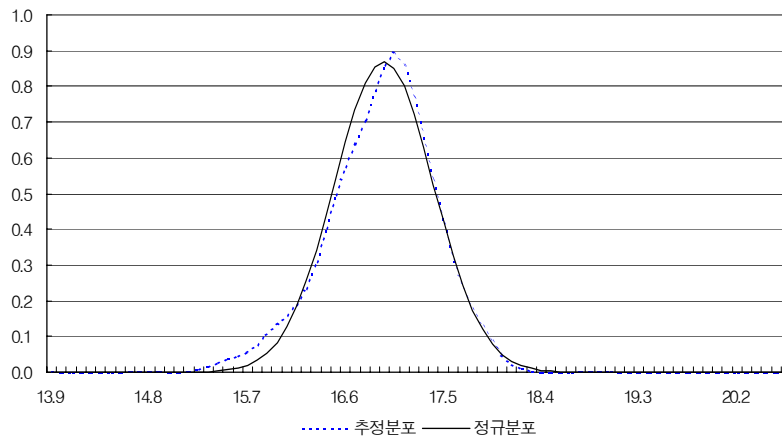
[부도 1-6] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(35세, 1996년
가계조사자료)



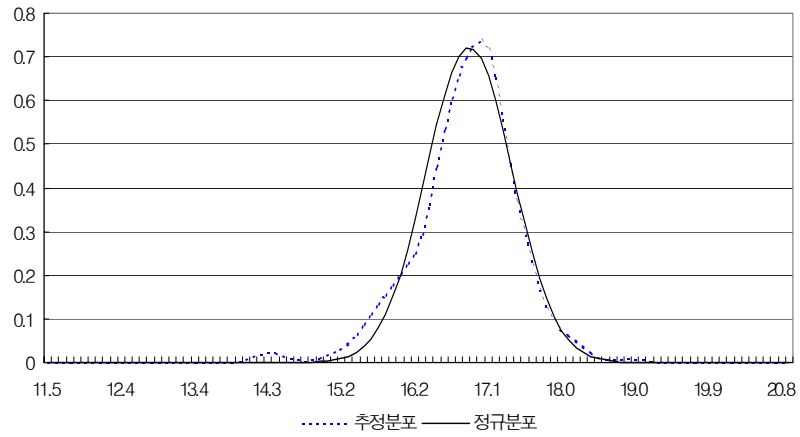
[부도 1-7] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(35세, 2000년
가계조사자료)



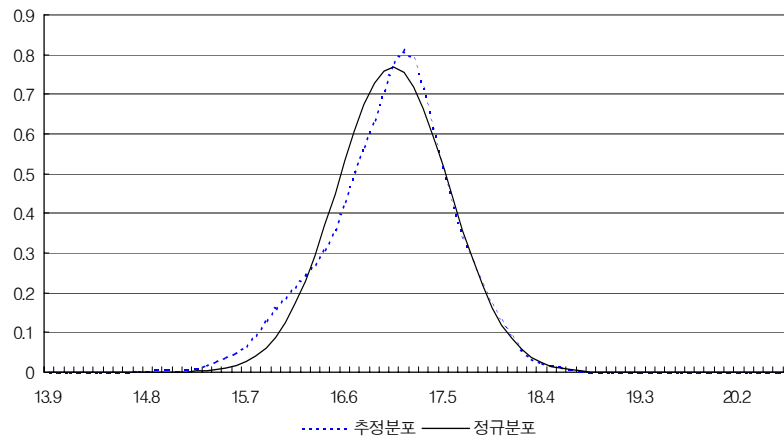
[부도 1-8] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(40세, 1996년
가계조사자료)



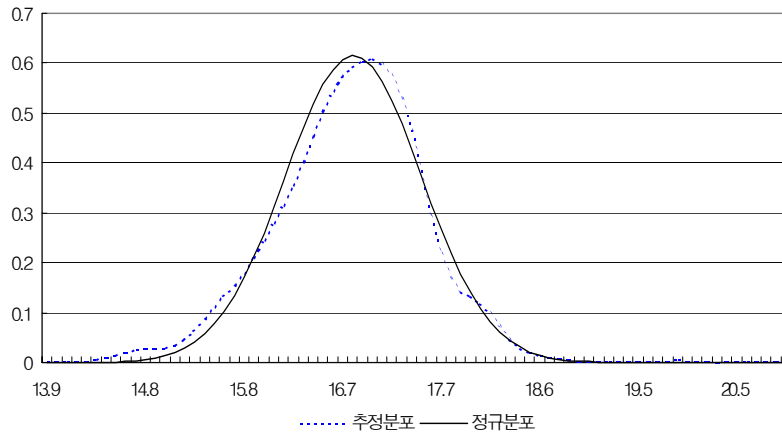
[부도 1-9] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(40세, 1996년
가계조사자료)



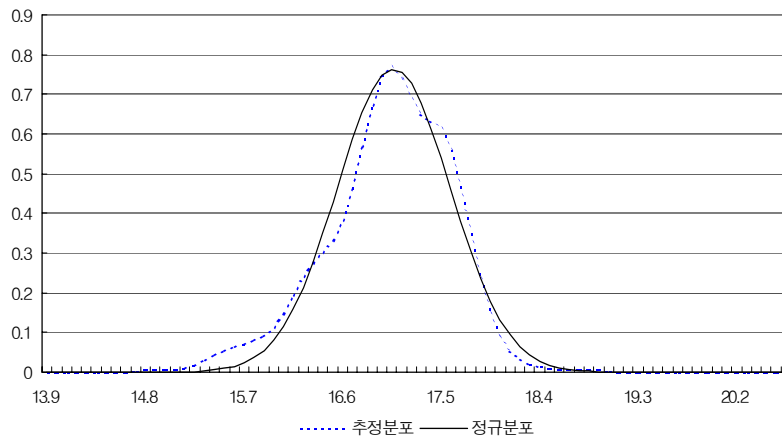
[부도 1-10] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(45세, 1996년
가계조사자료)



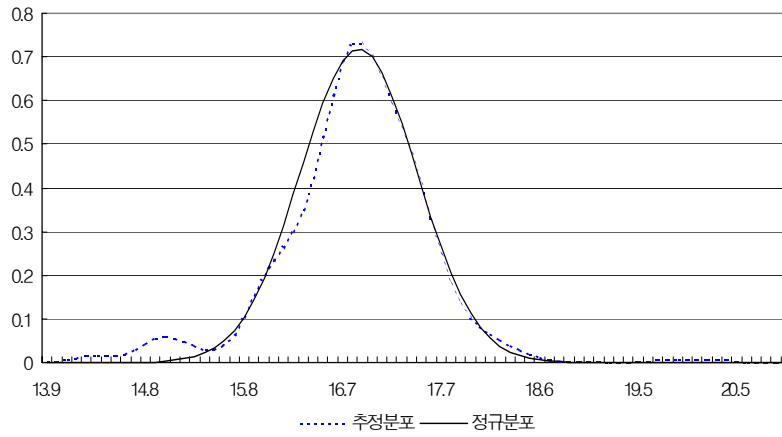
[부도 1-11] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(45세, 2000년
가계조사자료)



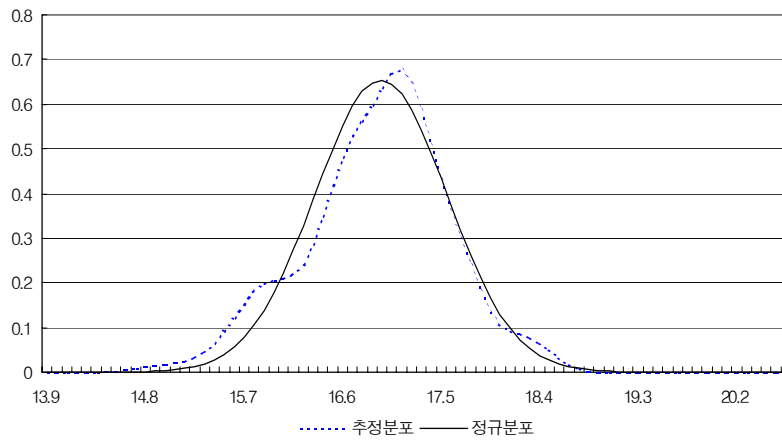
[부도 1-12] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(50세, 1996년
가계조사자료)



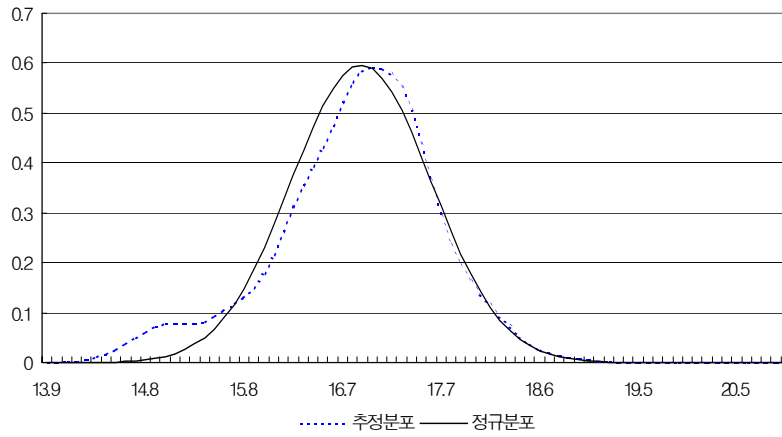
[부도 1-13] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(50세, 2000년
가계조사자료)



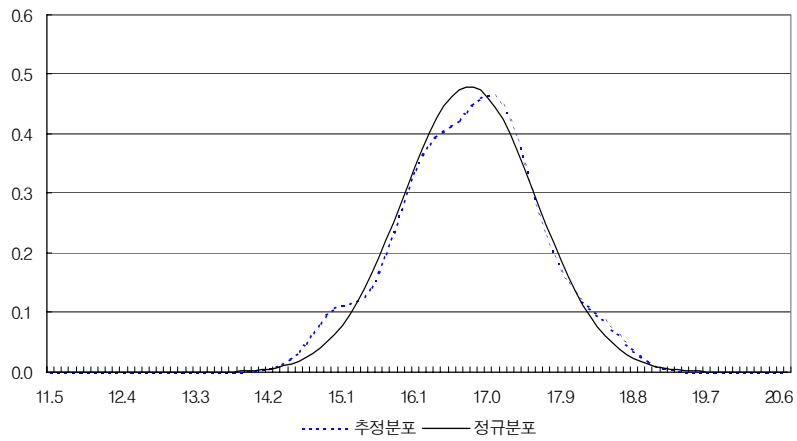
[부도 1-14] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(55세, 1996년
가계조사자료)



