



KERI Insight

인구·가구특성의 변화가 소득분배구조에 미치는 영향 분석 연구

: 무직가구, 부녀자가구 특성 및 인구고령화를 중심으로*



성명재
홍익대학교 경제학부 교수
(mjaesung@hongik.ac.kr)

본 연구는 미시모의실험 기법을 활용하여 경제적 요인과 경제외적 요인이 소득불균등에 미치는 영향을 분석하는 데 주안점을 두었다. 실업가구에 대한 대리변수로 무직가구, 이혼이나 저출산·고령화 등의 영향 분석을 위해 부녀자가구와 노인가구를 통제변수로 사용하여 이들 가구의 비중 변화가 소득불균등도에 미치는 영향을 모의실험을 통해 지니계수를 기준으로 추정하였다. 무직가구 비율과 노인가구 비율은 소득불균등도와 정(+)의 관계가 존재하는 것으로 분석되었다. 부녀자가구의 경우 종전에는 해당 가구비율의 상승이 소득불균등도 확대에 기여하였으나 최근에는 그 효과가 유의미하지 않은 수

준으로 작아진 것으로 분석되었다. 가구주가 경제활동연령에 해당되는 무직가구의 경우 해당 가구의 비율이 증가하면 소득불균등도를 확대시키지만, 소득불균등도를 확대시키는 한계기여도는 시간이 경과하더라도 종전과 비슷한 수준인 것으로 분석되었다. 이와 달리 노인가구의 경우에는 시간이 경과할수록 노인가구 비율의 증가가 지니계수를 확대시키는 한계기여도는 점차 커지고 있는 것으로 분석되었다. 이는 노인빈곤가구의 빈곤갭이 확대되고 있음을 시사한다. 소득분배구조의 안정화를 위한 정책을 전개함에 있어서는 노인복지 문제가 중요할 수 있음을 시사한다.

* 본 연구는 성명재의 2001년도 연구(『소득분배 변화 추이와 결정요인 분석: 도시가구를 중심으로』, 연구보고서 01-01, 한국조세연구원)를 모태로 연구방법론을 확장·개선하고 연구자료를 업데이트하여 작성하였음.

1. 서론

본 연구는 미시모의실험(micro-simulation) 방법을 이용하여 일반가계의 인구학적 가구특성 변화가 소득분배 구조에 미치는 영향 분석을 주된 목적으로 한다. 구체적으로는 무직가구 비율, 부녀자가구 비율, 노인가구 비율 등을 주된 분석대상으로 한다.

최근의 소득분배 관련 연구들의 연구결과를 집약해보면, 1990년대 중반 이후 우리나라 가계의 소득불균등도가 빠르게 증가하다가 최근 안정적인 모습을 보이고 있다고 한다. 소득분배구조에 영향을 미치는 경제적 또는 경제외적 여건(예: 실업률 상승에 따른 무직가구 비중 증가, 이혼·배우자 사망·미혼모 증가 등에 따른 부녀자가구 또는 편부모가구 비중 증가, 인구고령화에 따른 고령가구 비중의 급증 등)이 매우 빠르게 변화하고 있다. 이들 요인들의 변화가 소득분배구조에 미치는 영향도 점차 확대되고 있는 것으로 추정된다.

흔히 소득분배구조의 변화는 경제적 요인에 의해 주도된다고 생각하는 경향이 있다. 경제외적 요인의 변화도 소득분배구조에 미치는 영향이 무시할 수 없을 정도로 클 것으로 생각된다. 그러나 우리는 경제적인 요인에 의해 소득분배구조가 영향을 받으며, 비경제적 요인·특성이 변화함에 따라 소득분배구조가 변화하고 있는 현실을 제대로 인식하지 못하는 경향이 있다. 이로 인해 소득분배 구조 변화의 동인(動因)에 대해 제대로 인식하지 못하거나 또는 잘못된 판단을 내림으로써 분배구조 개선을 위한 정책대안을 모색함에 있어 적절하지 못한 정책방안을 도출할 가능성이 상존한다. 정책오류 가능성을 원천적으로 방지하기 위해서는 소득분배구조의 변화에 대한 올바른 이해와, 경제적 요인은 물론이고 간과하기 쉬운 경제외적 요인에 의한 분배구조 영향·효과에 대한 기초연구가 필요하다.

본 연구는 경제적 요인은 물론이고 경제외적 요인이

소득불균등도에 미치는 영향을 추정함으로써 소득분배 구조 변화의 주요 동인별 변화 기여도를 분석하고자 한다. 경제적 요인 가운데 실업률 상승에 따른 무직가구 비중 증가, 비경제적 요인 가운데 인구학적 특성 변화(예: 이혼·배우자 사망·미혼모 증가 등에 따른 부녀자가구 비중 증가, 인구고령화에 따른 고령가구 비중의 급증 등)에 의한 소득분배 영향을 표본가중치 조정을 전제로 한 모의실험을 통해 추정한다. 그럼으로써 소득분배구조에 대응한 정부의 재분배 정책방향 수립을 위해 정책시사점 및 기초정보자료를 제공하여 정부 정책 수립·집행에 기여하고자 한다.

본 연구에서는 상대소득격차에 대한 용어를 정의함에 있어 ‘소득불평등’이 아닌 ‘소득불균등’을 사용한다. (상대)소득격차를 의미하는 영어 원문 income inequality는 본래의 의미상 ‘불평등’을 의미하지 않는다. 그러나 우리나라에서는 그동안 ‘불평등’으로 오역되어 관행적으로 널리 사용되어 왔다. 불평등이라 함은 상당한 정도 주관적 가치판단이 개입된 의미를 지닌다. 그러나 실제로 income inequality를 측정하는 각종 지표 어디를 보아도 소득의 균등한 정도 또는 불균등한 정도를 측정할 뿐 평등·불평등과 관련된 부분은 없다. 이점에 주목하여 본 연구에서는 영어 원전에 보다 충실할 뿐만 아니라 의미상 더 정확한 의미를 지니는 소득불균등도를 사용한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 주요 요인별 소득불균등 기여도를 분석한 기존의 관련 연구를 고찰한다. 아울러 가구특성 변화의 소득불균등 영향을 분석하기 위한 분석방법과 분석자료를 소개한다. 지난 30여 년간 소득불균등도의 변화추이도 살펴본다. 제Ⅲ장에서는 무직가구 비율을 포함하여 부녀자가구와 노인가구의 가구특성 변화가 소득불균등도에 미치는 영향을 추정·분석한다. 제Ⅳ장에서는 경제적 또는 경제외적 요인이 소득불균등도에 미치는 영향 분석결과를 토대로 정책 시사점에 대해 간략히 논의한다.

II. 소득불균등도의 변화추이

1. 기존 연구 고찰

소득불균등도에 대한 연구는 비교적 풍부하지만 소득 분배구조(또는 소득불균등도)의 결정요인이나 인구학적 특성·요인 변화 효과를 분석한 연구는 별로 없다. 이와 직접적인 관련성은 크지 않지만 부분적으로 소득종류별·소득원천별 또는 특정 집단 간·집단 내 소득불균등도 요인분해(inequality decomposition by factor components or groups) 등을 연구한 연구는 다수 존재한다. 연구 방법론상 소득불균등도(income inequality)의 분해방법에 대한 기초연구로는, 전자의 경우 Fei et al.(1978), Shorrocks(1982), Lerman and Yitzhaki(1994) 등이 대표적이다. 후자의 경우에는 Shorrocks(1984)와 Silber(1989) 등이 대표적이다. 이들 분해방법 등을 응용하여 우리나라에 적용한 연구들을 간략히 정리하면 다음과 같다.

전자와 관련하여, 정진호·최강식(2001)은 소득원천별 분해 및 가구주 연령, 학력 등의 요인 별 분해를 통해 소득원천 및 가구주 연령 기준의 인구구조 변화가 소득불균등도의 변화에 기여한 부분을 분석하였다. 구인회·임세희(2007)는 소득원천별 분해를 통해 시계열적으로 근로소득이 소득불균등도에 미친 영향을 추정하였다. 손병돈(2009), 김진욱·정의철(2010), 박상우·김상환(2013)은 Lerman·Yitzhaki 분해를 통한 소득원천별 소득불균등도 변화 기여도를 분석하였다.

후자와 관련하여, 남상섭 외(2005)는 Shorrocks (1984) 분해를 통한 연령집단 내·연령집단 간 소득불균등도의 변화를 분해하고, 이를 두 시점 간에 차분(differencing)하여 요인별 소득불균등도 변화 기여도를 분석하였다. 정의철·김진욱(2007)은 연령·학력, 취업자 수 등의 가구특성

을 기준으로, 대수편차평균(MLD: mean log deviation) 지수를 집단 간·집단 내 불균등도로 분해하고 두 시점 간에 차분하여 분석하였다. 학력, 연령 효과 등의 요인별 소득 불균등도 변화기여도를 분석하였지만 본격적으로 인구고령화 등의 소득불균등도의 변화기여도를 분해·추출하는데 이르지지는 않았다. 정광수(2000)는 중심소득순위라는 새로운 개념의 소득불균등 지수를 기준으로 가구특성(가구원 수, 취업인 수, 가구주 연령 등)별 소득불균등 변화를 분해하여 분석하였다.

연령집단 등 인구학적 요인변화가 소득불균등도에 미치는 영향을 추정된 외국문헌도 다수 존재한다. Chu and Jiang(1997)은 Fei et al.(1978)의 지니계수 분해방법을 응용하여 연령집단 간 비중변화를 기준으로 지니계수를 분해하여 연령집단 간 표본비중의 시계열적 변화와 지니계수 변화기여도를 연도별로 추정하였다. Barrett, Crossley, and Worswick(2000)은 호주를 대상으로 연령그룹을 구분하고 Atkinson 지수를 분해하여 연령집단 간·연령집단 내 소득불균등도를 추정하였다. 시간이 경과함에 따라 연령집단 간 Atkinson 지수의 비중이 완만하게 증가하는 추세를 보인다는 결론을 도출하였다. Chevan and Stokes(2000)는 미국의 주요 광역도시(metropolitan areas) 등을 중심으로 1970~1990년 기간을 대상으로 부녀자가구주가구, 노인가구, 실업가구 비율 등 각종 가구특성의 변화가 지니계수에 미친 영향을 회귀분석을 통해 통계적 유의성을 검정하였다. 부녀자가구주가구 비율의 변화가 지니계수에 대한 회귀분석 계수추정결과가 통계적으로 유의하게 추정되었다. 실업가구 비율, 고령자가구 비율도 부분적으로 유의한 것으로 추정되었다.

소득불균등도의 요인별 변화 기여도나 결정요인을 분석한 연구 중에서는 상기 연구에서 분해방법을 이용하여 분석한 것과 차별화하여 Chevan and Stokes(2000)와

6) 중국의 환율과 중국의 수출입을 검토한 논문의 예는 Ahmed(2009), Garcia-Herrero and Koivu(2009), Baak(2011), Thorbecke and Smith(2010), Huh and Zhu(2014) 등이 있다.

