

勞 動 經 濟 論 集
 第38卷 第3號, 2015. 9. pp.23~51
 © 韓 國 勞 動 經 濟 學 會

가구 구성의 불평등 완화 효과와 그 변화*

김 대 일**

여러 개인이 가구를 구성하여 시장소득을 공유하고 내구재를 공동 소비함에 따라 가구소득의 불평등은 시장소득의 불평등에 비해 상당히 완화될 수 있다. 본 연구에서는 가구규모 및 구성의 변화가 가구 구성의 불평등 완화 효과를 어떻게 변화시켰는지에 대해 분석한다. 우선 가구원 수의 분포와 가구 구성원 신분의 분포 변화는 대체로 가구 구성의 소득불평등완화 효과를 억제시켜 온 것으로 평가되는데, 그 배경에는 고령화 및 핵가족화에 따른 노인가구의 증가를 반영한 가구의 소규모화가 주요 요인으로 작용하고 있다. 반면 가구 내에서 배우자 및 가구원의 추가적인 취업과 소득은 가구 구성의 소득불평등완화 효과에 지속적으로 기여하여 온 것으로 평가된다. 따라서 가구 구성을 통한 소득불평등완화 효과를 유지하기 위해서는, 첫째, 전반적인 취업을 촉진함과 동시에, 둘째, 저소득 노인 가구에 대한 합리적인 지원정책과 더불어 비효율적으로 세대 간 동거(co-habitation)를 억제하는 요인을 개선하는 균형된 정책 조합이 필요하다고 판단된다.

주제어 : 소득 불평등, 가구 구성, 구성원의 추가 취업

논문 접수일 : 2015년 6월 30일, 논문 수정일 : 2015년 8월 19일, 논문 게재확정일 : 2015년 9월 7일

* 본 논문은 2014년도 서울대학교 미래 기초학문 분야 기반조성 사업의 지원을 받아 수행된 연구 결과물이다. 중요한 조언을 해 주신 두 심사자들과 본 연구를 위한 자료 수집 및 분석에 많은 도움을 준 서울대학교 경제학부 석사과정 양지선, 함동우 조교에게 감사드린다.

** 서울대학교 경제학부(dikim@snu.ac.kr)

I. 서론

가구 소득의 불평등에 있어서 가구가 어떻게 구성되어 있는가의 의미는 매우 중요하다. 개인의 소득은 그 개인의 인적 및 물적 자본(human and physical capital)에 따라 원칙적으로는 시장에서 결정되므로 개인 소득의 불평등(분포)은 시장에서 노동력과 자본에 대한 수요와 공급에 의해 결정된다. 이와 같이 시장에서 발생하는 원천 소득의 불평등에 노출된 개인들은, 다수가 모여 하나의 가구를 구성하고 소득을 공유함으로써, 시장에서 발생하는 불평등 압력을 어느 정도까지는 회피할 수 있다. 일반적으로 다수의 인원이 한 가구를 이룰수록 이러한 불평등 완화 효과가 클 것으로 예상되는데, 그 이유는 첫째, 서로 다른 소득을 가진 개인들이 가구 구성을 통해 소득을 공유함에 따른 효과가 크고, 둘째, 가구 내에서 내구재를 공동으로 소비함에 따른 규모의 경제 효과도 크기 때문이다.¹⁾ 따라서 가구 규모의 변화와, 가구 내 구성원의 취업 여부 등이 가구 소득의 불평등 변화에 미치는 효과는 상당할 수 있다고 판단된다.²⁾

가구 구성(household formation)은 다양한 선택에 의존한다. 기본적으로 혼인이 중요하고, 출산이 중요하며, 기혼 자녀가 부모와 동거할 것인지 등의 결정이 중요하다. 이러한 결정들은 개인의 소득력(earnings power)과 동거(co-habitation)에 따른 편익 및 비용에 의존한다. 일례로 맞벌이 기혼 부부는 자녀 보육을 위해 부모와 동거하기를 원할 수도 있고, 또한 부모와 동거하는 맞벌이 기혼 부부의 출산이 빈번할 수도 있다. 자녀는 혼인 이후 대부분 분가한다고 하여도, 혼인 시기가 늦춰지면 분가의 시기도 늦춰질 수 있다. 이러한 다양한 선택들은 가구의 구성과 규모를 결정하게 되고, 이러한 선택의 변

1) 규모의 경제에 대한 논의로는 Lazear and Mitchel (1980), Muelbauer (1977), Pollak and Wales (1981) 등을 참조할 수 있다.