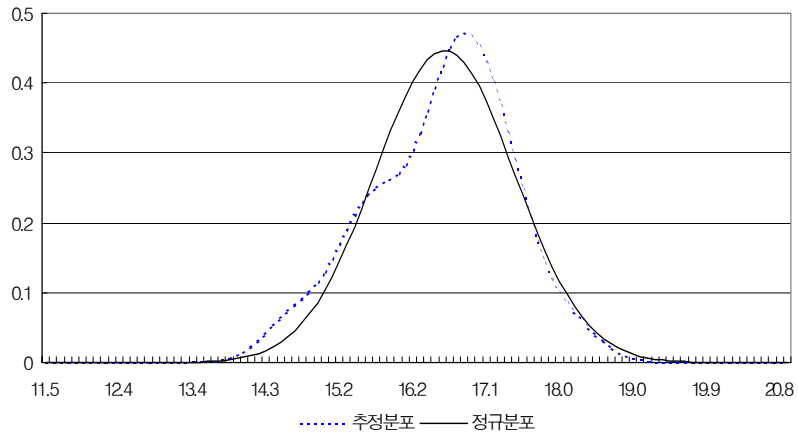
[부도 1-15] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(55세, 2000년
가계조사자료)



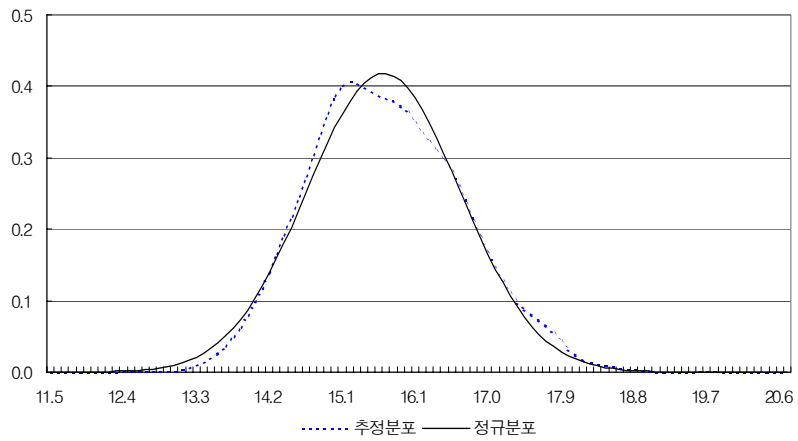
[부도 1-16] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(60세, 1996년
가계조사자료)



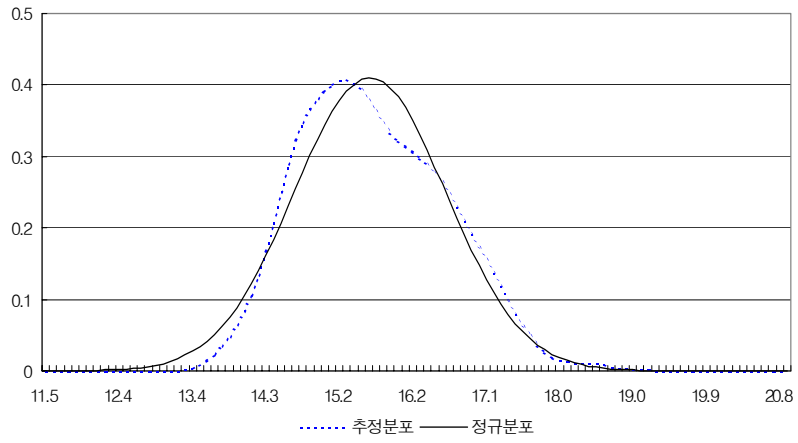
[부도 1-17] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(60세, 2000년
가계조사자료)



[부도 1-18] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(65세 이상,
1996년 가계조사자료)



[부도 1-19] 가구 연령별 자연대수소득 추정분포(65세 이상,
2000년 가계조사자료)



<부록 II> 장래도시가계 추계

1. 장래도시가구 추계의 대상 및 기간

가. 추계의 기간

- 인구주택총조사(인구센서스 2%) 자료(1980~2000: 5년 간격)를 토대로 장래의 도시가구를 2005~2030년(30년간)까지 추계하였는데, 매 5년 간격(2005, 2010, ~ 2030)으로 선형로그식 및 순천이율로 추정하고 그 사이의 연도는 동일 증가율을 이용하여 채워넣는 내삽법(interpolation)을 이용함

나. 추계 대상

- 가구주의 성별, 연령별(5세 간격) 가구
 - 연령별은 14세 이하, 15~19, 20~24, ……., 80세 이상의 15개로 분류
 - 전체인구는 장래인구추계의 인구 사용
 - 도시인구는 인구센서스 2%로 농가인구를 추계한 후 전체인구에서 차감하여 구함
- 가구원수별 가구
 - 1인, 2인, ……., 7인 이상으로 구분
 - 나이는(14세 이하, 15,16,……,80,81,……,85세 이상) 72개로 구분

다. 기초자료

- 인구주택총조사 결과 자료(1980~2000년: 5년 간격) 및 장래인구추계 자료(2000~2030년)를 사용

2. 장래도시가구추계 방법

- 통계청의 장래가구추계의 방법과 흡사하게 도시가구를 대상으로 추계
- 성별·연령별·가구원수별로 농가인구를 추계한 후 총인구에서 차감하여 도시인구를 구하고 여기에 가구주율을 곱해서 도시가구수를 계산함.
 - 먼저 인구센서스 2%(1980~2000)에서 도시와 비도시를 나누어 자료를 구성함.
 - 도시인구를 토대로 인구와 가구로 구분하여 성별, 연령별, 가구원수별 가구주율을 추정함. 이때 성별·연령별은 선형로그식과 순천이율을 이용하였고, 가구원수별은 선형로그식을 이용함.
 - 비도시 인구를 대상으로 2000년 기준의 출생, 사망률을 가지고 농가인구를 2030년까지 추계한 후 총인구에서 농가인구를 차감하여 도시인구를 구하고 이전에 도시인구에서 추계한 가구주율을 곱하여 성별, 연령별, 가구원수별 도시가구수를 추계함
- 비도시인구를 추계하는 자세한 방법은 다음과 같음
 - 2000년의 성별·연령별(각세) 사망률과 출생률을 적용하여 매년 비도시인구를 추계
 - 추정 방법은 그해의 비도시 인구에서 모의 연령에 따른 출생자수를 계산하여 남녀로 나누어 다음해의 0세군에 포함시키고 각 세별 사망률을 고려하여 다음해에 1세씩 늘어가는 방식을 이용해서 계산
 - 각 세별 사망률과 출생률은 장래의 수치가 존재하지 않아서

2000년의 수치를 그대로 사용

- 그러나 농촌에서 도시로 사람들이 이주하는 이농현상을 모형에서 반영하지 못하였으므로 비도시 인구의 비중이 다소 높게 추정되어진 경향을 보임

가. 도시가구수 계산방식

- 특정집단의 가구수는 특정집단의 인구에 특정집단 가구주율³⁷⁾을 곱하여 작성

$$Hs(x,t)^{38)} = P^s(x,t) \times h^s(x,t)^{39)}$$

나. 추계틀

- 아래 [부도 II-1]에서 보여지듯이 가구주율 추정은 두개의 구분을 나누어 추계함.
 - 가구주의 성별·연령별 가구수 추계의 경우는 선형로그식과 순천이율을 같이 사용해야 하고 가구원수별은 선형로그식만을 이용하므로 따로 추정함.

37) 가구주율은 인구에 대한 가구주의 비율로 가구주를 인구로 나누어 계산.

38) $H^s(x,t)$ 는 가구주의 성 s , 연령 x , 연도 t 의 가구수.

39) $P^s(x,t)$ 는 성 s , 연령 x , 연도 t 의 인구; $h^s(x,t)$ 는 성 s , 연령 x , 연도 t 의 가구주율.

[부도 II-1] 장래 도시가구 추계의 작업틀



다. 장래 도시가구주율의 추정방법

- 35세 미만은 선형로그식으로 추정하고, 35세 이상은 순천이율(純遷移率)로 추정
 - 두 그룹으로 나누어 추정방식이 다른 이유는 다음과 같음
 - 35세 미만에는 독립세대, 결혼 등의 이유로 가구의 변동 폭이 크게 나타나므로 처음에는 변동률이 크고 점차 줄어드는 선형로그식을 사용
 - 35세 이후에는 가구의 변동이 심하지 않으며 계속 비슷한 추세를 지닌다고 보아서 순천이율을 사용
 - 선형로그식(Log-linear formula)은 다음과 같음
 - $h^s(x, t)^{40} = a \times \ln(n)^{41} + b$

40) $h^s(x, t)$ 는 성 s , 연령 x , 연도 t 의 가구주율.

41) $\ln(n)$ 의 추계기간(n)은 다음의 방법으로 계산함. 예를 들어 2005년의 특정집단별로 추정식에 사용할 수 있는 과거자료가 1980~2000년까지

○ 순천이율(純遷移率, Net transition rate)

- 특정 연령 집단과 5년 후에 상위 연령 집단(동일한 출생 cohort)과의 가구주 변동 비율과 인구 변동 비율의 차이

$$C^s(x, t) = \frac{H^s(x+5, t+5)}{H^s(x, t)} - \frac{P^s(x+5, t+5)}{P^s(x, t)} \quad 42)$$

라. 장래 도시기구원수별 가구 추정

□ 도시기구원수별 가구는 1인가구, 2인가구 ~ 7인 이상으로 7개의 구분을 나누어 추계함

□ 1인가구의 경우 80, 85년에는 인구센서스 2%의 빈도수가 상당히 낮고 그 정확도도 문제가 있음.

○ 80년의 1인가구보다 85년의 1인가구가 약 1/10 정도로 적음⁴³⁾.

○ 그러나 95년 이후에는 자료의 빈도수가 우선적으로 상당히 늘어나서 정확도도 담보하고 있다고 생각됨.

○ 그래서 다른 변수보다 1인 가구의 경우는 회귀분석 시에 3개 정도의 관측치만이 사용되었을 가능성이 높으며 80, 85년의 관측치가 회귀분석에 포함되었어도 상당히 작은 수이므로 그 증가율에서 과대평가 되었을 가능성이 존재함

5년 간격으로 5개가 존재하므로 추계하려고 하는 n 은 이때 6이 됨. 즉, 이와같이 추계된 2005년의 수치를 이용해서 또다시 $n=6$ 을 이용해서 그 다음 2010년을 추계해내고 또 다시 이 수치를 이용해서 2015년을 추계하는 방식으로 2030년까지 추계하였음.

42) $C^s(x, t)$ 는 성 s , 연령 x , 연도 t 에서의 순천이율,
 $H^s(x, t)$ 는 성 s , 연령 x , 연도 t 에서의 가구수,
 $P^s(x, t)$ 는 성 s , 연령 x , 연도 t 에서의 인구.

43) 85년의 1인가구가 현저히 적게 포착되는데, 통계청의 장래가구추계의 과거 수치를 보면 85년에 1인가구가 약 7%의 수준을 유지하는 것으로 나타나고 있어서 향후 통계의 정확성을 다시 검토할 필요가 있음.