7) WTO의 자료는 이 추세를 다음과 같이 요약하고 있다. "In 2000, on the eve of its access to the WTO, China began to emerge as the third economic giant. The country entered the arena with strong production linkages to the Republic of Korea and Chinese Taipei. It then gained access to Japanese supply chains through the latter."(p.74, WTO and IDE-JETRO, 2011)

유사하게 회귀분석을 응용한 연구도 있다. 윤기중(1999)은 회귀분석 방법을 응용하여 소득유형별 특성을 파악하고 이를 토대로 상이한 시점 간 비교상태분석을 통해 근로소득과 재산소득이 소득불균등도의 변화를 대부분 설명한다는 결론에 도달하였다. 김연희·이희선(2009)은 회귀분석을 통해 경제적 요인, 노동사회요인, 조세요인, 복지정책 요인의 네 가지를 대상으로 소득불균등도의 결정요인을 분석하였다.¹⁾ 이와 유사한 분석틀 하에서 Zhong(2011)은 중국 농촌지역에서 인구고령화가 소득불균등도에 미치는 영향을 회귀분석을 이용하여 분석하였다. 다만 이들의 연구는 인과관계 분석이나 여타의 인구학적 요인 분석에는 이르지 못하였다.

상기 연구들의 공통점은 대부분 소득불균등도의 분해 방법 등을 이용하여 상이한 시점 사이의 소득불균등도 변화를 요인별로 차분하여 분석하는 방법을 취하고 있다는 것이다. 이런 방법을 통해 인구학적 요인변화 등을 포함하여 다수 요인별 소득불균등도의 변화추이를 추정하였다. 그렇지만 두 시점 사이의 요인별 지수 차이만을 추정할 뿐, 명시적으로 인구학적 요인별 소득불균등도의 한계 기여도 분석에는 이르지 못하고 있다.

성명재·박기백(2009)의 연구에서는 가구주 연령별 표본가중치를 시계열적으로 변화시키는 방법을 이용하여 인구고령화가 소득불균등도에 미치는 영향을 분석하였다. 두 시점 사이에는 소득변수와 가구주 연령대별 표본가중치가 동시에 변화한다. 이들은 상기의 변화를 2단계로 구분하여 분석하였다. 1단계에서는 소득변수를 초기시점에 고정시키는 대신 가상적으로 연령별 표본가중치를 목표연도의 가중치로 변화시키고, 2단계에서는 가

중치가 (목표연도에) 고정된 상태에서 소득변수를 변화시키는 방법을 통해 중간단계에서 관찰되지 않았던 가상적인 상태의 소득분배상태(초기연도의 소득변수+목표연도의 표본가중치의 결합)를 추정하는 방법을 제안하였다. 이들의 연구가 인구고령화의 소득불균등 기여 효과를 본격적으로 분석하였다는 점에서 상기의 연구들과 차별성을 지닌다. 아울러 이들의 연구는 인구구조를 포함하여 각종 인구학적 요인의 변화가 소득불균등도에 미치는 한계영향을 분석하고자 하는 본 연구의 연구방법론에 시사하는 바가 크다.²⁾

본 연구는 특정 가구특성 변수에 대한 표본가중치 값을 조정하여 모의실험을 통해 영향력을 추정하는 상기 연구의 연구방법론을 일부 차용하여, 가구특성의 변화가 소득불균등도에 미치는 영향을 추정·분석한다. 무직가구, 부녀자가구, 노인가구 등의 비율 변화가 소득불균등도에 미치는 영향을 미시모의실험(microsimulation)을 통해 분석한다. 이런 점에서 본 연구는 Chevan and Stokes(2000)의 연구와도 차별화된다. 본 연구의 구체적인 분석방법에 대해서는 아래에서 간략히 살펴본다.

2. 분석자료와 분석방법

가. 분석자료

1982~2013년의 통계청 가계동향조사(HIES: Household Income and Expenditure Survey)의 원시자료를 연간화한 자료를 사용한다.³⁾ 통계청 가계동향조사자료는 가구주 및 가구원 정보와 주거형태, 교육·학력, 연령, 성별, 종사상 지위, 직업, 종사업종 등 다양한 인적특

1) 이들의 연구에서 회귀분석 시 종속변수와 설명변수 사이에 잠재적으로 내생성이 존재할 수 있는 것으로 추정된다. 만약 내생성 문제가 존재한다면 도구변수법 등 여타의 분석방법이 요구된다.
 2) 본 연구의 분석결과를 먼저 살펴보면, 인구고령화는 노인가구 비율의 상승을 의미하고 이는 소득불균등도를 확대시킨다. 이는 방법론상 성명재·박기백(2009)의 연구와 차별화된 방법으로 분석하였으나, 두 연구의 분석결과의 결과가 서로 동일한 결과를 나타내고 있어 두 연구의 결과가 일맥상통함을 유추할 수 있다.
 3) 가계동향조사자료는 본래 월단위로 작성되며, 분기단위로 제공된다. 분기자료의 연간화를 위해 4개분기의 자료가 모두 존재하는 가구만을 대상으로 하고, 하나 이상의 분기에서 자료가 누락된 가구는 연간화 대상에서 제외하였다. 이는 Sung (2002)에서 가계동향조사자료를 대상으로 분석한 결과 분기자료의 경우 계절성이 존재하는 것으로 판정된 데 근거한다. 따라서 가계동향조사자료 분기자료의 경우 계절성(seasonality)이 존재하기 때문에 누락된 분기자료의 소득·소비정보를 다른 분기의 자료로 추정할 수 없기 때문이다. 이 경우 4개 분기자료가 모두 존재하는 가구만을 대상으로 하면 불가피하게 선택편의(selection bias)가 발생한다. 이 역시 Sung (2002)에서 검정한 결과에 기반을 둔다. 선택편의를 제거하기 위해 성명재(2002, <부록 1>의 제4절, 173쪽)에서 제안하였듯이 근린추정법(nearest neighbor estimation)을 활용하여 누락된 가구의 표본가중치를 일정한 기준에 의해 가장 가까이에 위치한 표본가구에 이전하는 방법을 이용하였다. 이에 대한 상세한 내용은 각각 Sung (2002)와 성명재(2002)를 참조하기 바란다.

성 정보와, 가구의 소득 및 소비지출 전반에 걸쳐 상세한 정보를 제공하므로, 소득 및 소비지출 특성을 분석함에 있어 매우 풍부한 정보를 제공해준다.⁴⁾ 따라서 본 연구와 같이 소득불균등도와 가구특성 변화에 따른 영향을 분석하는 경우 동 자료는 필요한 정보를 풍부하게 제공하므로 분석에 적합한 자료인 것으로 판단된다.

가계동향조사자료는 1982년부터 원시자료가 제공되고 있다. 분석대상기간은 원시자료가 이용 가능한 1982년부터 가장 최근 시점인 2013년까지를 대상으로 한다.

가계동향조사자료는 기간별로 자료의 포괄범위가 상이함에 유의할 필요가 있다. 1982~2002년 동안은 2인 이상 도시지역에 거주하는 가구(도시가구), 2003~2005년 동안은 2인 이상 전국단위의 가구(전국가구), 2006~2013년의 경우에는 1인 가구까지 포함한 전국단위의 자료를 대상으로 자료가 구축되어 있다.⁵⁾

아래에서는 편의상 HIES를 가계동향조사자료에 대한 약칭으로 사용한다.

나. 분석방법

지니계수는 로렌즈곡선(Lorenz curve)으로부터 도출된다. 보다 구체적으로는 45도선 아래의 도형 면적을 분모로 하고, 45도선과 로렌즈곡선 사이의 도형 면적을 분자로 하는 비율로 정의된다. HIES 자료는 층화무작위추출(stratified random sampling)방법으로 추출된 표본자료이므로 가구별로 표본가중치가 상이하다. 이러한 배경 하에서 지니계수를 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\text{지니} = 1 - 2 \int_0^1 L(y, w) dy = 1 - 2 \int_0^1 L(y) dy \quad (1)$$

여기서 $L(y, w) = L(y)$ 는 로렌즈곡선, $w = w(y)$ 는 표본가

중치, y 는 전가구의 총소득을 분모로 하여 환산한 해당 가구의 소득비율을 나타낸다. 지니계수는 소득의 상대수준만을 고려하므로 명목소득 대신 소득비율을 사용하여도 아무런 문제가 없다. 본 절에서 소득비율을 사용하는 것은 동 자료가 층화무작위표본이기 때문에 표본가중치를 사용하는 경우 소득비율로 표시하는 것이 편리하기 때문이다.

HIES 자료가 n 개의 가구($i=1, 2, \dots, n$)로 구성되어 있으며, 표본은 특정한 그룹(G)과 여집합(G^c)의 분할(partition)로 구성되어 있다고 하자. 전체가구의 표본가중치의 합은 1이므로 다음의 관계가 성립한다.

$$\sum_{i=1}^n w_i = \sum_{i \in G} w_i + \sum_{i \in G^c} w_i \equiv w^G + w^{G^c} = 1 \quad (2)$$

만약 각 가구유형 내 소득 y 에는 아무런 변화 없이, (인구학적 측면에서) 가구특성만 변화하여 특정그룹 G 에 귀속되는 가구의 비율이 변하는 경우에는 w 가 $w^* = w^*(y)$ 로 변화한다. 이 때 식 (1)에 내재되어 있는 로렌즈곡선은 $L(y, w) = L(y)$ 에서 $L(y, w^*) = L^*(y)$ 로 변화한다. 따라서 지니계수의 값도 변화한다. 가상적으로 특정그룹 G 에 귀속되는 가구의 표본가중치(의 합), 즉 $w^G (= 1 - w^{G^c})$ 를 임의적으로 1% 수준에서 30%(또는 50%) 수준으로 1%p씩 변화시킨 후 이를 토대로 모의실험(simulation)을 통해 각각에 대응하는 지니계수를 추정할 수 있다. 이 때 G 의 가상적인 표본가중치와 지니계수의 관계를 단순회귀분석을 통해 추정하면 표본가중치 1%p당 평균적인 지니계수의 변화량을 구할 수 있다.⁶⁾ 회귀분석 대신 표본가중치의 변량 증분(1%p)당 지니계수의 변량 증분의 산술평균값으로 그 값을 구할 수도 있다. 그러나 양자의 차이가 사실상 거의 동일하기 때문에 본 연구에서는 회귀분석으로 평균값

4) 가계동향조사자료가 소득과 소비지출 등과 관련하여 풍부한 정보를 제공하지만 자산·부채 상황 등에 대해서는 정보를 제공하지 않고 있다.

5) 가계동향조사자료의 경우 농여가를 제외하고 있으며, 기타 숙박업경영가구 등 가구 내에 일반적인 가구원으로 보기 어려운 가구 등 일부를 제외하고 있음에 유의하기 바란다.

6) 이 때 회귀분석은 인과(causality)관계를 규명한다기보다는 사후적 상관관계를 나타내는 것으로 보는 것이 보다 적절한 것으로 판단된다. 한편 회귀변수인 임의의 표본가중치는 확률변수가 아니라 일정하게 주어진 숫자이므로 엄밀한 의미에서 본다면 단순회귀분석은 고전회귀모형(classical regression model)에 귀속된다고 볼 수도 있다. 그런 경우라면 더더욱 인과관계 등에 기반을 둔 내생성(endogeneity) 문제 등은 걱정할 필요가 없다.