2) 최바울(2013)은 여성 배우자 취업 증가가 2008년 이후 소득불평등도 완화에 기여하였다는 결과를 통해 1인 가구보다는 기혼을 통해 소득 불평등도 완화에 기여할 수 있음을 보이고 있고, 또한, ‘배우자’라는 가구 구성원의 취업 여부가 중요한 역할을 할 수 있음을 보이고 있다. 김대일·이석배·황윤재(2014)에서도 1-2인 가구와 3인 이상 가구의 소득 분포가 확연하게 차이가 있음을 통해 가구원의 역할이 중요하다는 점과, 노인 가구로 인한 불평등 심화 효과가 클 수 있음을 보이고 있다.

화는 개인의 소득 불평등이 가구 소득의 불평등으로 연계되는 메커니즘에 변화를 유발하여, 궁극적으로는 가구 소득의 불평등 변화에 영향을 미치게 된다.

개인의 소득이 가구 소득으로 연계되는 메커니즘과, 그 변화에 대한 이해는 소득불평등해소와 관련된 정책에 중요한 시사점을 줄 수 있다. 시장에서 발생하는 개인 소득의 불평등에 대해서는 시장의 균형에 영향을 미치는 다양한 제도를 비롯하여 노동공급의 유형 및 질적인 수준에 대한 정책 등으로 대응하여야 할 것이고, 시장에서 유발되는 개인 소득이 가구 소득으로 연계되는 과정에서는 후자의 불평등이 완화되는 효과가 잘 유발될 수 있도록 가구 구성 및 구성원 취업에 대한 유인체계를 지원할 필요도 있을 것이다. 맞벌이, 자녀 등에 대한 조세정책, 동거 여부에 따른 복지 급여 대상 선정 등, 이러한 유인에 영향을 줄 수 있는 제도는 상당히 많다고 판단되기 때문에, 본 연구와 같은 분석을 통해 가구의 구성과 취업 여부가 어떠한 방식으로 소득불평등완화에 기여하거나 역행하는지 정확하게 이해하는 것이 중요하다고 판단된다.

기존에 인구구조와 가구규모의 분포 등이 소득 불평등에 미치는 효과에 대한 연구들은 상당히 축적되어 있지만, 가구 구성(household formation)에 초점을 맞춘 연구는 매우 드물다. 원종학·성명재(2007), 성명재·박기백(2009) 등은 인구구조 변화에 있어서 고령화가 소득 불평등을 심화시키고 있음을 보이고 있고, 김문길·김태완·박형준(2012)은 노인 가구와 소규모 가구의 증가가 소득 불평등을 심화시키는 효과가 있음을 보이고 있다. 본 연구는 이러한 기존 연구들과 유사하지만, 가구규모의 변화를 내생 변수로 보아 인구구조의 변화 및 각 개인의 구성원 신분에 대한 선택에 초점을 맞추고 있다는 점에서 차별화된다. 예를 들어, 인구구조의 변화가 가구 구성에 미치는 효과, 그리고 고령 부모와 기혼 자녀의 동거에 대한 결정 등에 따라 가구 구성의 불평등 완화 효과가 상이할 수 있다는 데 초점을 맞추고 있다.

인구구조의 변화와 가구규모 및 구성의 변화가 가구 구성의 소득불평등 완화 효과에 어떠한 변화를 미쳤는지 분석한 결과는 다음과 같다. 저출산·고령화로 대변되는 인구구조의 변화는 소규모 가구의 비중을 증가시켰고, 핵가족화에 따른 노인 가구의 비중 증가도 소규모 가구의 비중을 증가시키는 방향으로 작용한 것으로 추정된다. 이와 같이 소규모 가구의 비중 증가는 가구 소득의 불평등 완화 효과를 억제하는 요인으로 작용하고 있는 것으로 평가되며, 이는 기존의 연구들과 일관된 결과라고 할 수 있다. 반면 배우자 및 다른 구성원의 소득은 대체로 가구 소득의 불평등을 완화시키는 방향으로 작용하고 있어, 최근 배우자 및 구성원의 취업이 증가하는 양상은 가구소득의 불평

등 완화 효과에 기여하고 있다고 평가된다. 결과적으로 가족 간 동거(co-habitation)의 빈도가 높아질수록, 또한 전반적으로 취업이 확산될수록 개인 소득의 불평등이 가구 구성을 통해 완화되는 효과가 촉진될 것이라는 시사점을 얻을 수 있다.