- 나이는 각세별로 구분하였는데, 가구수이므로 14세 이하와 85세 이상은 묶어서 72개 구분을 이용함. 그러나 과거의 분류에서 80~85세 사이 실제값이 존재하지 않아서 회귀분석 시에 결측값이 발생하는 경우가 존재함.
 - 2000년 이전에는 80세 이전까지만 각 세별 구분이 존재해서 과거자료(80~95)의 경우 80~85세까지의 도시인구예수가 포함되어 있음.

- 가구구분의 경우에도 위의 나이구분과 비슷하게 결측값이 발생하는데, 5, 6인가구 및 7인 이상의 가구에서 상당히 많은 결측값을 가지고 있으나 나이의 구분과는 다른 이유로 결측값이 발생함.
 - 그 이유는 회귀분석 시에 이들 가구의 경우는 상당히 큰 폭으로 감소하여 장래가구 추계시 예수가 발생하였고 이 경우 가구수를 0으로 처리하여 이 과정에서 결측값이 발생함.
 - 그리고 이러한 결과는 과거 대가족제에서 핵가족화하는 장래의 추세를 그대로 반영한 것으로 생각됨.

3. 장래도시가구 추계의 문제점

- 도시가구 추계시에 원자료인 인구센서스 2%의 자료 자체의 문제점이 존재하여 추계의 정확성이 다소 떨어짐.
 - 원자료인 인구센서스 2%는 실제로 10% 표본추출을 통한 조사로서 이 중에서 1/5을 추출해서 사용자에게 제공됨.
 - 1/5추출 과정에서 각 집단이나 나이 등에 가중치를 주기는 하나 군인과 같은 특수집단이나 외국인부분 등은 자료에서 전혀 보정되지 않은 상태임.
 - 그러므로 본고에서 인구센서스 자료를 가지고 추정된 결과

에는 외국인이나 특수집단이 배제된 사항임.

- 통계청의 장래가구 추계의 경우는 위와 같은 원자료의 문제점에 대해 대부분 보정작업을 거쳐서 추계한 것이므로 본고에서 추계한 결과보다는 더 정확한 수치라고 볼 수 있음.
 - 현재 통계청을 제외한 이용자는 더 이상의 자료접근이 불가능하므로 본고에서 추정된 것 이상의 정확성을 가지고 추정하기는 어려울 것으로 생각됨.
 - 다만 통계청의 추정결과를 가지고 농촌과 도시의 성별·연령별 그리고 가구원수별 비율을 추정하여 도시가구의 비중과 수를 계산하는 것은 위와 같은 보정작업을 거친 통계청 자료를 이용하므로 근사한 수치를 찾는 데 도움이 될 것으로 생각됨.
 - 그러나 이 작업은 또 다른 비율의 추정에 대한 모형을 세워야 하므로 향후 추진과제로 삼을 예정임.

- <부표 II-1>는 인구센서스 2%의 인구분포와 도시화비중을 보여주고 있는데, 이는 타당한 수치로 추출되었다고 생각되나 농가인구의 수준값이 85년에 상당히 증가한 것으로 보여지며 이는 85년에 다른 연도에 비해 추출의 비중이 상당히 높기 때문인 것으로 파악되었음.
 - 인구 2%의 수준을 살펴보면 80년보다 85년에 추출인구수가 대폭 증가하였으며 90년 이후에는 오히려 수준이 하락한 것처럼 보임. 그러나 인구가 계속 증가한 것을 고려하면 수준값이 하락할 수는 없음.
 - 이는 <부표 II-2>의 인구 2%의 분포를 보면 알 수 있는데, 그 이유는 인구센서스 2%의 추출이 다소 차이를 가지기 때문임.

- 인구 2%의 추출비율이 80년에는 1.8%에서 85년에는 2.4%로 대폭 늘어났고, 90년 이후에는 약 2%의 안정적인 추출을 하고 있음.
 - 85년에는 10%의 표본추출을 하지 않고 전체 조사 인구에서 1/50을 추출해서 인구 2%의 표본으로 삼았기 때문에 그 비율에 오차가 늘어난 것으로 생각됨.
 - 그러므로 수준값으로는 85년에 농가인구가 대폭 늘어난 것으로 보이거나 실제의 비중을 감안하면 수치의 조정이 이루어져야 함.
 - 그러나 본고의 도시가구의 추정은 농가에서 출생과 사망을 통한 인구를 추정한 후 총인구에서 농가인구를 차감하여 도시인구를 구하고 여기에 가구주율을 곱하여 가구수를 구한 것이므로 이 과정에서 85년의 농가가구가 과대평가되어 추정과정에 다소간의 왜곡이 발생한 것으로 평가됨.
- 그러나 이러한 왜곡을 시정하기 위해서는 성별, 연령별, 가구원수별로 배율을 결정하는 데 시간과 어려움이 따르므로 이에 대한 보정작업은 향후 다른 문제점들과 결부하여 더 정밀한 추정이 이루어질 예정

<부표 II-1> 인구센서스(2%)의 인구분포와 도시화 비율

(단위: 명, %)

	농가 2%	도시 2%	인구 2%	실제인구	농가비율	도시비율
1980	292,283	381,973	674,256	38,123,775	43.3	56.7
1985	348,430	647,515	995,945	40,805,744	35.0	65.0
1990	213,206	623,873	837,079	42,869,283	25.5	74.5
1995	124,981	713,943	838,924	45,092,991	14.9	85.1
2000	111,065	772,251	883,316	47,000,374	12.6	87.4

<부표 II-2> 인구센서스(2%)의 인구비중과 적용배율

(단위: %, 배)

	농가 2%	도시 2%	인구 2%	적용배율
1980	0.8	1.0	1.8	56.54
1985	0.9	1.6	2.4	40.97
1990	0.5	1.5	2.0	51.21
1995	0.3	1.6	1.9	53.75
2000	0.2	1.6	1.9	53.21

4. 도시가구의 과거 추이(1980~2000)

- 도시가계의 과거추이를 살펴보면 1980년 이후 지금까지 지속적으로 도시화 비율이 높아진 것을 알 수 있음
 - 도시화비율은 1980년에 농촌보다 약간 높은 56.7%를 나타냈으나 산업화가 진행되면서 지속적으로 높아져서 2000년 기준으로 도시와 농촌의 비율이 87.4% 대 12.6%를 나타내고 있음.

<부표 II-3> 도시화 비율 추이

(단위: %)

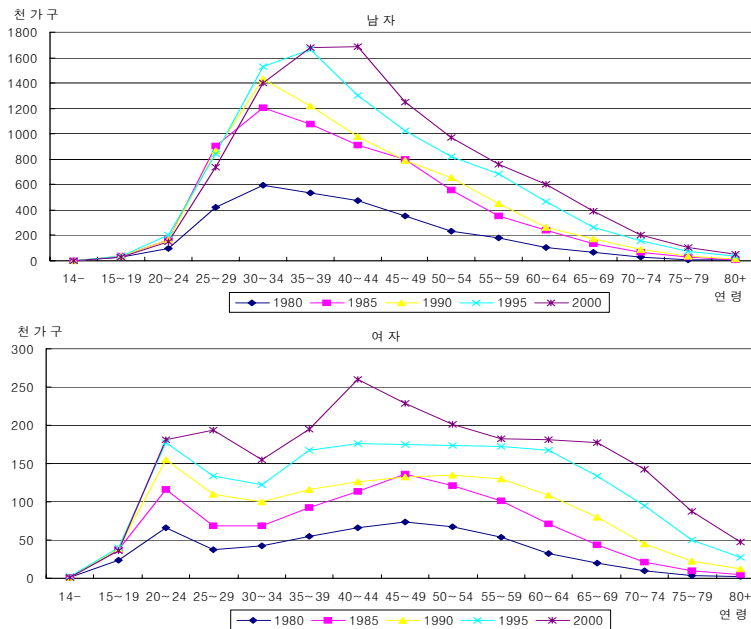
	1980	1985	1990	1995	2000
농촌비율	43.3	35.0	25.5	14.9	12.6
도시비율	56.7	65.0	74.5	85.1	87.4

- 도시가계의 과거 성별, 연령별 추이를 살펴보면 남자의 경우는 주요 가구주의 나이가 점점 증가하는 추세를 보이고 있음

나 여자의 경우는 20대에서 60대까지 비교적 고르게 분포하는 경향을 볼 수 있음

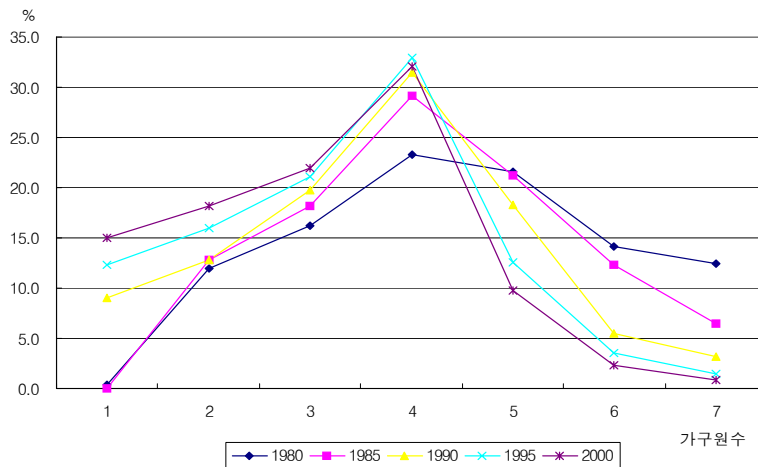
- 남자의 경우는 80년대에는 30~35세가 가장 많은 가구수를 차지하고 있으나 점점 증가하여 2000년에는 40~45세에서 주요 가구가 분포하고 있음을 알 수 있음
- 여자의 경우는 전반적으로 고르게 분포하고 있는데 2000년에 와서 40대가 급격히 증가한 양상을 나타내고 있음
- 그러나 남녀 공히 가구수의 수준을 지속적으로 증가하고 있는 경향인데, 이는 과거에 비해 핵가족화하는 현상을 나타내며 남자보다 여자의 가구주수가 더 폭이 넓게 증가하는 이유는 독신(1인)가구의 증가와 이혼율의 급등 등으로 여자의 가구주가 높아진 것으로 보임

[부도 II-2] 5세별 도시가구의 성별, 연령별 추이(1980~2000)



- 핵가족화 및 1인가구의 증가로 가구원수별 가구주의 비중은 주요 가구는 4인가구이며 4인 미만 가구는 지속적으로 증가하고 5인 이상 가구는 지속적으로 감소하는 경향을 보임
- 2000년에 1인가구는 약 15% 정도를 차지하고 있으며 4인가구도 80년에 비해 약 10%p 상승한 32%를 나타내고 있는 반면에 5인 이상의 가구는 10%에도 미치지 못하게 그 비율이 감소하고 있음

[부도 II-3] 가구원수별 도시가구의 추이(1980~2000)