을 추정한다. 이를 통해 가구특성의 변화를 G 의 표본가중치의 변화로 대변하는 경우, 가구특성의 변화가 지니계수에 미치는 한계적 변화를 상기 회귀분석을 통한 계수추정치의 값으로 유추할 수 있다.

아래에서는 각 가구특성을 무직가구(특히 경제활동가능연령인구, 65세 미만 기준), 부녀자가구주가구, 노인가구(60세 또는 65세 이상 가구)로 분류하고, 각각에 대해 모의실험을 통해 이들 특성의 가구비율 변화가 지니계수에 미치는 영향을 추정하고 회귀분석을 통해 단위당 한계 기여도를 추정한다.

3. 소득불균등도 변화추이

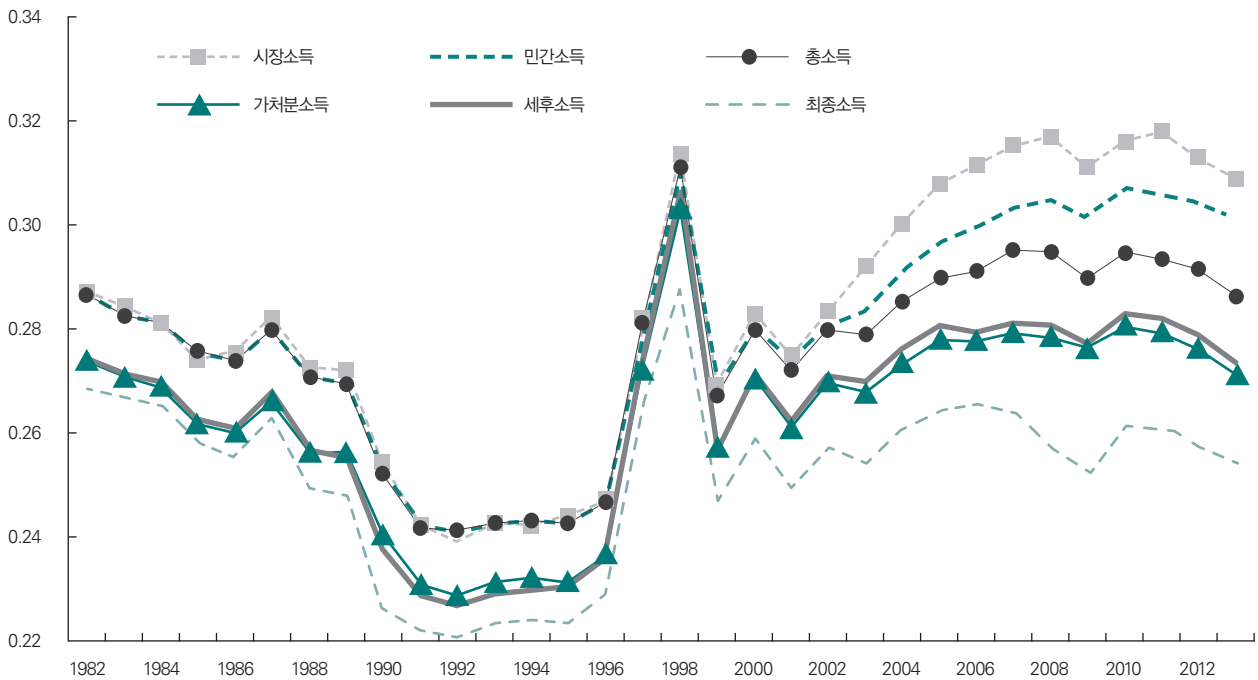
본 절에서는 소득불균등도 변화추이에 대한 이해 증진을 위해 성명재(2015)의 추정결과를 인용하여 지난 30여년간 우리나라 지니계수의 변화추이를 간략히 살펴본다.

〈그림 1〉은 성명재(2015)의 〈그림 2〉를 인용하였다. 〈그림 1〉에서 보듯이 지난 30여년간 우리나라 2인 이상 도시가

구의 소득불균등도를 나타내는 지니계수는 완만한 U자 형태의 모습을 나타내었다. 1980년대와 1990년대 초에 걸쳐 상대소득격차는 현격하게 축소되는 모습을 보였다. 그와 반대로 1990년대 중반 이후 2000년대 중반까지는 상대소득격차가 빠르게 확대되는 추세를 보였다. 이후 2000년대 말부터 최근(2013년)까지는 소득불균등도가 비슷하거나 다소 완만하게 축소되는 패턴을 보이고 있다. 이런 모습은 시장소득, 총소득, 가처분소득 등을 포함하여 여러 가지 유형의 소득 모두에서 거의 일치된 모습을 보이고 있다.

성명재(2015)도 지적하였듯이 지니계수의 변화방향은 소득 종류에 관계없이 매우 유사한 패턴을 보이는데, 시간이 경과할수록 소득 종류 간 지니계수의 거리가 완만하게 넓어지고 있는 것을 볼 수 있다. 여러 가지 요인이 있겠지만, 일차적으로 각 단계별 소득구성항목(예: 이전소득 등) 또는 소득차감항목(예: 소득세, 소비세 등)의 소득재분배 효과가 완만하게 커지고 있기 때문에 나타나는 현상으로 해석할 수 있는 것으로 생각된다.

〈그림 1〉 주요 소득종류별 지니계수 변화추이(HIES 2인 이상 도시가구 기준)



자료: 성명재(2015)의 [그림 2]에서 인용.

III. 인구·가구특성의 변화와 소득불균등도 영향

1. 무직가구 비율 변화의 소득불균등도 영향

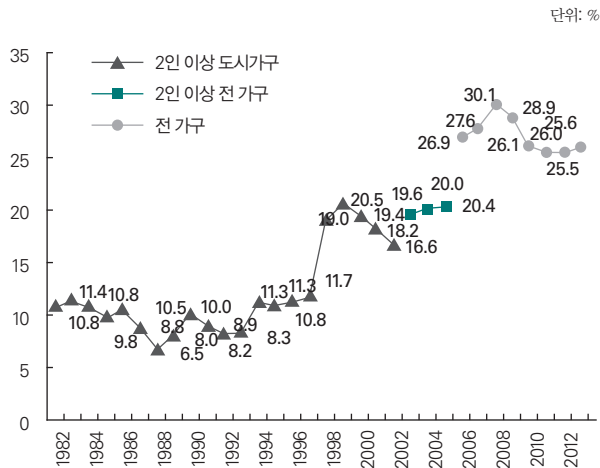
본 절에서는 무직가구 비율이 소득불균등도, 즉 지니 계수에 미치는 영향을 분석한다. 원론적으로는 실업가구 비율의 변화가 소득불균등도에 미치는 영향 분석이 흥미롭다. 그러나 HIES 자료는 실업가구 여부에 대한 정보가 없고, 대신 무직가구 여부에 대한 정보가 있다. 따라서 무직가구를 실업가구에 대한 대응, 또는 대리변수(proxy variable)로 사용하여 실업가구 대신 무직가구의 영향을 분석한다.

가. 무직가구 비율의 변화추이

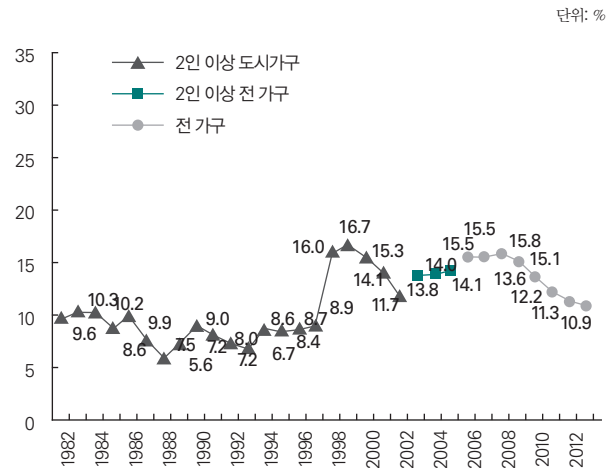
본 절에서는 무직가구가 소득불균등도에 미치는 영향을 분석한다. 무직가구가운데에는 은퇴연령기인 65세 이상 노인가구도 다수 포함되어 있다. 노인가구는 원천적으로 노동시장에 적극적으로 참여하기 어려운 가구가 다수이므로, 경제적 요인에 의한 무직가구의 소득불균등 영향을 분석하기 위해서는 경제활동가능연령인구 기준의 무직가구(65세 미만)를 대상으로 분석하는 것이 적절하다.⁷⁾ 따라서 본 절에서는 가구 연령 65세 미만 가구 중 무직가구를 대상으로 논의한다.

먼저 <그림 2>와 <그림 3>은 각각 HIES 자료를 대상으로 전체 무직가구 및 65세 미만 무직가구의 비율 변화추

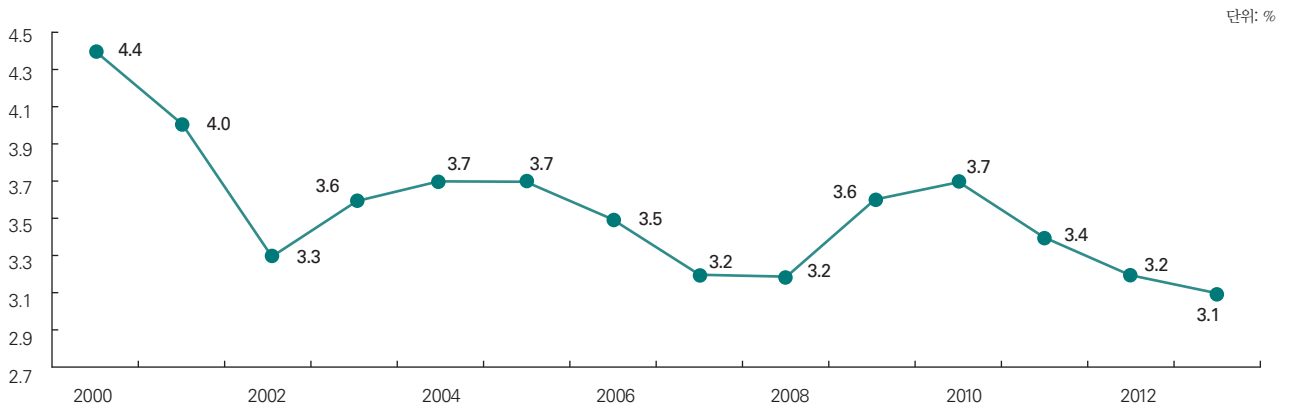
<그림 2> 무직가구 비율추이(HIES)



<그림 3> 65세 미만 무직가구 비율추이(HIES)