II. 가구규모와 소득불평등의 관계

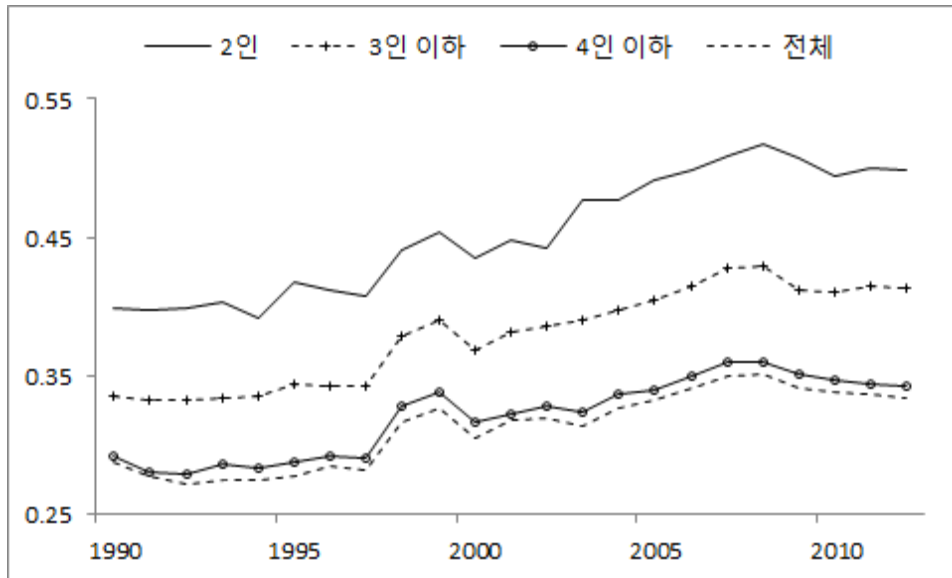
소득불평등도에 있어서 규모가 큰 가구들이 소득불평등 지수를 개선하는 데 기여하는 바는 이미 김문길·김태완·박형준(2012) 및 김대일·이석배·황윤재(2014) 등에서 잘 나타나 있다. 특히 김대일·이석배·황윤재(2014)에서는 통계청 가계동향조사의 2012년 자료를 통해, 가구원 수가 3인 이상인 가구의 경우, 즉 3인 가구, 4인 가구 및 5인 이상 가구에서는 소득의 밀도함수가 서로 매우 유사하게 일반적인 종 모양(bell shape)을 가지고 있는 반면, 가구원 수가 1~2인인 소규모 가구에서는 저소득의 빈도가 높아 밀도함수가 소득에 대해 단조 감소하는 모양임을 보이고 있다. 본 논문에서는 이와 같이 2012년도를 기준으로 가구 구성과 소득불평등의 연계를 분석한 김대일·이석배·황윤재(2014)의 연구를 1990~2012년 기간으로 확대함으로써 가구규모와 소득불평등의 연계가 어떠한 변화를 겪어 왔는지에 대해 분석한다. 분석에 사용된 자료는 통계청의 가계동향조사(연간 자료)이며, 분석의 기준이 되는 소득은 가구취업소득이다.³⁾ 가구취업소득은 가구주를 포함한 가구 구성원의 근로 및 사업소득에 자산소득을 합한 개념으로 정의되며, 본 논문에서는 여기에 균등화 지수인 $1/\sqrt{N}$ 을 적용한 변수를 사용한다(N 은 가구 구성원 수를 의미한다).⁴⁾ 통계청에서 제공하는 공식적인 소득불평등 통계에 사용되는 가처분소득(disposable income)과 달리 가구취업소득을 사용하는 이유는 연구 주제가 “시장에서 발생하는 개인소득의 불평등이 가구 구성을 통해 어떻게 완화되는가”에 초점을 맞추고 있기 때문이다. 따라서 이전소득 등은 분석에서 제외한다.

우선 [그림 1]에서는 큰 규모의 가구가 소득불평등 완화에 기여함을 보이고 있다. 그림에서는 가구원 수를 기준으로 구성된 표본별로 균등화된 가구취업소득에 대한 지니

3) 가구취업소득은 김대일·이석배·황윤재(2014)에서와 동일한 방식으로 정의되었다.