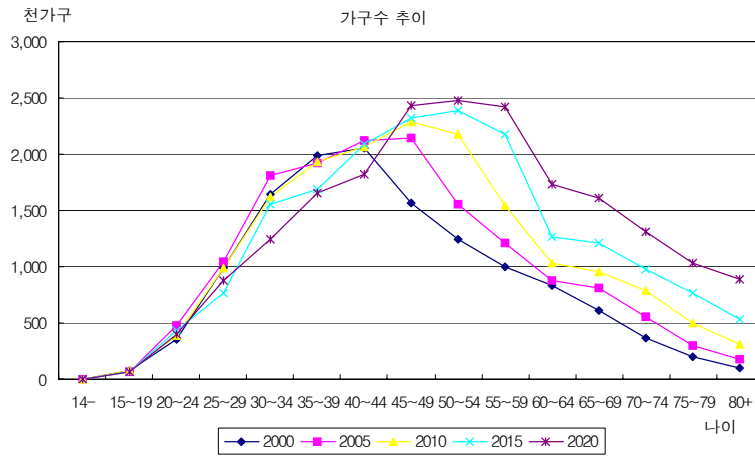


5. 장래도시가구 추계의 결과

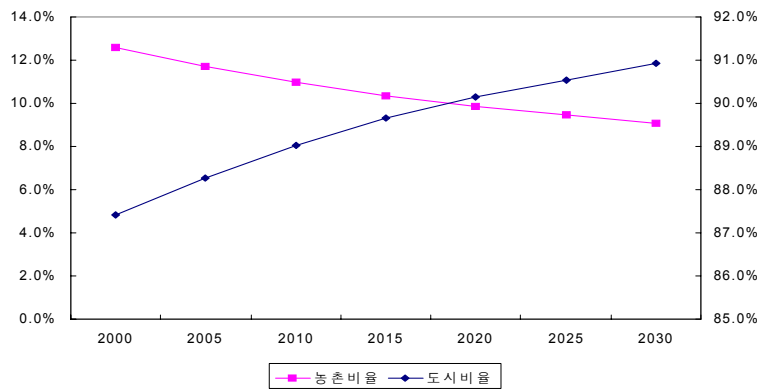
가. 성별·연령별 도시가구수의 추이

- 전체 도시가구수의 추이를 보면 주요 가구의 연령이 점점 오른쪽으로 이동하고 있는 현상이 나타나며 이는 빠른 속도로 진행되는 노령화 결부하여 타당한 결과라고 보여짐

[부도 II-4] 5세별 도시가구수의 추계 추이(2000~2020)



[부도 II-5] 도시와 비도시의 비중 추이(2000~2030)



- 2000년에는 35~45세가 주요 가구를 차지하고 있으며 2010년에는 40~50세, 2030년에는 45~55세로 약간씩 노령화하는 경향을 보임.
- 주요 가구뿐만 아니라 전반적인 가구가 40대 이후에 급격하게 노령화하는 현상을 나타내며 그 비중도 점점 높아지고

있는 것으로 파악됨.

- 도시와 농촌의 비율을 살펴보면 2000년에 농촌과 도시가 13% 대 87%를 차지했으나 농촌비율은 지속적으로 감소하고 도시 비율은 지속적으로 증가하여 2030년에는 농촌비율이 9% 이하로 감소하고 도시비율은 약 91%가 될 전망이다
 - 그러나 이는 농촌의 이농현상 등의 외부조건이 모형에 전혀 개입되지 않았으므로 농촌비율이 다소 높게 나타나는 경향을 보임
 - 또한 앞에서도 지적했듯이 과거 자료의 보정이나 분포 등의 문제점으로 인해서 추정의 정확도가 다소 떨어짐

- 성별·연도별로 가구수의 추이는 완만하게나마 계속 증가하는 추세를 보임
 - 2005년에는 가구주의 비중이 남자와 여자의 차이가 매우 컸으나 그 폭이 시간이 지날수록 점차 감소되어가는 추세를 보임

<부표 II-4> 성별·연도별 가구수의 추이

	2005	2010	2015	2020	2025	2030
남자	12,235,262	13,210,648	14,056,428	14,881,305	15,761,668	16,374,898
여자	2,856,159	3,461,391	4,179,466	5,098,449	6,393,161	8,416,663
합계	15,091,421	16,672,039	18,235,893	19,979,754	22,154,829	24,791,560

- 성별·연령별로 5년 간격으로 가구수의 추이가 <부표 II-5> ~ <부표 II-10>에 상세히 나타나 있음
 - 시간이 지남에 따라 노령의 가구수가 급격히 늘어나는 전반적인 추세가 보이며 이는 노령화와 핵가족화를 의미하므로 타당한 결과라고 생각됨.

<부표 II-5> 장래도시가구수 추계(2005)

연령별	성별	인구수	가구주율	가구수
15세미만	남	4,507,292	0.00037	1,687
15~19세	남	1,450,084	0.02381	34,524
20~24세	남	1,800,866	0.15087	271,691
25~29세	남	1,846,309	0.47323	873,735
30~34세	남	2,045,860	0.81213	1,661,498
35~39세	남	1,945,658	0.91814	1,696,834
40~44세	남	1,914,356	0.95258	1,795,160
45~49세	남	1,780,660	0.96765	1,785,860
50~54세	남	1,265,011	0.97525	1,283,756
55~59세	남	989,212	0.97019	988,373
60~64세	남	757,933	0.94814	702,142
65~69세	남	593,357	0.90745	580,445
70~74세	남	368,281	0.83992	322,653
75~79세	남	194,626	0.74536	149,480
80세이상	남	139,775	0.56653	87,429
15세미만	여	4,029,526	0.00038	1,521
15~19세	여	1,289,601	0.02619	33,775
20~24세	여	1,667,760	0.12049	200,952
25~29세	여	1,729,139	0.09788	169,254
30~34세	여	1,939,580	0.07794	151,175
35~39세	여	1,869,585	0.10226	228,298
40~44세	여	1,867,792	0.14445	324,337
45~49세	여	1,754,870	0.17820	354,272
50~54세	여	1,253,373	0.20663	269,381
55~59세	여	986,215	0.23781	223,740
60~64세	여	800,074	0.29041	179,033
65~69세	여	705,635	0.33559	235,393
70~74세	여	539,656	0.34333	236,102
75~79세	여	367,943	0.29492	154,893
80세이상	여	368,652	0.18779	94,035

<부표 II-6> 장래도시가구수 추계(2010)

연령별	성별	인구수	가구주율	가구수
15세미만	남	4,057,904	0.000429	1,742
15~19세	남	1,634,057	0.024217	39,572
20~24세	남	1,447,776	0.152145	220,272
25~29세	남	1,788,238	0.452260	808,748
30~34세	남	1,842,406	0.800184	1,474,264
35~39세	남	2,030,957	0.913799	1,677,573
40~44세	남	1,920,425	0.950820	1,703,247
45~49세	남	1,879,524	0.967384	1,886,531
50~54세	남	1,740,265	0.975287	1,793,799
55~59세	남	1,226,473	0.969394	1,261,401
60~64세	남	937,734	0.947625	847,396
65~69세	남	690,703	0.914806	688,636
70~74세	남	516,849	0.846359	441,380
75~79세	남	299,018	0.767967	234,729
80세이상	남	210,442	0.602923	131,366
15세미만	여	3,703,078	0.000417	1,544
15~19세	여	1,428,709	0.026487	37,842
20~24세	여	1,278,034	0.129568	165,593
25~29세	여	1,658,509	0.111475	184,882
30~34세	여	1,724,885	0.085884	148,140
35~39세	여	1,935,145	0.107863	259,520
40~44세	여	1,857,726	0.149196	361,401
45~49세	여	1,859,160	0.179429	407,523
50~54세	여	1,748,846	0.209068	378,879
55~59세	여	1,245,206	0.234316	279,694
60~64세	여	971,955	0.295554	184,677
65~69세	여	781,076	0.357376	261,673
70~74세	여	677,375	0.385429	346,297
75~79세	여	499,221	0.338867	268,253
80세이상	여	541,794	0.212463	175,474

<부표 II-7> 장래도시가구수 추계(2015)

연령별	성별	인구수	가구주율	가구수
15세미만	남	3,657,250	0.00039	1,436
15~19세	남	1,480,024	0.02334	34,537
20~24세	남	1,632,128	0.15050	245,635
25~29세	남	1,438,054	0.43160	620,670
30~34세	남	1,785,189	0.78804	1,406,796
35~39세	남	1,830,772	0.90950	1,428,828
40~44세	남	2,007,472	0.94880	1,670,922
45~49세	남	1,890,611	0.96588	1,882,911
50~54세	남	1,841,656	0.97380	1,969,316
55~59세	남	1,693,737	0.96780	1,790,905
60~64세	남	1,172,178	0.94736	1,058,920
65~69세	남	865,018	0.91432	894,806
70~74세	남	607,603	0.86230	512,590
75~79세	남	423,228	0.78676	328,573
80세이상	남	329,711	0.61102	209,590
15세미만	여	3,381,971	0.00037	1,267
15~19세	여	1,325,527	0.02600	34,466
20~24세	여	1,416,231	0.13017	184,345
25~29세	여	1,271,017	0.11616	147,644
30~34세	여	1,655,086	0.08887	147,093
35~39세	여	1,721,422	0.10842	256,936
40~44세	여	1,923,125	0.15124	415,028
45~49세	여	1,849,953	0.17982	442,700
50~54세	여	1,852,994	0.20717	414,398
55~59세	여	1,737,080	0.22799	390,196
60~64세	여	1,227,906	0.28249	207,450
65~69세	여	948,745	0.35812	317,117
70~74세	여	749,502	0.39803	459,869
75~79세	여	627,847	0.35697	435,518
80세이상	여	770,912	0.22019	325,440

<부표 II-8> 장래도시가구수 추계(2020)

연령별	성별	인구수	가구주율	가구수
15세미만	남	3,295,866	0.00025	836
15~19세	남	1,305,969	0.02299	30,019
20~24세	남	1,478,343	0.14868	219,798
25~29세	남	1,621,502	0.43333	702,644
30~34세	남	1,436,501	0.78581	1,128,815
35~39세	남	1,774,570	0.90968	1,375,764
40~44세	남	1,811,521	0.94933	1,409,672
45~49세	남	1,978,940	0.96642	1,937,862
50~54세	남	1,857,028	0.97413	2,047,008
55~59세	남	1,796,166	0.96693	2,001,110
60~64세	남	1,623,977	0.94566	1,469,840
65~69세	남	1,090,078	0.91459	1,197,504
70~74세	남	770,730	0.85924	655,632
75~79세	남	500,588	0.78570	391,275
80세이상	남	488,402	0.60580	313,793
15세미만	여	3,076,468	0.00029	887
15~19세	여	1,196,715	0.02606	31,183
20~24세	여	1,314,049	0.13504	177,453
25~29세	여	1,408,775	0.12099	170,453
30~34세	여	1,268,714	0.09118	115,687
35~39세	여	1,652,159	0.11089	283,342
40~44세	여	1,711,206	0.15318	415,779
45~49세	여	1,915,371	0.18142	495,937
50~54세	여	1,844,984	0.20740	426,926
55~59세	여	1,840,630	0.23080	422,122
60~64세	여	1,712,769	0.28628	262,805
65~69세	여	1,200,469	0.36133	412,984
70~74세	여	911,797	0.40326	658,861
75~79세	여	695,315	0.36058	645,815
80세이상	여	1,030,643	0.22733	578,309