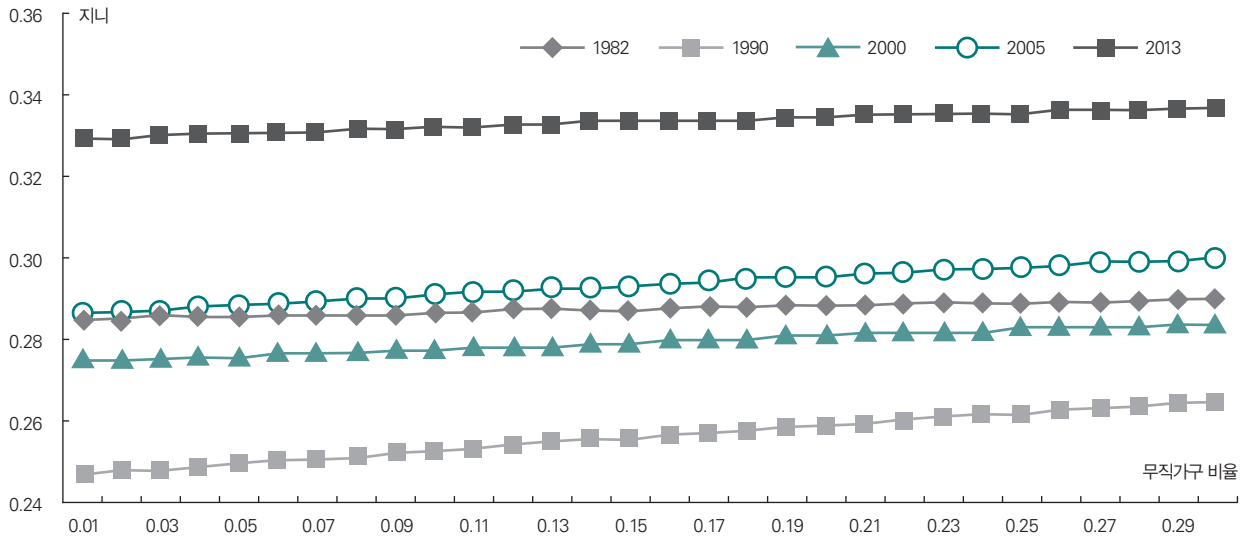
<그림 4> 실업률 변화추이(통계청)



주: 기본정보는 통계청의 통계DB 기준, 상세 정보는 <부표 1> 참조.

7) 성명재(2001)에서는 연령의 구분 없이 모든 무직가구를 대상으로 분석하였다는 점에서 본 연구와 차이가 있다.

〈그림 5〉 65세 미만 무직가구 비율의 임의적 조정 시 지니계수 변화(HIES)



주: 가구주가 65세 미만인 경제활동인구 대상의 가구 중 가구주가 무직인 무직가구의 비율을 1~30% 사이에서 1%p씩 조정할 경우 모의실험을 통한 지니계수 추정치 기준

이를 나타낸다. 기간에 따라 가구포괄범위가 차이가 있기 때문에 정확한 추이분석은 어렵지만, 〈그림 2〉에 의하면 대체로 무직가구 비율이 상승하는 추세를 보이고 있다. 다만 〈그림 3〉에서 보듯이 노인무직가구를 제외하면 과거에 비해 뚜렷하게 무직가구 비율이 더 높다고 보기는 어렵다. 〈그림 4〉는 통계청에서 집계한 최근의 실업률 동향이다. 실업률과 무직가구 비율 사이에는 상관관계가 상당히 높은 것을 볼 수 있다. HIES 자료는 기간별로 가구포괄범위가 상이한 만큼, 전 가구를 대상으로 하는 2006년부터의 기간을 대상으로 양자 사이의 관계를 보면, 경기변동에 따른 실업률 변화와 무직가구 비율의 변화추이가 상당히 유사한 것을 볼 수 있다.

나. 무직가구 비율 변화의 소득불균등도 영향

무직가구 비율의 변화가 지니계수에 미치는 영향은, 간접적으로 경기변동에 따른 실업률의 변화가 지니계수에 미치는 영향과 관련성이 높다고 할 수 있다. 1982~2013년의 HIES 자료를 대상으로 65세 미만 무직가구 비율을 가상적으로 1%에서 30% 사이에서 1%p씩 조정하였을 경

우 모의실험을 통해 지니계수를 추정하였다. 〈그림 5〉는 대표적인 몇 개 년도를 대상으로 추정결과를 보고하였다.

〈그림 5〉에서 보듯이 가상적으로 무직가구의 비율을 확대하면, 지니계수는 더 큰 값을 가지는 것으로 추정되었다. 다만 분석대상연도에 따라 지니계수 증가분의 크기, 즉 지니계수 기울기는 다소 상이하게 추정되었다.

〈그림 5〉에서 추정한 지니계수 모의실험 추정치를 기준으로 각 연도별로 지니계수 곡선의 기울기 평균을 추정하기 위해 단순회귀분석을 시행하였다. 2013년 자료를 기준으로 총소득 지니계수 값을 피회귀변수로 회귀한 회귀 분석결과는 아래와 같다.

지니계수 =	상수	+	계수	65세 미만 무직가구 비중 (3)
(계수값)	-0.0029047		0.0002566	
(표준편차)	(0.0000528)		(0.0000030)	
(t-값)	(-55.0245143)		(86.3006274)	
R ² (조정 R ²)	0.9962546		(0.9961208)	(표본 수 30)

식 (3)의 추정결과에 의하면, 2013년 현재, 65세 미만

무직가구의 비율이 1%p씩 증가하면 지니계수는 평균적으로 0.0002566지니p씩 증가한다고 할 수 있다. 이는 2013년 지니계수 값 0.33272의 0.077%에 해당한다. 예를 들어, 만약 65세 미만 무직가구 비율이 현재수준보다 5%p 증가하면, 지니계수는 0.33400으로 약 0.39% 증가한다고 할 수 있다. 이러한 방법으로 1982~2013년 기간 각각에 대해 회귀분석을 통해 기울기를 추정하면 <그림 6>과 같다.

<그림 6>에 의하면 가구주 연령이 65세 미만이면서 무직가구인 가구의 비율이 1%p 증가할 때마다 나타나는 지니계수의 한계증가분을 나타낸다. 1982~2013년 기간 동안 1986~1987년의 2개 년도를 제외하면, 상기의 한계증가분은 양(+)의 값을 나타내었다. 이는 무직가구 비율이 증가할 경우 지니계수도 함께 증가하여 소득불균등도가 확대됨을 시사한다. 기간별로는 1982~2002년 동안 2인 이상 도시가구의 경우 한계기울기 값은 대체로 0.0002~0.0006지니p, 2003~2005년의 2인 이상 전국가구는 0.0005~0.0007지니p, 2006~2013년의 전 가구는 0.0002~0.0009지니p의 값을 가지는 것으로 추정되었다. 기간에 따라 가구포괄범위의 차이가 있기 때문에 전 기간을 대상으로 상기 기울기 값의 변화가 어떤 패턴을 보이는지 분석하기는 어렵다. 특히 2006년 이후 전 가구 대상의 경우를 보면, 무직가구 비율이 실업률 변화추이와 비슷하게 움직인다. 뿐만 아니라 특히 2010년 이후에는 기울기 값이 무직가구의 비율과 유사한 형태로 하락하는 모습을 보이고 있다.

지니계수의 한계기여도(즉, 기울기)는, 빈곤갭의 크기를 간접적으로 반영해주는 것으로 해석할 수 있다. 이를 보면, 기울기의 값이 크다는 것은 무직가구 비율이 1%p 증가할 때마다 지니계수, 즉 소득불균등도의 증가분이 더 커진다는 것을 의미한다. 이는 간접적으로 무직가구의 빈곤한 정도를 나타내는 빈곤갭이 더 크기 때문에 무직가구 비율이 동일하게 1%p 증가하더라도 지니계수 확대 기여도가 더 커진다는 것을 의미한다. 그런 의미에서 기울기

값의 변화추이는 빈곤갭의 변화추이를 간접적으로 나타낸다고 볼 수 있다.

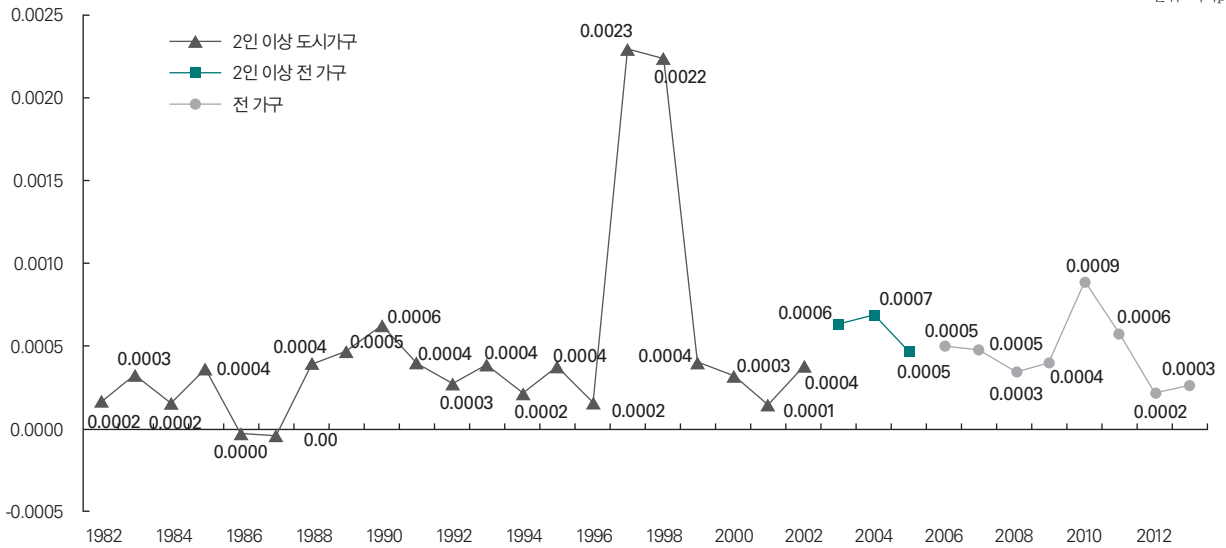
성명재(2015)는 가구주의 연령에 관계없이 무직가구 전체를 대상으로 무직가구 비율이 증가할 때 지니계수의 한계변화효과를 시계열적으로 추정하였다. 그 결과는 <부그림 1>과 같다. <부그림 1>에 따르면 시계열적으로 한계기여도(기울기 값)는 지속적으로 상승하는 추세를 보인다. 그에 반해 노인무직가구를 제외하고 분석한 본 연구의 추정결과(<그림 6>)에서는 시계열적으로 뚜렷한 패턴을 찾을 수 없다. 최근에는 경기변동(business cycle) 사이클에 따라 실업률 하락에 맞추어 기울기 값도 함께 하락하는 패턴도 일부 보였으나, 시계열적 관점에서 볼 때 뚜렷한 변화패턴을 찾기 어렵다고 할 수 있다. 오히려 전체적으로는 일정한 진폭을 보이면서도 무직가구 1%p당 지니계수 변화기여도가 대략 0.0005지니p 부근에서 안정적인 모습을 보인다고 하는 것이 보다 적절한 해석이라고 할 수 있다.

경기변동에 의한 실업률의 변동이 소득불균등도에 미치는 영향은 크게 실업률 수준과 실업률 1%당 지니계수 상승기여도의 곱으로 분해할 수 있다. 상기의 추정결과에 기초해보면, 실업률 단위당(예: 1%p)당 소득불균등도 확대기여도가 0.0005지니p 수준에서 안정적인 값을 가지는 만큼, 실업요인 등과 같이 경기변동에 의한 무직가구 비율의 변동이 소득불균등도에 미치는 영향은 실업률(또는 무직가구 비율)의 변화량에 평균적으로 비례하는 모습을 보인다고 할 수 있다.

본 연구와 달리 성명재(2001, 2015)의 연구는 노인가구를 포함하여 무직가구 비율을 임의적으로 조정하였을 때 모의실험을 통해 지니계수에 미치는 한계변화기여도(기울기)를 추정하였다. 그 결과, 기울기는 시계열적으로 계속 상승하는 추세를 보였다. 이들 연구와 상기의 분석결과 사이에는 일견 모순적인 결과가 존재하는 것처럼 보인다. 그러나 양자 사이에는 무직가구 대상 중 노인가구의 포함 여부가 다르다는 본질적 차이가 있다. 본 연구는 비

〈그림 6〉 65세 미만 무직가구 1%p당 총소득지니계수 상승 기여도 추이(HIES)

단위: 지나p



노인무직가구만을 대상으로 한다. 따라서 위의 두 가지 사항을 결합해보면, 노인무직가구를 포함하여 전체 무직가구를 대상으로 하면 무직가구 비율이 증가할 때 소득불균등도가 확대되는 단위당 기여도가 최근 시점에 가까워질수록 커지지만, 노인가구를 제외하면 소득불균등도 변화 기여도는 일정 수준에서 크게 변하지 않는다고 할 수 있다. 이는 시계열적으로 무직가구비중이 계속 증가하고 있는 가운데 노인가구 비율의 빠른 증가추세가 소득불균등도를 추가적으로 확대시키는 주된 요인이라는 점을 유추할 수 있다. 실제로 아래 절에서 노인가구 비중의 상승이 소득불균등도를 크게 확대시키고 있다는 하기의 분석 결과도 이를 뒷받침해준다.

2. 부녀자가구 비율 변화의 소득불균등도 영향

본 절에서는 가구주가 여성인 부녀자가구주가의 특성 변화가 소득불균등도에 미친 영향을 분석한다. 성명재(2001)에 의하면, 부녀자가구주가의 비율 증가가 소득

불균등도를 확대시키는 효과가 있다고 한다. 이는 1990년대 이후 이혼율이 급상승하였던 추세에 비추어볼 때 이혼의 증가 역시 소득불균등도를 확대하는 데 일정 부분 기여하였다는 점에서 의미가 있다. 다만 그 이후 이혼율이 하향안정화되고 있는 모습을 보이는 가운데 최근에는 부녀자가구주가의 소득불균등 영향이 어떻게 변화하였는지에 대한 후속연구가 없어 추적연구가 필요한 상황이다.

본 연구에서는 부녀자가구주가를 편의상 부녀자가구로 칭하기로 한다. 본 연구에서 부녀자가구는 부녀자가구의 연령이 60세 미만인 경우만을 대상으로 한다. 남자노인들의 사망률 급상승으로 인해 노인가구에서는 부녀자가구의 비율이 급상승한다. 이는 노인가구 비중의 급증현상과 관련이 깊다. 양자 사이에 겹치는 부분을 제거하기 위해 본 절에서는 여성 가구주의 연령을 60세 미만⁸⁾으로 한정한다.

가. 부녀자가구 비율의 변화추이

부녀자가구의 주된 형성 원인은 시대별로 원인이 다

8) 연령 기준을 60세 미만으로 한정할 이유는, 부부 사이에 남편이 부인보다 나이가 더 많은 우리나라의 현실을 감안하여 남자 배우자의 연령이 노인에 해당되는 경우를 제거하기 위해 여성의 나이를 60세 미만으로 한정하였다.

양하다. 경제개발연대 이후 1980년대와 1990년대에 이르기까지 우리나라 중년남자의 사망률은 매우 높았다. (부표 1)에서 보듯이 통계청에 의하면 우리나라 중년남자의 사망률은 1980년대 초 1% 내외(40대 후반~50대 초반 기준 10만 명당 1천 명 내외)에 이를 정도로 매우 높았으나 2013년에는 0.2~0.3% 수준으로 현저하게 감소하였다. 이와 반대로 이혼율은 1990년 0.29%에서 2003년 0.87%로 급상승하였으며, 이후 다소 하향안정화되어 2010년부터 현재까지 0.54% 수준을 유지하고 있다.

이로부터 우리나라의 부녀자가구는 1980년대 배우자의 사망에 의해 많이 형성되었으나, 최근에는 상당수가 이혼 증가를 통해 형성되는 경향을 보이고 있음을 시사한다. 1990~2013년 동안 45~49세의 중년남자 사망률은 0.2144%p(0.6246%→0.2144%) 감소한 반면 같은 기간 이혼율은 0.25%p(0.29%→0.54%) 상승하였다. 다른 연령층의 남자사망률 변화추이도 이와 대동소이하다. 그러므로 중년남자의 사망률 하락이 대체로 이혼 증가로 대체되면서 부녀자세대를 구성하고 있음을 유추할 수 있다.

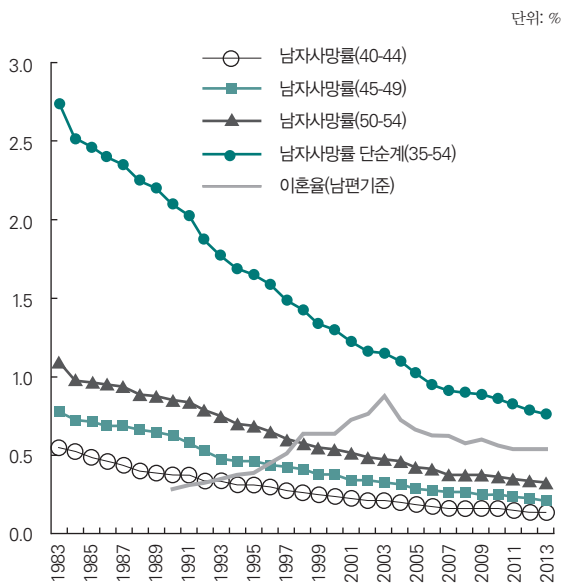
〈그림 8〉에 보듯이 HIES 자료 분석결과에 의하면 가구주 연령이 60세 미만인 부녀자가구의 비율은 1982년

13.5%에서 2013년 15.0%로 소폭 상승하였다. HIES 자료와 같은 횡단면 서베이자료의 특성상 부녀자가구 비율은 일정한 표본추출오차(sampling error)를 포함하고 있으나 대체로 다소의 등락을 보인다. 1인 가구까지 포함하여 전 가구를 대상으로 하는 시점, 즉 2006년부터 최근까지의 추이를 보면 부녀자가구 비율이 소폭 하락(2007년 18.7%→2013년 15.0%)하는 모습을 보였다. 같은 기간 동안 중년남자의 사망률 하락(예: 40대 후반 사망률 0.2632%→0.2144%)과 이혼율 하락(0.62%→0.54%)을 감안하면 일정 부분 부녀자가구 비율의 하락이 이들 요인의 변화에 기인하는 측면도 있는 것으로 보인다.

나. 부녀자가구 비율변화의 소득불균등도 영향

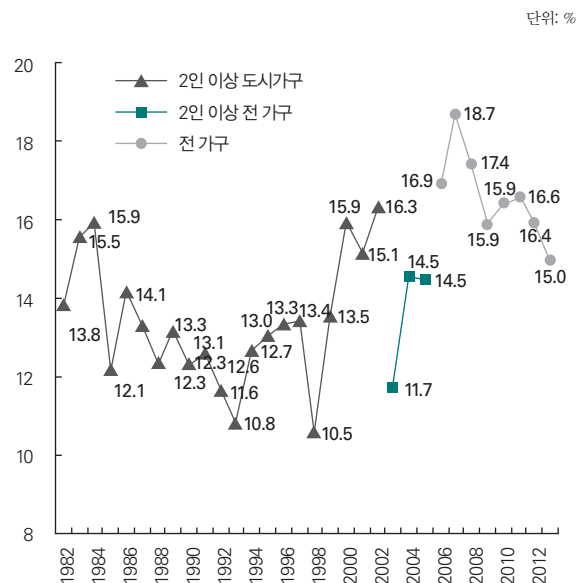
부녀자가구 비율을 가상적·임의적으로 조정하는 경우 지니계수는 〈그림 9〉에서 보듯이 대체로 완만하게 우상향하는 모습을 보이는 것으로 추정되었다. 일례로 2013년 HIES 자료를 기준으로 60세 미만 부녀자가구의 비중 변화에 대응한 지니계수의 변화에 대한 OLS 추정결과는 다음과 같다. 기울기 추정치는 0.0000579이다. 이는 부녀자가구 비율 1%p 증가할 때마다 지니계수가 0.0000579지

〈그림 7〉 남자사망률과 이혼율의 변화추이



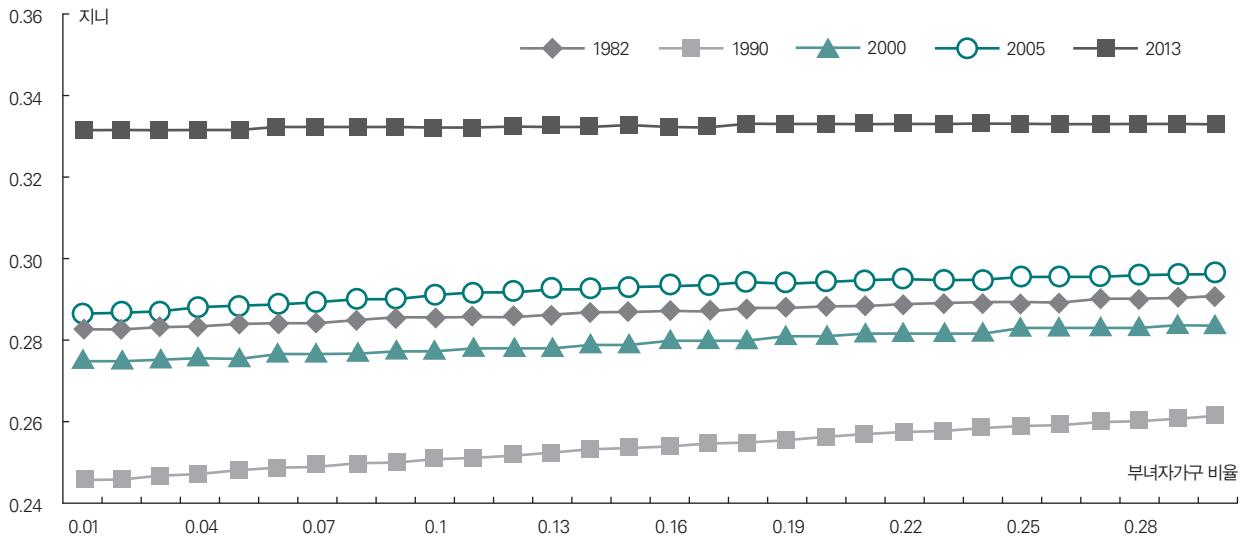
주: 통계청 통계DB자료(〈부표 1〉)를 재구성

〈그림 8〉 60세 미만 부녀자가구 비율추이(HIES)



주: HIES 저자 추정치 기준

〈그림 9〉 60세 미만 부녀자가구 비율의 임의적 조정 시 지니계수 변화(HIES)



주: 가구주 연령이 60세 이상인 부녀자가구의 비중을 1~30% 사이에서 1%p씩 조정할 경우 모의실험을 통한 지니계수 추정치 기준

니p씩 증가함을 의미한다. 이는 총소득 지니(0.33272)의 0.017%에 해당하는 값으로 매우 미미한 값을 나타낸다.