<부표 II-9> 장래도시가구수 추계(2025)

연령별	성별	인구수	가구주율	가구수
15세미만	남	3,031,555	0.00039	1,193
15~19세	남	1,194,982	0.02407	28,766
20~24세	남	1,304,503	0.15444	201,466
25~29세	남	1,468,992	0.44131	648,287
30~34세	남	1,620,226	0.79248	1,283,995
35~39세	남	1,428,869	0.91146	1,084,500
40~44세	남	1,756,651	0.95006	1,345,161
45~49세	남	1,787,352	0.96712	1,727,165
50~54세	남	1,945,168	0.97582	2,188,595
55~59세	남	1,814,872	0.97036	2,119,413
60~64세	남	1,723,670	0.95208	1,590,514
65~69세	남	1,512,604	0.92289	1,759,565
70~74세	남	978,615	0.86763	860,216
75~79세	남	641,753	0.79582	514,021
80세이상	남	623,426	0.61760	410,685
15세미만	여	2,847,068	0.00040	1,146
15~19세	여	1,110,193	0.02677	29,725
20~24세	여	1,186,738	0.13592	161,299
25~29세	여	1,307,321	0.11906	155,654
30~34세	여	1,406,433	0.08952	125,900
35~39세	여	1,267,118	0.10994	256,355
40~44세	여	1,642,766	0.15261	463,282
45~49세	여	1,704,284	0.18069	482,838
50~54세	여	1,909,928	0.20814	454,076
55~59세	여	1,834,020	0.23342	430,117
60~64세	여	1,814,683	0.29887	250,308
65~69세	여	1,674,524	0.37435	595,975
70~74세	여	1,156,133	0.41196	1,000,966
75~79세	여	847,653	0.36588	1,028,444
80세이상	여	1,244,816	0.22828	957,537

<부표 II-10> 장래도시가구수 추계(2030)

연령별	성별	인구수	가구주율	가구수
15세미만	남	2,856,046	0.00034	977
15~19세	남	1,087,297	0.02350	25,552
20~24세	남	1,193,863	0.15184	181,279
25~29세	남	1,296,584	0.42660	553,116
30~34세	남	1,467,950	0.78316	1,149,639
35~39세	남	1,612,446	0.90836	1,187,166
40~44세	남	1,415,884	0.94871	1,049,230
45~49세	남	1,735,100	0.96635	1,730,374
50~54세	남	1,759,469	0.97469	2,039,239
55~59세	남	1,903,859	0.96820	2,307,197
60~64세	남	1,748,912	0.94896	1,633,768
65~69세	남	1,610,251	0.92109	2,047,604
70~74세	남	1,364,233	0.86945	1,238,318
75~79세	남	827,386	0.80217	694,195
80세이상	남	792,891	0.62493	542,818
15세미만	여	2,699,142	0.00036	958
15~19세	여	1,011,049	0.02642	26,707
20~24세	여	1,101,010	0.13812	152,070
25~29세	여	1,180,735	0.12484	147,403
30~34세	여	1,305,279	0.09322	121,681
35~39세	여	1,404,876	0.11206	312,530
40~44세	여	1,260,534	0.15466	424,532
45~49세	여	1,637,154	0.18142	524,325
50~54세	여	1,699,183	0.20806	416,403
55~59세	여	1,897,580	0.22960	452,194
60~64세	여	1,809,695	0.29138	222,893
65~69세	여	1,773,352	0.37477	671,422
70~74세	여	1,610,613	0.42302	1,656,094
75~79세	여	1,076,289	0.38040	1,719,232
80세이상	여	1,471,718	0.23659	1,568,505

나. 가구원수별 도시가구수의 추계

- 가구원수별 가구수의 추계를 살펴보면 1인가구는 지속적으로 증가하고 주요 가구는 여전히 4인가구가 될 것으로 전망
 - 1인가구의 경우는 가구수의 수준뿐만 아니라 비중에서도 2020년까지 지속적으로 증가하는 양상을 나타내고 있지만 2인과 3인 가구의 경우는 그 비중이 거의 비슷하게 유지됨.
 - 4인가구의 경우는 2010년에는 다소 증가했다가 2020년에는 다소 감소한 것으로 나타나며 특히 6인 및 7인 이상의 가구는 지속적으로 감소하여 그 비중이 1% 정도에도 미치지 못함.

<부표 II-11> 가구원수별 도시가구수 추계(2000~2020)

(단위: 천가구, %)

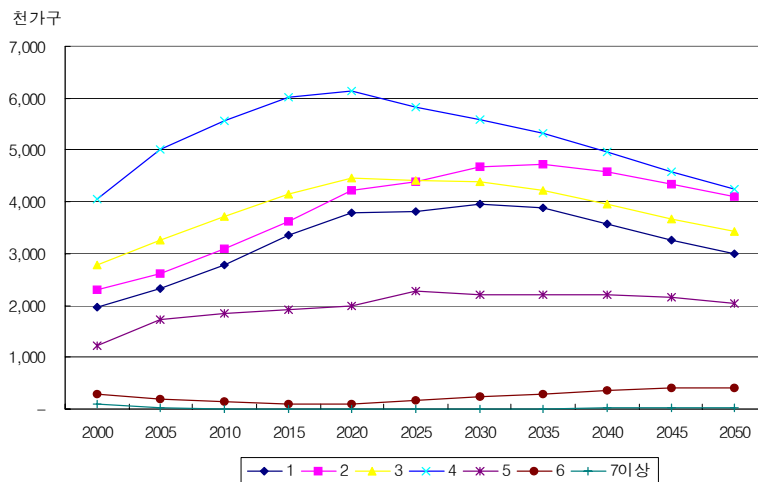
	1인	2인	3인	4인	5인	6인	7이상
2000	1,959 (15.4)	2,312 (18.2)	2,780 (21.9)	4,050 (31.9)	1,225 (9.6)	283 (2.2)	105 (0.8)
2005	2,323 (15.3)	2,621 (17.3)	3,258 (21.5)	5,022 (33.1)	1,717 (11.3)	198 (1.3)	17 (0.1)
2010	2,785 (16.2)	3,084 (18.0)	3,723 (21.7)	5,569 (32.4)	1,851 (10.8)	154 (0.9)	5 (0.0)
2015	3,347 (17.5)	3,627 (18.9)	4,152 (21.7)	6,020 (31.4)	1,914 (10.0)	101 (0.5)	3 (0.0)
2020	3,785 (18.2)	4,223 (20.4)	4,457 (21.5)	6,140 (29.7)	1,997 (9.7)	92 (0.4)	2 (0.0)

- 가구원수별 가구주의 분포와 비중을 그림으로 살펴보면 그 증가 및 감소추이를 파악하기에 용이함
 - 가구주의 분포를 보면 가구주의 수준값에서는 1인~5인 가구까지 지속적으로 증가하는 분포를 보임
 - 이는 노령화 및 핵가족화와 이혼율 증가 등으로 가구수의 수준값 자체는 계속 증가할 것으로 전망되며 2020년에 주

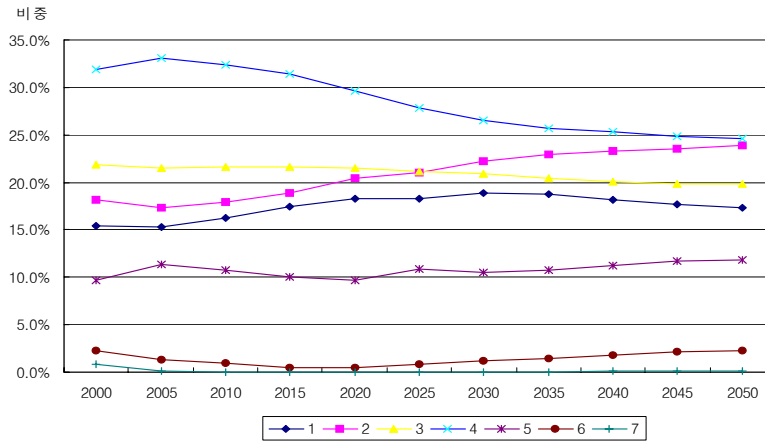
요 가구주가 되는 4인가구수는 약 600만가구를 넘어설 것으로 전망되고 1인가구도 약 400만가구에 육박할 것으로 전망됨

- 가구원수별 비중 추이를 보면 수준값과는 다르게 1인가구 및 2인가구는 증가추세이고 3인가구는 거의 변화가 없으며 4인 이상의 가구에서는 감소추세를 보이고 있음
 - 1인가구 및 2인가구는 완만하게 증가추세를 보이고 있으며 3인과 5인가구의 경우는 그 비중에서 거의 변화가 없는 것으로 보임
 - 주요 가구인 4인가구의 경우는 2005년 이후 완만하게 감소하는 경향을 보이며 2020년에는 그 비중이 약 30%가 될 것이라고 전망됨
 - 그 외에 1인가구의 경우는 2020년에 약 18%를 차지할 전망이고, 2인 및 3인가구는 약 20% 수준일 전망이고, 5인가구는 약 10% 정도를 나타낼 것으로 전망됨

[부도 II-6] 가구원수별 도시가구주의 분포 추이(2000~2050)

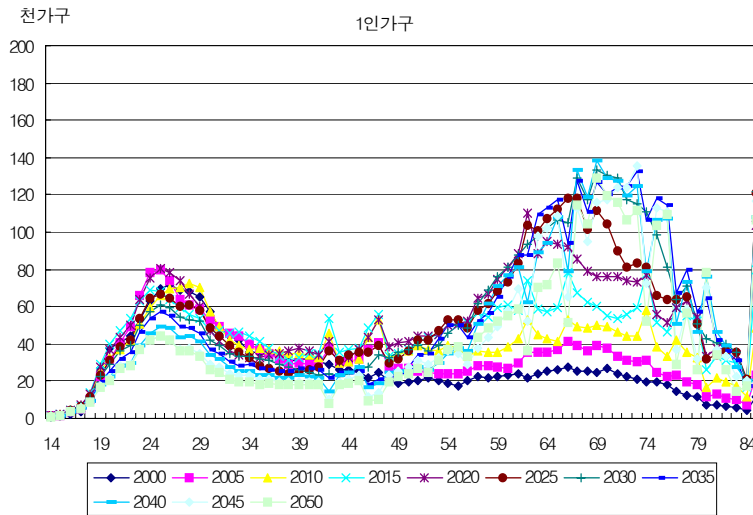


[부도 II-7] 가구원수별 가구주의 비중 추이(2000~2050)