지니계수 =	상수	+	계수·부녀자가구 비중	(4)
(계수값)	-0.0009732		0.0000579	
(표준편차)	(0.0000375)		(0.0000021)	
(t-값)	(-25.9449115)		(27.3803667)	
R ² (조정 R ²)	0.9639957		(0.9627098)	(표본 수=30)

상기의 방식으로 지난 30여 년간의 기간에 대해 지니계수 곡선의 기울기를 추정하면, 그 값이 양(+)의 값을 가지는 한편 시계열적으로 기울기의 절댓값이 점차 작아지는 패턴을 나타내는 것으로 추정되었다.

〈그림 10〉은 1982~2013년 기간 동안 각 연도별 회귀분석 결과, 기울기 추정치만을 모아 놓았다. 기울기는 모두 양(+)의 값을 가진 것으로 추정되었다. 이는 부녀자가구 비율의 증가는 지니계수, 즉 소득불균등도를 상승시켜 소득불균등도를 확대시키는 요인으로 작용함을 시사한다.

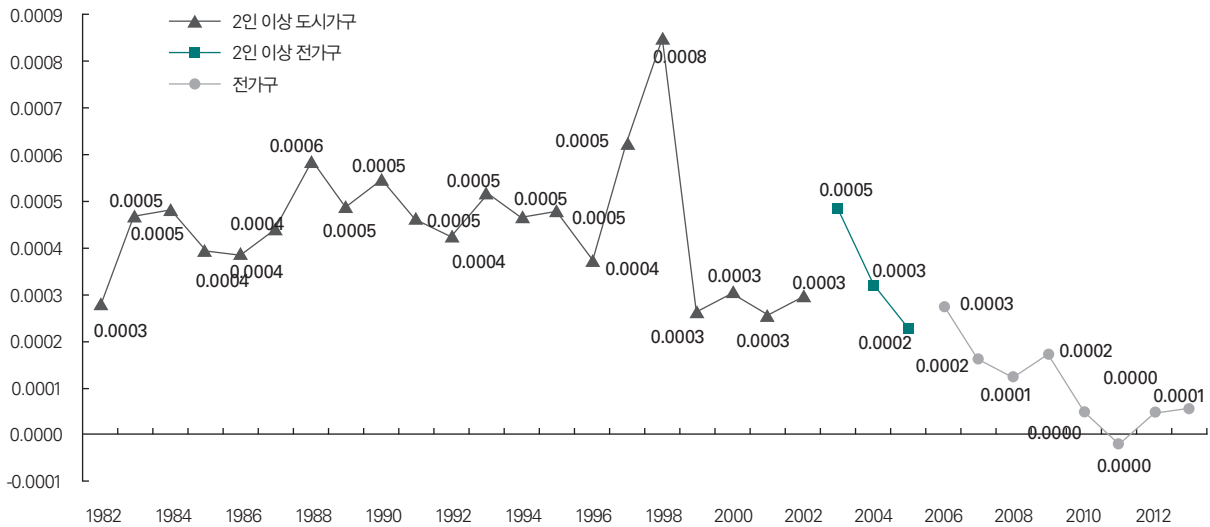
그러나 1997~1998년의 경제위기 동안 일시적으로 큰

값을 가진 것을 제외하고는, 추세적으로 기울기 값이 작아지는 모습을 보이고 있다. 특히 최근 수년간의 기울기 값은 거의 0에 가까운 값으로 수렴하는 추세를 보이는 것으로 추정되었다. 종전에는 중년남자들의 사망 등으로 인해 부녀자가구가 증가하였고 그로 인해 소득불균등도도 확대시킨 것으로 추정된다. 과거 배우자(남편)의 사망으로 형성되었던 부녀자가구의 증가 현상이 최근에는 이혼 등의 증가로 인한 부녀자가구의 증가 현상으로 상당 부분 대체되었다. 시계열적으로 부녀자가구 비율이 상당히 큰 등락을 보이면서 불규칙하게 변화하였으나 최근 수년간에는 뚜렷하게 하락하는 추세를 보이고 있다. 부녀자가구 비율의 변화가 지니계수에 미치는 영향은, 예전에는 확연하게 정(+)의 값을 나타내었지만 최근에는 거의 0에 가까운 수준으로 수렴하고 있다. 이에 따라 부녀자가구 비율의 변화가 소득불균등도에 미치는 영향은 최근 거의 사라지고 있음을 시사한다.

그런데 이처럼 부녀자가구 비율과 소득불균등도 사이의 상관관계가 최근 거의 사라져가고 있다는 회귀분석 결과는, 경제위기를 포함하여 경기침체에 저소득층을 중

〈그림 10〉 60세 미만 부녀자가구 1%p당 총소득지니계수 상승 기여도 추이(HIES)

단위: 지니p



심으로 이혼이 증가하면서 상대소득격차를 확대시킨다는 일반적인 주장과 다소간 차이를 보인다. 그런 점에서 이 부분에 대해서는 심층연구를 통해 추가적으로 원인 및 사실 규명이 필요한 것으로 판단된다.⁹⁾

3. 노인가구 비율 변화의 소득불균등도 영향

가. 노인가구 비율의 변화추이

최근 우리나라의 인구구조는 급격한 저출산·고령화로 요약된다. 〈부표 1〉에서 보듯이 65세 이상 인구비중은 1981년 2.6%에서 2000년 7.2%, 2013년 12.2%로 급상승하였다. 통계청 추계가구 통계상으로도 61세(71세) 이상 가구의 비율은 2000년 17.35%(2.52%)에서 2013년 25.51%(12.03%)로 상승하였다. HIES 자료 기준으로 추정해본 결과도 이와 유사하다. 2인 이상 도시가구의 경우 1982년 3.8%에서 2002년 13.5%로 상승하였으며, 전 가구 기준으로는 2006년 21.6%에서 2013년 28.9%로 빠르게 증가하는 모습을 보이고 있다(이상 〈그림 11〉 참조).

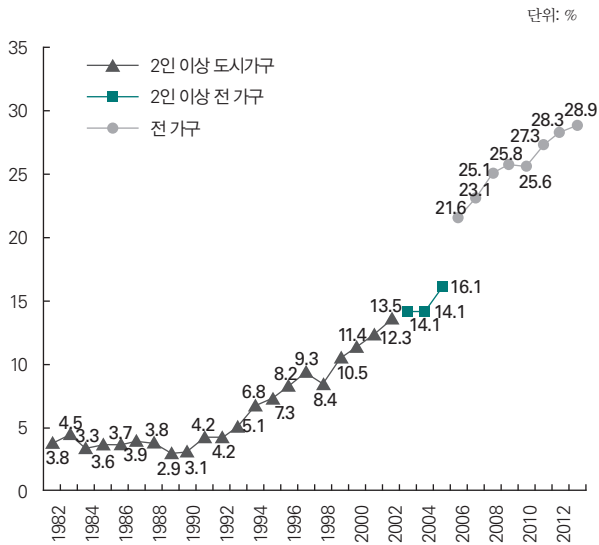
노인가구는 대부분 은퇴가구로 구성되어 있다. 은퇴가구는 특성상 (경상)소득 수준이 낮기 때문에 노인가구 중 상당수가 저소득층에 귀속된다. 따라서 저소득층의 경우에는 노인가구 비율이 다른 계층보다 훨씬 높다. 〈그림 12〉에서 보듯이 2006년 현재 가구주 연령이 60세 이상인 노인가구의 비율은 70.7%로 2/3 이상을 차지하였다. 그 비율은 더욱 상승하여 2013년에는 82.2%로 증가하였다. 이는 우리나라의 저소득층은 노인가구로 대표되고 있음을 시사한다.

나. 노인가구 비율 변화의 소득불균등도 영향

위에서 설명하였듯이 노인가구는 대부분 은퇴가구로 구성되어 있고 또한 대부분 저소득층에 귀속되어 있다. 따라서 노인가구의 증가는 소득불균등도를 확대시키는 경향이 있다. 실업률은 경기변동에 따라 등락을 보이고, 부녀자배우도 배우자 사망률·이혼율의 변화 등을 통해 등락을 보이면서 변화하지만, 노인가구 비율은 경기여건 등에 관계없이 지속적으로 증가하는 특징을 보인다는 점

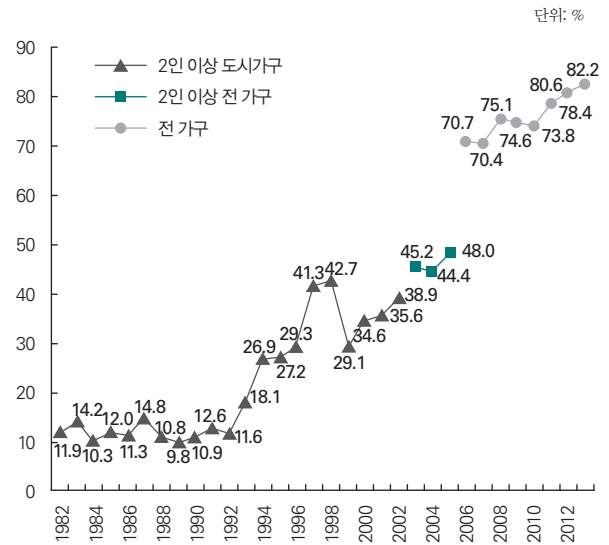
9) 이에 대한 연구는 본 연구의 범위를 벗어나기 때문에 후속연구에서 수행되기를 기대한다.

〈그림 11〉 가구주 연령 60세 이상 가구비중(HIES)



자료: 성명재(2015)의 [그림 7]에서 인용.

〈그림 12〉 소득1분위(최하위 10%)의 가구주 연령 60세 이상 가구비중(HIES)



자료: 성명재(2015)의 [그림 8]에서 인용.