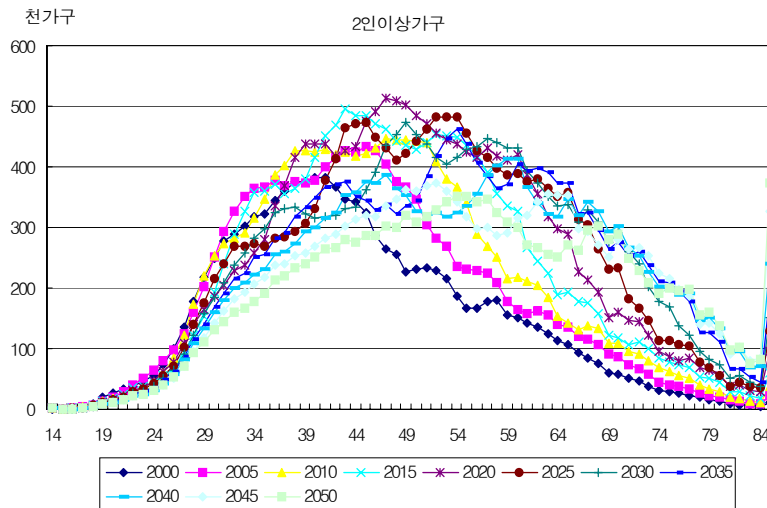


- 가구원수에 따른 개별가구의 연도별 분포를 살펴보면 다음과 같은데, 1인가구 및 2인 이상의 가구와 전체가구의 순으로 살펴봄.
 - 1인가구의 경우는 20대 중후반과 60대에서 매우 높은 분포를 나타낼 것으로 전망됨.
 - 20대 중후반은 연도별로 견고한 추이를 보이고 있으나 60대는 시간이 지남에 따라 그 추이가 점점 높아지는 것을 알 수 있으며 그 폭도 점점 넓게 나타나고 있음.
 - 이는 노령화와 핵가족화가 결부된 결과로서 노령화사회가 진행됨에 따라 노인인구가 급증하고 핵가족화함에 따라 노인가구주의 비중이 높아지는 것을 대변함.
 - 2인 이상의 가구와 전 가구 모두 주요한 가구주의 연령이 40대에서 50~60대까지 증가하는 견고한 현상을 볼 수 있음.
 - 2인 이상 가구와 전 가구에서는 그 추이가 유사한데, 공히 2000년에는 주요 가구주의 연령이 30대 후반에서 40대 초반을 유지하다가 그 연령이 점점 증가하여 2020년에는 40대 후반에서 50대 초반이 주요 가구주의 연령으로 자리잡을 전망이며 60대 초반까지 꽤 높은 추이를 나타냄.

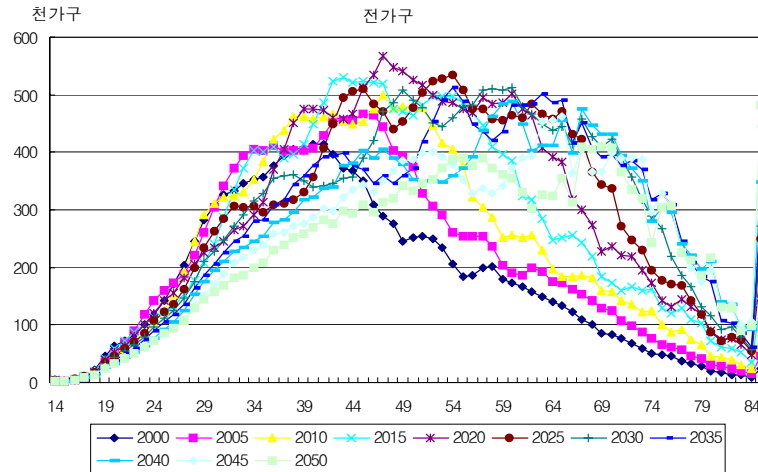
[부도 II-8] 1인가구의 가구수 추이(각 세별, 2000~2050)



[부도 II-9] 2인 이상 가구의 가구수 추이(각 세별, 2000~2050)

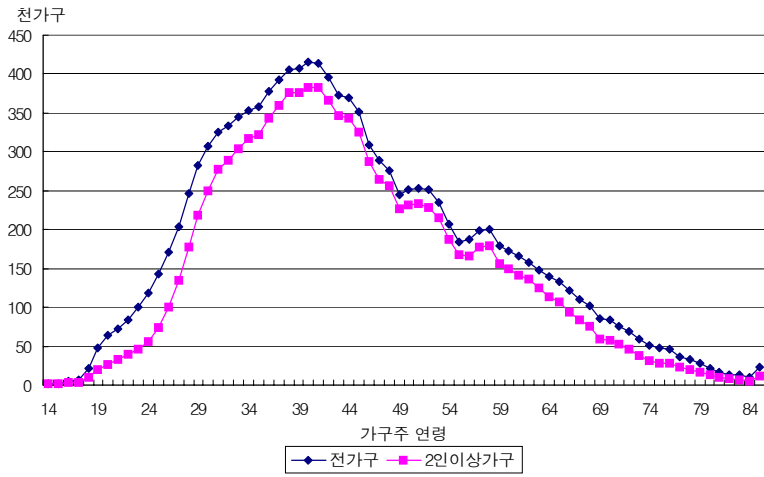


[부도 II-10] 도시 전체가구의 가구수 추이(각 세별, 2000~2050)

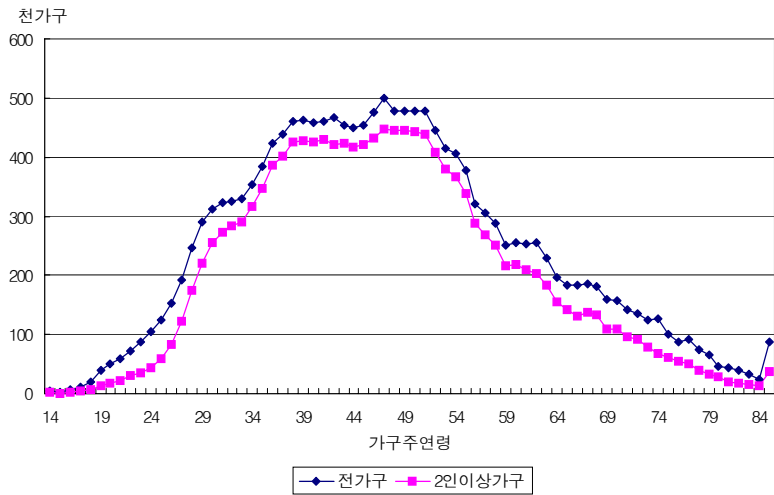


- 전 가구와 2인 이상 가구의 분포차이를 연도별로 2000년부터 10년 간격으로 살펴보면 다음과 같은데, 그 폭이 1인가구의 변화를 나타내며 2020년 이후에 50대 이상에서 그 폭이 상당히 넓어지는 양상을 보이고 있음.
- 2000년에는 주요 가구주의 분포가 30대 후반에서 40대 초반이며 두 분포의 폭도 젊은 나이층에서 넓게 나타나 만혼이 증가하여 독신가구가 늘어나는 현상을 반영하는 것으로 보임.
- 2010년의 경우에는 주요 가구주의 연령이 30대 후반에서 50대 초반까지 넓게 분포하며 2인 이상 가구와 전 가구의 분포차이도 전 연령에 고르게 분포하고 있음.
- 그러나 2020년 이후에는 그 분포가 바뀌어서 주요 가구주의 연령층도 50세 이상이며 2인 이상 가구와 전 가구의 분포차이도 노령층에서 상당히 넓게 분포할 것으로 전망되어 노령화가 급속하게 진행됨에 따라 노인의 독립가구가 증가하는 것을 대변한다고 전망됨.

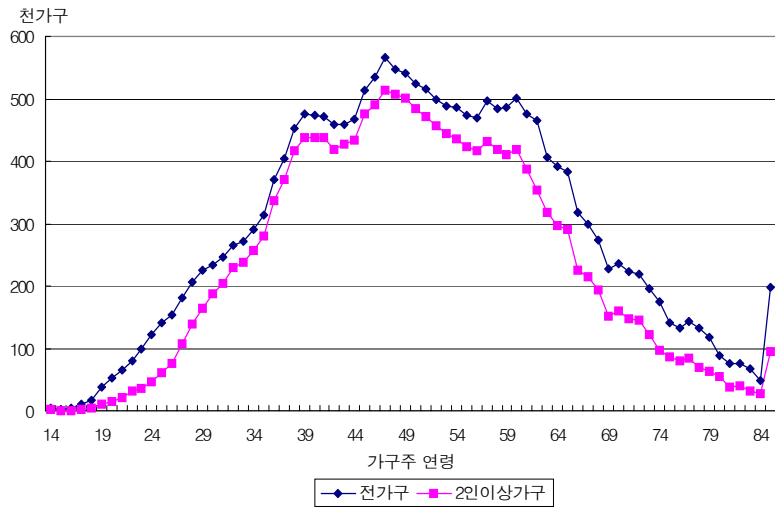
[부도 II-11] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2000)



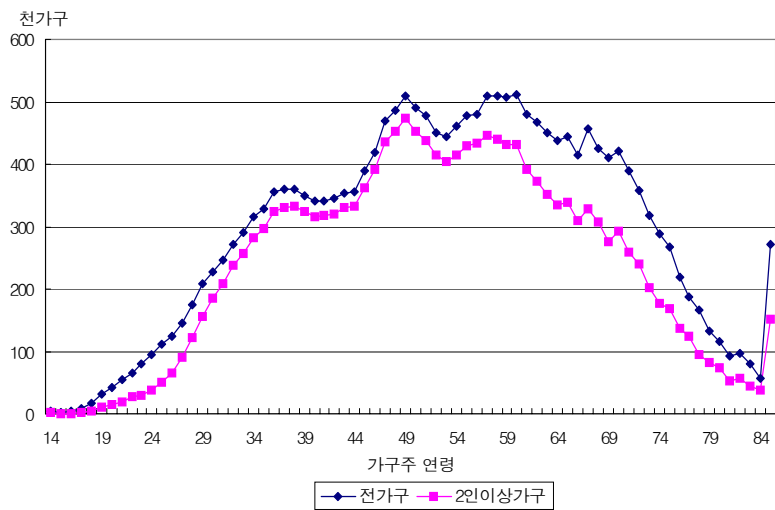
[부도 II-12] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2010)



[부도 II-13] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2020)



[부도 II-14] 가구원수에 따른 연령별 가구수 추이(2030)