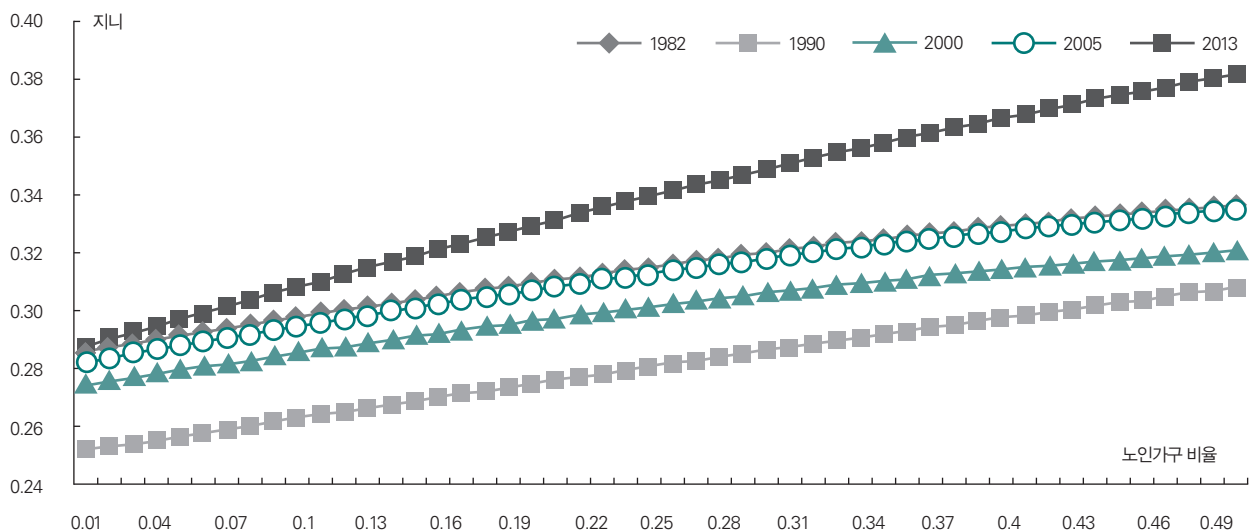
에서 근본적인 차이가 있다.

65세 노인가구 비율을 임의적으로 1% 수준에서 50% 수준에 이르기까지 상향조정하는 경우 지니계수는 〈그림 13〉에서 보듯이 우상향하는 모습을 보였다. 이런 추세는 분석대상 모든 기간에서 공통적으로 나타났다.

〈그림 13〉의 추정결과를 기준으로 회귀분석을 통해 노인가구 비율 1%p 증가 시 지니계수의 한계증가분은 회귀

분석을 통해 추정할 수 있다. 상기의 식 (3)~(4)와 동일한 방법으로 2013년 자료를 대상으로 노인가구 비율을 지니계수에 대해 회귀분석한 결과 기울기 추정치는 0.0019241로 추정되었다. 이는 2013년 지니계수 0.33272 대비 0.58%에 해당된다. 무직가구 또는 부녀자가구의 경우보다 노인가구의 소득불균등 기여도가 훨씬 더 큰 것을 알 수 있다. 상기의 방법을 동일하게 적용하여 1982~2013년

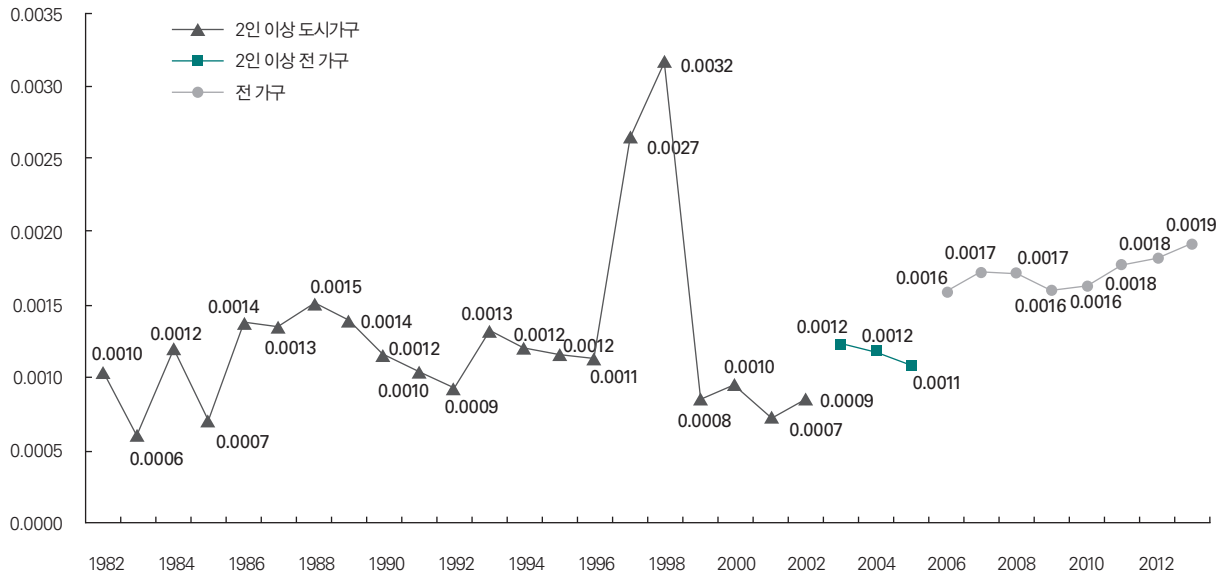
〈그림 13〉 65세 이상 노인가구 비율의 임의적 조정 시 지니계수 변화(HIES)



주: 가구주 연령이 65세 이상인 노인가구의 비중을 1~50% 사이에서 1%p씩 조정할 경우 모의실험을 통한 지니계수 추정치 기준

〈그림 14〉 65세 이상 노인가구 비율 1%p 상승 시 총소득지니 상승기여도 추이(HIES)

단위: 지니p



의 기울기 값을 추정하여 시계열적으로 비교하면 〈그림 14〉와 같다.

지니계수 =	상수	+	계수·노인가구 비중	(5)
(계수값)	-0.0433583		0.0019241	
(표준편차)	(0.0005186)		(0.0000177)	
(t-값)	(-83.6116010)		(108.7148313)	
R ² (조정 R ²)	0.9959551		(0.9958709)	(표본 수=50)

65세 이상 노인가구 비율 1%p당 지니계수 상승기여도는 시계열적 관점에서 볼 때, 2000년대 중반까지는 별다른 변화패턴을 보이지 않지만, 2006년부터는 지속적으로 완만하게 증가하는 추세를 보이는 것으로 추정된다(2006년 0.0016지니p→2013년 0.0019지니p).

이는 노인가구 비율이 1%p씩 증가한다고 할 때, 시간이 경과함에 따라 지니계수가 상승하는 정도가 조금씩 더 커지는 것을 의미한다. 이는 다시 노인가구의 빈곤율이 조금씩 더 확대되고 있음을 시사한다. 이로부터 저출산·고령화 추세가 급진전되는 가운데 인구고령화가 소득불

균등도를 확대시킴에 있어, 단순히 노인가구 비율의 상승 뿐만 아니라 빈곤율 확대를 통해 소득불균등도의 확대추세를 더욱 가속화시키고 있음을 시사한다.

IV. 맺음말

본 연구는 무직가구, 부녀자가구, 노인가구 비율의 변화가 소득불균등도에 미치는 영향을 모의실험을 통해 살펴 보았다. 무직가구는 은퇴, 비경제활동인구화 등에 의해서도 발생하지만 대부분 경기변동·산업구조 변화·실업·실직 등의 경제적 요인과 관련성이 높은 편이다. 반면에 부녀자가구, 노인가구 등의 비율 변화는 경제적 요인보다는 인구학적 요인 변화에 해당된다. 우리는 흔히 소득불균등도는 경제적 요인에 의해 결정된다고 인식하는 경향이 있다. 그러나 본 연구에서와 같이 노인가구나 부녀자가구의 비율 변화 등 경제외적 요인에 의해서도 소득불균등도가 크게 영향을 받을 수 있다. 다만 부녀자가구의 경우 종전에는 소득불균등도를 확대시키는 요인으로 작용하였으나, 최근에는 그 정도가 거의 의미를 부여하기

어려운 수준으로 축소되었다는 점이 특기할만하다. 무직 가구 또는 노인가구의 경우 비율 증가가 여전히 소득불균 등도를 확대시키는 요인으로 작용하고 있음을 확인할 수 있었다. 이 중 전자는 경기적 요인이나 정부의 일자리 창출 정책 등을 통해 일정 부분 통제가 가능한 부분이 존재한다. 반면 후자는 저출산·인구고령화 현상이 지속되는 가운데 통제가 용이하지 않다. 후자의 경우에 대응하기 위해서는 소득불균등도의 확대추이와 관련하여 노인복지 문제가 지속적으로 필요함을 시사한다. 더욱이 노인가구 비율의 상승 시 단위비율당 소득불균등도의 상승 한계기 여도가 지속적으로 상승하고 있어 노인빈곤가구들의 빈곤갭이 지속적으로 확대되고 있는 것으로 유추된다. 이는 소득분배 대응 정책적 관점에서 볼 때 노인가구들의 소득 부족 문제가 더욱 심각해지고 있음을 시사한다. 특히 노인가구들 중에서는 국민연금 등의 사각지대에 있어 수혜 대상에 포함되지 않거나, 수혜대상이더라도 가입연한이 짧아 수혜액 수준이 작은 노인가구들도 상당수 존재하고 있다는 점을 놓고 볼 때 시사하는 바가 크다.

결론적으로 본 연구를 통해 살펴본 바에 의하면 실업률 등이 변동과 같은 경제적 요인이 변화함에 따라 소득불균 등도가 크게 영향을 받지만, 저출산·인구고령화 등과 같은 경제외적 요인도 소득불균등도에 미치는 영향이 상당히 크므로, 소득분배구조의 안정화를 위해서는 노인가구의 소득확보 문제 등과 같이 경제외적인 요인들에 대응한 정책도 중요성을 가진다는 점에 주목할 필요가 있다.