<부록 III> 분포의 합병과 분할

본문 제IV장과 제V장에서 각 연령별 분포를 합병하여 전 연령 분포를 도출하거나, 반대로 전체 분포를 분할하여 가구원수별 분포를 도출하였다. 그 과정에서 사용된 식들은 김종면(2003)을 이용하였는데, 본 부록에서는 독자의 편의를 위하여 이를 발췌하여 다시 제공한다. 아래의 설명은 연령별 분포에 대한 것이나, 연령이 아니라도 서로 disjoint인 소표본으로 분할 가능한 계층이면 성립된다. 특히 제V장에서는 가구원수로 계층을 분할하여 적용하였다. 서술의 정확성을 기하기 위하여 표기를 정리하면, t기에 가구주 연령 I 인 가구들의 소득 y_{it} 의 자연대수 x_{it} 가 정규분포를 따를 때 이를 $x_{it} \equiv \ln(y_{it}) \sim N(m_{it}, s_{it}^2)$ 라고 쓸 수 있다. 이때 x_{it} 의 확률밀도함수는 물론 정규분포 확률밀도함수이며, 이를 $\text{pdf}(x_{it}) = \phi(x_{it} | m_{it}, s_{it}) \equiv \phi_{it}(x)$ 라는 표기법으로 정리할 수 있다. 이제 우리가 분석하고자 하는 전 연령 가구의 자연대수 소득을 X라고 하면, X는 정의상 연령별 자연대수 소득 x_{it} 의 합집합이다 (즉 $X_t \equiv \bigcup_i x_{it}$). 이때 X의 확률밀도함수를 자연대수 소득 X에 대해서만 생각할 것이 아니라, 연령 i의 분포에 대한 정보도 있으므로 연령-소득 두 변수의 결합확률밀도함수 PDF($X, i | t$)를 생각하는 것이 더 흥미로울 것이다. 그렇다면 앞에서 우리가 다루어온 연령별 자연대수 소득분포는 X의 결합확률밀도함수에서 특정 연령 i의 조건부 확률밀도함수임이 분명하며, 이를 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\phi_{it}(x) = \frac{\text{PDF}(x | i, t)}{\text{PR}(i | t)} \quad \text{식 (1)}$$

이때 $PR(i|t)$ 는 전체가구 중 가구주 연령이 i 인 가구 수 n_{it} 의 상대비중 ω_{it} 로 나타낼 수 있다. $PR(i|t) \equiv \omega_{it} = \frac{n_{it}}{\sum_i n_{it}}$ ($0 \leq \omega_{it} \leq 1, \sum_i \omega_{it} = 1, \forall t$). 따라서 소득수준 X 에 해당되는 확률밀도는 각 연령에서 X 가 존재할 확률밀도의 합으로 아래와 같이 쓸 수 있다.

$$PDF(X_t) = \sum_i \omega_{it} \phi_{it}(X) \quad \text{식 (2)}$$

이제 전체 가구 X 의 확률밀도함수를 아는 이상, X 의 평균 M 과 분산 S^2 를 아래와 같이 도출할 수 있다⁴⁴⁾.

$$\begin{aligned} M_t \equiv E(X_t) &= \int X \sum_i \omega_{it} \phi_{it}(X) dX = \sum_i \omega_{it} \int X \phi_{it}(X) dX \\ &= \sum_i \omega_{it} m_{it} \end{aligned} \quad \text{식 (3)}$$

$$\begin{aligned} S_t^2 \equiv \text{var}(X_t) &= \int (X - M_t)^2 \sum_i \omega_{it} \phi_{it}(X) dX \\ &= E(X_t^2) - M_t^2 \\ &= \sum_i \omega_{it} \int X^2 \phi_{it}(X) dX - \sum_i \omega_{it} (m_{it} M_t) \\ &= \sum_i \omega_{it} \left[\int X^2 \phi_{it}(X) dX - m_{it} M_t \right] \\ &= \sum_i \omega_{it} \left[\int X^2 \phi_{it}(X) dX - m_{it}^2 \right] \\ &\quad + \sum_i \omega_{it} m_{it} [m_{it} - M_t] \\ &= \sum_i \omega_{it} s_{it}^2 + \sum_i \omega_{it} m_{it}^2 - M_t^2 \end{aligned} \quad \text{식 (4)}$$

44) 식 (3)과 식 (4)는 Φ 가 정규분포가 아니라 어떠한 분포더라도 성립한다. 물론 본고에서와 같이 연령별 자연대수 소득분포와 마찬가지로 전체 가구의 자연대수 소득 X 역시 정규분포임을 알고 있다면, 식 (3)과 식 (4)에서 구한 X 의 평균과 분산을 이용하여 바로 X 의 1변수 확률밀도함수를 알 수 있다. 이때 1변수(소득) 확률밀도함수라는 용어를 사용한 이유는 본문에서 이야기하는 두 변수(소득, 연령) 결합확률밀도함수와 구분함으로써 혼동을 피하고자 하는 것이다.

식 (3)을 해석하면 X의 평균 M은 연령별 평균 자연대수 소득의 가중평균이며, 가중치는 전체 가구 중 해당 연령 가구의 비중이다. 분산 S^2 의 첫째 항은 연령별 분산의 가중평균이라 해석하기 쉬우나, 둘째와 셋째 항에는 연령별 평균 m과 전체 가구 평균 M이 들어있어 바로 해석하기 쉽지 않다. 그러나 식 (4)를 아래와 같이 고쳐쓰면 둘째와 셋째 항은 t기의 연령별 평균 자연대수 소득 m의 제곱에서 m의 평균의 제곱을 뺀 값이므로, 다름이 아니라 t기의 횡단면에서 m의 분산임을 알 수 있다.

$$\begin{aligned}
 S_t^2 &= \sum_i \omega_{it} s_{it}^2 + (\sum_i \omega_{it} m_{it}^2 - M_t^2) \\
 &= \sum_i \omega_{it} s_{it}^2 + \text{var}(m_{it}) \\
 &= \sum_i \omega_{it} s_{it}^2 + \sum_i \omega_{it} (m_{it} - M_t)^2
 \end{aligned}
 \tag{5}$$

<부록 IV> 도시가구의 가구원수별 분포(1982~2003)

본 부록에는 제V장에서 사용된 1982~2003년의 도시가계의 가구원수별 자연대수 소득분포가 수록되어 있다. 도시가계자료의 특성상 1인가구가 없고, 2인가구에서 시작하여 8인 이상 가구까지 자연대수 가구소득의 평균, 표준편차, 가중치가 제시되어 있다.

<부표 IV-1> 연도 및 가구원수별 자연대수 가구소득의
평균 $m_i(n)$

연도	가구원수 (n)						
	2	3	4	5	6	7	8이상
1982	14.72394	14.86041	15.00625	15.11148	15.21199	15.26517	15.34449
1983	14.78545	15.00531	15.09644	15.22814	15.33789	15.41949	15.38179
1984	14.96442	15.07561	15.26028	15.32800	15.43583	15.53650	15.47656
1985	14.94514	15.14147	15.31342	15.38396	15.44596	15.52470	15.69542
1986	15.13008	15.26805	15.46500	15.50875	15.62866	15.70125	15.78213
1987	15.22922	15.41815	15.61287	15.71636	15.80496	15.85132	15.93448
1988	15.47011	15.59120	15.80086	15.91657	15.98027	16.00234	16.21828
1989	15.67416	15.82391	15.98589	16.11396	16.17405	16.33922	16.24825
1990	15.86473	16.01287	16.17566	16.28821	16.35884	16.48667	16.60795
1991	16.07897	16.21273	16.37483	16.50603	16.60507	16.66163	16.74992
1992	16.23798	16.36875	16.53350	16.66269	16.78364	16.81275	16.75753
1993	16.27355	16.49287	16.63213	16.74425	16.78218	16.90036	17.09018
1994	16.38646	16.64315	16.77469	16.86073	16.99919	16.91918	17.24093
1995	16.55037	16.76243	16.90858	16.99840	17.07937	17.17536	17.26638
1996	16.65119	16.88885	17.02956	17.09974	17.27697	17.19845	17.39796
1997	16.53688	16.88131	17.06929	17.16786	17.19807	17.27859	17.69164
1998	16.29937	16.73771	16.93138	17.02560	17.15802	17.19069	17.28680
1999	16.59461	16.87513	17.03309	17.09038	17.20378	17.27939	17.46243
2000	16.73946	16.95261	17.14410	17.23972	17.30008	17.23947	17.40261
2001	16.76040	17.02663	17.21270	17.26717	17.38808	17.30445	17.50698
2002	16.83661	17.13697	17.27545	17.34437	17.42095	17.38869	17.36168
2003	16.87783	17.21747	17.36252	17.47168	17.55701	17.52272	17.92057

<부표 IV-2> 연도 및 가구원수별 자연대수 가구소득의 표준편차 $s_i(n)$

연도	가구원수 (n)						
	2	3	4	5	6	7	8이상
1982	0.53309	0.43079	0.44342	0.46804	0.48252	0.47645	0.47243
1983	0.48458	0.44575	0.44470	0.45391	0.51630	0.40067	0.45404
1984	0.47984	0.45003	0.45393	0.44462	0.49793	0.44488	0.52254
1985	0.37324	0.39393	0.40447	0.48607	0.46170	0.36378	0.37865
1986	0.41052	0.44342	0.44381	0.42506	0.44755	0.46055	0.55516
1987	0.39395	0.39797	0.45390	0.44843	0.47366	0.45226	0.36279
1988	0.42423	0.42108	0.41351	0.45332	0.45195	0.51396	0.42398
1989	0.42960	0.39197	0.42990	0.41683	0.44468	0.44144	0.57752
1990	0.38238	0.39681	0.39447	0.38766	0.38156	0.43235	0.42165
1991	0.46248	0.39197	0.37574	0.38987	0.33469	0.40009	0.42874
1992	0.40503	0.42741	0.35400	0.36662	0.38521	0.45153	0.42364
1993	0.47039	0.38875	0.35483	0.36501	0.38299	0.40084	0.50417
1994	0.45978	0.39824	0.37705	0.40113	0.35391	0.46146	0.46178
1995	0.49511	0.40598	0.37416	0.39625	0.36979	0.42383	0.42327
1996	0.47214	0.43100	0.39640	0.38575	0.32846	0.44754	0.54190
1997	0.70961	0.52912	0.40040	0.41624	0.42416	0.42326	0.48041
1998	0.79980	0.57835	0.45801	0.49449	0.49303	0.40290	0.41035
1999	0.50296	0.43527	0.43765	0.43361	0.39086	0.32722	0.21189
2000	0.56910	0.45697	0.44491	0.40032	0.44967	0.41171	0.26829
2001	0.50654	0.45585	0.42634	0.40980	0.37108	0.37599	0.49356
2002	0.55484	0.51453	0.41865	0.42186	0.44311	0.36117	0.51410
2003	0.54695	0.44991	0.41888	0.41331	0.41354	0.60283	0.17280

<부표 IV-3> 연도 및 가구원수별 자연대수 가구소득의 가중치 $\omega_i(n)$
(단위: %)