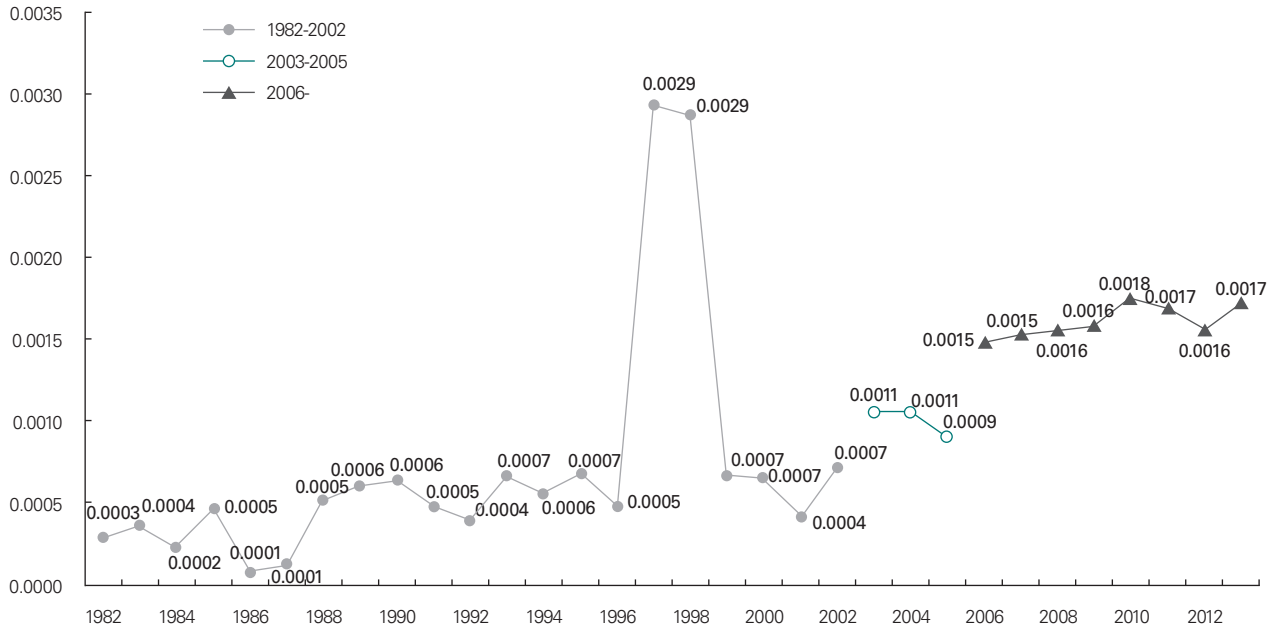
〈참고 문헌〉

- 구인회·임세희 (2007), 「1990년대 이후 도시근로자가구 소득 불평등 악화의 요인분해: 개인 근로소득 변화의 영향을 중심으로」, 『사회복지연구』, 제34권, 가을, pp.5-37.
- 김연희·이희선 (2009), 「한국 소득불평등의 결정요인에 관한 연구」, 한국정책학회 추계학술대회 발표자료.
- 김진욱·정의철 (2010), 「도시가구의 소득원천별 분해를 통한 소득불평등 변화 요인 분석: 가구주 연령을 중심으로」, 『사회보장연구』, 제26권, 제1호, pp.33-60.
- 남상섭·신범철·안병룡 (2005), 「경제위기 이후 소득분배와 불평등의 요인분해」, 『창업정보학회지』, 제8권, 제2호, pp. 159-183.
- 박상우·김성환 (2013), 「소득불평등 추이와 요인분해」, 『경제연구』, 제31권, 제3호, (한국경제통상학회), pp. 77-100.
- 성명재 (2001), 「소득분배 변화 추이와 결정요인 분석: 도시가구를 중심으로」, 연구보고서 01-01, 한국조세연구원
- 성명재 (2002), 「조세정책의 소득재분배 효과 분석에 관한 연구: 도시가계조사자료를 중심으로」, 연구보고서 02-01, 한국조세연구원.
- 성명재 (2015), 「우리나라 소득불균등도와 조세·재정지출의 소득재분배 효과」, 국민경제자문회의 용역보고서, 출간 예정.
- 성명재·박기백 (2009), 「인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향」, 『경제학연구』, 제57집 제4호, pp.5-37.
- 손병돈 (2009), 「노인 소득의 불평등 추이와 불평등 요인분해」, 『한국노년학』, 제29권, 제4호, pp. 1445-1461.
- 윤기중 (1999), 「소득요인별 불평등 분해: 도시근로자가구소득을 중심으로」, 『연세경제연구』, 제1권, pp. 5-37.
- 정광수 (2000), 「한국 도시근로자 가구에 대한 연구-인구학적 특성 및 분배불평등의 장기적 추세와 경제위기 후의 변화」, 한국개발연구원.
- 정의철·김진욱 (2007), 「가구특성별 소득불평등 요인 분해에 관한 연구」, 『사회보장연구』, 제23권, 제3호, pp.57-77.
- 정진호·최강식 (2001), 「근로자 가구소득 불평등의 요인별 분해」, 『경제학연구』, 제49집, 제3호, pp. 39-64.
- Barrett, G. F., T. F. Crossley, and C. Worswick (2000), "Demographic Trends and Consumption Inequality in Australia between 1975 and 1993", *Review of Income and Wealth, Series 46*, No. 4, pp. 437-456.
- Chevan, A. and R. Stokes (2000), "Growth in Family Income Inequality, 1970-1990: Industrial Restructuring and Demographic Change", *Demography*, Vol. 37, No. 3, pp. 365-380.
- Chu, C. Y. C. and L. Jiang (1997), "Demographic Transition, Family Structure, and Income Inequality", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 4, pp. 665-669.
- Fei, J., G. Ranis, and S. Kuo (1978), "Growth and the Family Distribution of Income by Factor Components", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 92, pp. 17-53.
- Lerman, R. I. and S. Yitzhaki (1994), "Effect of Marginal Changes in Income Sources on U.S. Income equality", *Public Finance Quarterly*, Vol. 22, No. 4, pp. 403-417.
- Shorrocks, A. F. (1982), "Inequality Decomposition by Factor Components", *Econometrica*, Vol. 50, No. 1, pp. 193-211.
- _____ (1984), "Inequality Decomposition by Population Subgroups", *Econometrica*, Vol. 52, No. 6, pp. 1369-1385.
- Silber, J. (1989), "Factor Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality", *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 1, pp. 107-115.
- Sung, M. J. (2002), "Test of Sample Selection Bias Based on Bootstrapping", Working Paper 02-01, Korea Institute of Public Finance.
- Zhong, H. (2011), "The Impact of Population Aging on Income Inequality in Developing Countries: Evidence from Rural China", *China Economic Review*, Vol. 22, pp. 98-107.

〈부록〉

〈부그림 1〉 성명재(2015)의 무직가구 1%p당 총소득지니계수 상승 기여도 추이(HIES)

단위: 지니p



주: 상기 그림은 성명재(2015)의 [그림 5]를 인용하였음. 상기 그림은, 본 연구와 달리 가구주 연령이 65세 이상인 노인가구 중 무인가구를 제외한 것을 기준으로 추정된 것임.

〈부표 1〉 사망률, 이혼율, 실업률, 노인가구·인구비율 변화추이

단위: %

	사망률(주요 연령별)										이혼율 (남편 기준)	실업률	노인가구 비율		65세 이 상 노인 인구
	남자					여자							61세 이상	71세 이상	
	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59					
1983	0.3258	0.5518	0.7786	1.0861	1.5738	0.2143	0.3177	0.4527	0.6732	0.9454					3.56
1984	0.2988	0.5213	0.7192	0.9784	1.4173	0.1839	0.2966	0.4008	0.5910	0.8603					3.63
1985	0.2915	0.4909	0.7128	0.9681	1.4079	0.1734	0.2791	0.3987	0.5750	0.8515					3.74
1986	0.2973	0.4625	0.6887	0.9487	1.3318	0.1783	0.2662	0.3731	0.5492	0.8144					3.82
1987	0.2897	0.4368	0.6885	0.9357	1.3118	0.1691	0.2544	0.3760	0.5398	0.8067					3.94
1988	0.2884	0.3991	0.6670	0.8899	1.2155	0.1647	0.2222	0.3530	0.4925	0.7514					4.07
1989	0.2809	0.3914	0.6469	0.8802	1.1589	0.1535	0.213	0.3445	0.4933	0.7022					4.22
1990	0.2541	0.3750	0.6246	0.8439	1.1578	0.1371	0.2032	0.3397	0.4665	0.6841	0.29				4.42
1991	0.2463	0.3708	0.5804	0.8335	1.1349	0.1294	0.1890	0.3119	0.4566	0.6638	0.31				4.50
1992	0.2262	0.3388	0.5225	0.7890	1.0695	0.1170	0.1726	0.2938	0.4262	0.6143	0.33				4.60
1993	0.2168	0.3371	0.4811	0.7438	1.0661	0.1162	0.1699	0.2540	0.3976	0.5994	0.35				4.73
1994	0.2103	0.3167	0.4631	0.6993	1.0663	0.1084	0.1519	0.2393	0.3652	0.5767	0.38				4.88
1995	0.2016	0.3113	0.4570	0.6847	1.0040	0.1044	0.1582	0.2331	0.3601	0.5507	0.39				5.04
1996	0.1990	0.2984	0.4431	0.6478	0.9680	0.1068	0.1535	0.2243	0.3410	0.5054	0.45				5.21
1997	0.1803	0.2804	0.4265	0.6048	0.9249	0.0978	0.1417	0.2135	0.3222	0.4960	0.51				5.41
1998	0.1760	0.2621	0.4111	0.5765	0.8951	0.098	0.1322	0.1994	0.2982	0.4663	0.64				5.65
1999	0.1633	0.2537	0.3812	0.5444	0.8417	0.0927	0.1231	0.1876	0.2768	0.4396	0.64				5.91
2000	0.1499	0.2427	0.3689	0.5402	0.8156	0.0853	0.1272	0.177	0.2711	0.4298	0.64	4.4	17.35	5.52	7.21
2001	0.1416	0.2218	0.3425	0.5167	0.7628	0.0789	0.1148	0.1672	0.2627	0.4014	0.72	4.0	18.06	5.81	7.54
2002	0.1332	0.2120	0.3340	0.4870	0.7315	0.0768	0.1086	0.1643	0.2448	0.3868	0.76	3.3	18.68	6.16	7.90
2003	0.1306	0.2137	0.3209	0.4795	0.6672	0.0752	0.1126	0.1617	0.2391	0.3623	0.87	3.6	19.33	6.55	8.27
2004	0.1221	0.2020	0.3104	0.4594	0.6500	0.0743	0.1114	0.1571	0.2265	0.3313	0.72	3.7	19.92	7.01	8.65
2005	0.1131	0.1854	0.2935	0.4290	0.6073	0.0740	0.1035	0.1539	0.2196	0.3197	0.66	3.7	20.51	7.48	9.05
2006	0.1021	0.1704	0.2737	0.4098	0.5941	0.0665	0.0954	0.1394	0.2106	0.3080	0.63	3.5	20.78	7.87	9.49
2007	0.0992	0.1686	0.2632	0.3789	0.5679	0.0697	0.0959	0.1427	0.1928	0.2891	0.62	3.2	21.23	8.30	9.93
2008	0.1014	0.1625	0.2574	0.3729	0.5506	0.0682	0.0971	0.1387	0.1938	0.2810	0.58	3.2	21.78	8.73	10.32
2009	0.1041	0.1616	0.2511	0.3741	0.5181	0.0735	0.0949	0.1347	0.189	0.2689	0.60	3.6	22.39	9.17	10.69
2010	0.1007	0.1565	0.2479	0.3578	0.5101	0.0715	0.0918	0.1368	0.1855	0.2531	0.56	3.7	23.68	10.37	11.04
2011	0.0950	0.1464	0.2317	0.3486	0.4894	0.0653	0.0911	0.1267	0.1744	0.2467	0.54	3.4	24.25	10.97	11.36
2012	0.0908	0.1384	0.2269	0.3322	0.4661	0.0596	0.0881	0.1253	0.1716	0.2312	0.54	3.2	24.86	11.51	11.78
2013	0.0906	0.1376	0.2144	0.3253	0.4536	0.0627	0.0865	0.1212	0.1745	0.2277	0.54	3.1	25.51	12.03	12.22

자료: 통계청 통계DB를 가공하여 정리한 것임.

keri 한국경제연구원

발행일 2015년 4월 30일 | 발행인 권태신 | 발행처 한국경제연구원 | 주소 서울시 영등포구 여의대로 24 FKI Tower 45층 | 전화 3771-0060 | 팩스 785-0270~3