연도	가구원수 (n)						
	2	3	4	5	6	7	8이상
1982	7.04	16.34	29.64	23.38	13.67	6.13	3.79
1983	8.91	17.44	28.80	22.06	13.56	5.72	3.51
1984	9.01	17.27	30.73	23.55	11.97	4.56	2.91
1985	9.34	17.50	32.99	22.77	11.10	4.13	2.17
1986	9.24	19.65	31.94	21.86	11.07	4.36	1.88
1987	10.64	20.10	33.41	22.67	7.68	4.30	1.19
1988	8.94	21.76	36.82	20.48	8.01	2.83	1.16
1989	9.33	20.22	38.43	19.42	8.77	2.69	1.15
1990	9.01	20.12	38.31	19.84	8.62	2.87	1.23
1991	8.81	20.61	38.24	20.24	8.37	2.64	1.08
1992	9.18	21.16	39.37	19.49	7.77	2.15	0.87
1993	11.63	22.66	41.38	16.41	5.27	1.74	0.93
1994	12.34	23.20	39.68	17.17	4.73	1.80	1.07
1995	13.11	23.52	40.15	16.10	4.77	1.63	0.72
1996	14.56	23.62	40.75	15.16	3.99	1.28	0.64
1997	15.42	24.68	40.13	13.29	4.48	1.52	0.47
1998	14.61	24.35	41.46	13.74	4.14	1.32	0.38
1999	15.41	24.52	41.11	13.60	3.94	1.17	0.25
2000	17.42	23.62	41.96	11.52	3.89	1.30	0.29
2001	17.64	26.59	39.57	11.71	3.31	0.88	0.30
2002	20.06	26.61	38.01	11.34	3.16	0.56	0.25
2003	19.22	25.20	40.37	11.66	2.80	0.71	0.05

사회보장정책의 장기 재정지출 소요 추정과 정책방향

김종면 · 성명재

본 연구에서는 우리나라 가구소득의 특성을 찾아내어 이를 이용하여 향후 소득분포의 장기전망을 제시하고, 사회보장정책 중 우리나라 저소득층 지원정책의 대표적인 제도인 기초생활보장제도의 지출 증가 전망을 시도하였다. 본 보고서의 주요 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 우리나라 도시가구 소득분포의 중요한 특성으로 가구소득이 자연대수 정규분포를 따른다는 사실을 본 보고서에서 확인하였다. 이는 김종면·성명재(2003)에서 이미 밝힌 사실이지만, 본 보고서에서는 가구소비실태조사 자료를 이용하여 그들의 결과를 확장하였다. 즉 2인 이상 도시지역 근로자가구뿐만 아니라 자영업자의 소득을 포함한 경우에도 2인 이상 가구의 소득분포가 대체로 자연대수 정규분포라는 사실을 확인하였다. 이는 전 가구의 소득분포는 물론, 각 연령별 분포 및 가구규모별 분포에서도 성립한다는 사실을 밝혔으며, 특히 1인가구의 경우에는 35세를 기준으로 2개의 소표본으로 분할하면 분할표본이 역시 자연대수 정규분포임을 확인하였다. 이로써 우리나라 가구소득분포는 연령 및 가구규모별 계층으로 분할하였을 때, 대부분의 경우 자연대수 정규분포의 조합으로 표현할 수 있음을 확인하였다.

둘째, 소득분포가 연령 및 가구규모별로 자연대수 정규분포라는

사실 확인에 그치지 않고, 장래 소득분포를 전망할 수 있도록 이러한 특성을 이룬 형태로 정리하여 계량화된 소득분포 모형을 제시하였다. 이에 따라 경제성장률과 지니계수의 장기 증가율 등 기초적인 가정을 설정하고, 장래인구추계로부터 가구 전망을 도출하면 연령별 소득분포와 가구규모별 소득분포를 전망할 수 있음을 보였다. 또한 이러한 모형을 이용하여 최초로 우리나라 소득분포의 장기 전망을 제시하였다.

셋째, 본 보고서에서 도출한 소득분포의 장기 전망을 이용하여 역시 최초로 저소득층 지원정책의 장기 전망에 성공하였다. 우리나라 저소득층 지원정책을 대표하는 기초생활보장제도 중 기초생계급여 추이의 분석은 장래의 소득분포를 명시적으로 감안할 필요가 있기 때문에 지금까지는 시도되지 못하였던 과제였다. 기초생활보장지출이 외환위기 이후 국민연금이나 건강보험 등 다른 주요 사회복지장정책 지출보다 더 빠른 속도로 증가하고 있다는 사실을 생각하면, 기초생활보장 지출의 장기 증가 추이의 윤곽을 제시하였다는 것은 중장기 국가재정 기획에도 중요한 기여라고 사료된다.

이러한 주요 결과에 따라 도출되는 정책 시사점은 세 가지로 요약할 수 있다. 첫째, 기초생계보장 지출의 장기 지출 추이를 전망한 결과, 예상되는 지니계수의 장기 증가 추세에 따라 GDP 성장률보다 2~2.5배 정도 높은 수준의 증가율을 유지할 것으로 전망되었다. 이는 건강보험 등 다른 사회복지장정책의 지출 증가율을 약간 상회할 정도로 높은 수준이므로, 중장기 재정기획에서는 이 사실을 반영하여 다른 부문과의 재원배분 조정을 효율적으로 할 필요가 있을 것으로 사료된다.

둘째, 지니계수가 불변인 경우에 기초생계급여 지출의 장기 증가율은 GDP 성장률 수준으로 수렴될 것으로 판단된다. 그러나 선진국의 과거 20~30년의 경험에 비추어볼 때 지니계수가 일정 수준에

머물기보다는 지속적으로 완만한 증가 추이를 보일 가능성이 높다고 판단되며, 그런 경우에는 기초생계급여 지출의 증가율이 GDP 성장률보다 최악의 경우 2.5배 수준까지 큰 폭으로 높아질 가능성이 있다고 예상된다. 따라서 관련정책에서는 소득분배의 악화를 방지하기 위한 노력을 배가할 필요성도 지적하고 싶다.

셋째, 1인가구의 소득분포를 보면 36세 이상 1인가구의 빈곤율이 다른 가구에 비해 2~3배 높은 수준인 것으로 추정된다. 이는 바로 장년층 및 독거노인의 사례에 해당된다고 볼 수 있으며, 35세 이하의 젊은 1인가구주는 반대로 상대적으로 빈곤율이 매우 낮은 계층으로 추정되었다. 향후 1인 가구의 비중이 지속적으로 증가하고, 이들의 대부분은 사회의 고령화 추세를 반영하여 35세 이상 가구주 중 50대와 60대 가구주일 것으로 전망된다. 이들에게는 저소득층 정책의 시각에 국한되지 않고, 고령화 및 취약계층 정책 등 다각도의 복합적 시각에서 정책 접근을 계속할 필요가 있을 것으로 사료된다.

<Abstract>

Social Security Policy: Long-term Expenditure Projections and Policy Directions

John M. Kim and Myung Jae Sung

We attempt a long-term expenditure projection for the Basic Livelihood Guarantee System, which by itself arguably represents Korea's public policy for low-income household support. The salient findings in this report can be summarized as follows.

First, we confirmed that an important characteristic of urban household incomes in Korea is that they are log-normally distributed. This finding was previously reported by Kim and Sung (2003), but we extend their results using the Household Consumption Survey Data. The latter dataset allows us to verify that household incomes are log-normally distributed not only for urban wage-earning households with 2 or more members, but also for non-single urban proprietors's households. This property holds for subsamples of households partitioned by age of head of household and also by size of the household, as well as for all households regardless of age or size. In particular, we report that incomes

of single households can also be decomposed into log-normal distributions by partitioning the households into those aged 35 or less and 36 or over. In summary, we were able to confirm that household income distributions can be characterized as log-normal or as unions of log-normal distributions of households by size or age of the head.

Second, not satisfied with merely verifying that household income distributions by age of head or household size can be characterized as log-normal, we construct a formal, quantified framework that shows how household income distributions can be combined or partitioned by age of head or household size. Using this framework, we show that it is possible to forecast household income distributions by age of head, given basic assumptions of future GDP growth rates and household projections, in turn derived from population forecasts. We use such a model to produce for the first time a long-term projection of household income distributions for Korea.

Third, we were able to use the forecast household income distribution to produce the first long-term projection of public expenditures for low-income household support. Up to now, this was a task that had remained unaddressed because it required that future income distributions be explicitly incorporated into the analysis. Recalling that the Basic Livelihood Guarantee System (BLGS) has seen its expenditures grow at a faster rate than either the National Pension or the Health Insurance since the financial crisis of 1997, the fact that we were able to provide at least a rough

estimate of how BLGS spending will grow over the long-term can be counted as a significant contribution to long-term fiscal planning.

The policy implications that follow from these key results are threefold. First, our projection of long-term BLGS expenditures show that, depending on how fast the Gini index is assumed to rise over the long-term, BLGS expenditure growth will take place at rates that are 2 to 2.5 times higher than nominal GDP growth. As such a forecast exceeds the growth rates currently foreseen for the National Pension or the Health Insurance systems, long-term fiscal planning efforts should take appropriate care to ensure that inter-sectoral resource allocations reflect this newly identified large fiscal burden.

Second, BLGS expenditure growth rates are expected to converge to the level of GDP growth rates over the long-run, if the Gini index remains constant. However, the past several decades' experiences of other OECD countries show that the Gini index is more likely to show a gradual increase over the long-run than remain at the current level. If so, in the worst case BLGS expenditures will steadily increase at rates that are about 2.5 times that of GDP growth, a prediction that warrants redoubled efforts by public policy to prevent deterioration unfavorable to equity in the household income distribution.

Third, examination of single household incomes show that the poverty rate among single householders aged 36 or above

are 2 to 3 times as high as other households, a result that brings to mind the increasing concern over deteriorating incomes among the elderly and those approaching retirement age. In contrast, the poverty rate among single householders aged 35 or less was found to be very low. Current projections show that the number of single households will continue to increase, with most of the increase taking place among single households aged 36 or above and specifically concentrated around those in their 50s or 60s. Support from public policy to this group should thus reflect not only the perspective of policies for supporting low-income households, but should reflect a more diverse set of approaches reflecting other policy perspectives as well, including population aging and support for marginalized groups.

<著者略歴>

金 宗 勉

서울대학교 경제학과 졸업
미국 Chicago대 경제학 박사
현, 한국조세연구원 전문연구위원

成 明 宰

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

研究報告書 04-02

사회보장정책의 장기 재정지출
소요 추정과 정책방향

2004년 12월 24일 인쇄
2004년 12월 31일 발행

저 자 김종면·성명재
발행인 최 용 선
발행처 한국조세연구원

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

등 록 1993년 7월 15일 제21-466호
조판및 일 지 사
인 쇄

© 한국조세연구원의 2004

ISBN 89-8101-776-0

* 잘못 만들어진 책은 바꾸어 드립니다.

값 9,000원