4) 균등화지수로 나누는 이유는 내구재의 경우 가구 구성원들이 공동으로 소비함을 감안하기 위해서이다. 국내에서 균등화지수에 대한 연구로는 김우철·민희철·박상원(2006)를 참고할 수 있다.

[그림 1] 가구 규모에 따른 소득의 지니계수 변화



주 : 지니계수 추정에 사용된 소득은 균등화된 가구취업소득이며, 이는 가구주 및 가구원의 자산, 근로 및 사업소득의 합을 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값으로 정의됨.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

계수(gini coefficient)를 보이고 있는데, 규모가 큰 가구를 표본에 추가할수록 지니계수는 하락하는 양상을 보인다. 균등화된 가구취업소득의 지니계수를 1990~2012년 기간 동안 2인 가구를 대상으로 추정된 결과와, 여기에 순차적으로 3, 4인 및 5인 이상 가구를 추가하여 추정된 결과를 대비시키고 있는데, 이에 의하면 지니계수의 시계열 양상은 모두 유사하게 상승하다가 2008년 이후 하락하지만, 지니계수의 수준은 2인보다는 3인 가구를 포함하였을 경우, 4인 가구까지 포함한 경우, 그리고 5인 이상 가구까지 모두 포함하는 경우 일관적으로 낮아짐을 알 수 있다. 이와 같이 큰 가구들이 소득불평등도 완화에 기여한다는 결과는 최근의 핵가족화 추세가 소득불평등도 악화에 기여하고 있을 가능성을 의미한다.

큰 가구가 많을수록 소득불평등도가 완화되는 배경에는 기본적으로 세 가지 이유를 고려할 수 있다. 첫째, 여러 개인들이 하나의 가구를 구성하여 서로 다른 소득을 공유함으로써 불평등이 완화되는 효과이다.⁵⁾ 둘째, 불평등도 추정에 ‘균등화된 소득’이라는

5) 이는 소득이 서로 다른 개인들이 각각 1인 가구를 구성할 때와, 모두 모여 하나의 가구를 구성

개념을 사용하기 때문이다. 즉, 가구의 구성원들이 공유한 소득을 구성원 수(N)가 아닌 균등화 지수(\sqrt{N})로 나누는 것은 가구 소비에 존재하는 규모의 경제를 반영하고 있으며, 이러한 규모의 경제가 불평등 완화에 기여하는 요인으로 작용한다. 즉, 공동으로 소비하는 재화로 인해 가구원 수가 증가할 때 소득이 비례적으로 증가하지 않아도 각 구성원 개인의 효용은 유지될 수 있음을 반영한다. 실제 [그림 2]에 의하면 가구취업소득을 가구원 수(N)로 나누는 경우와 균등화 지수(\sqrt{N})로 나누는 경우 가구규모에 따른 순위가 반대로 나타남을 알 수 있다. 즉, 가구원 수가 많아질수록 1인당 가구취업소득은 낮아지는 경향이 있으나, 균등화 지수로 나누는 가구취업소득은 1~2인 가구에 비해 3인 이상 가구에서는 현저히 높아 1~2인 가구와 3인 이상 가구들이 잘 대비된다.

마지막으로 가구원 수가 많아질수록 가구 내 취업자도 많아지는 경향이 존재하기 때문에 그만큼 공유할 소득이 증가하고, 이 역시 대체적으로 불평등도 완화에 기여하고 있다고 판단된다. 이는 앞서 언급된 소득 공유 및 균등화와 완전히 독립적인 요인은 아니라고 볼 수도 있지만, 소득 공유 및 균등화에 따른 불평등 완화 효과는 모든 가구의 취업자가 동일한 경우에도 발생하므로, 가구원 수 증가에 따라 추가 취업자가 증가하여 불평등이 완화되는 효과를 독립적으로 고려할 수 있다.⁶⁾ 가구규모에 따라 평균 취업자 수($= E/N$, E 는 취업자 수)는 가구원 수에 따라 다소 낮아지는 양상을 보이지만, 균등화 지수를 적용한 실효 취업자($= E/\sqrt{N}$) 수의 경우 [그림 3]에서와 같이 가구규모가 커질수록 증가하여 1~2인 가구보다 3인 이상 가구에서 더 큰 것으로 추정되고 있다.⁷⁾ 역시 실효 취업자에서도 2000년대에는 1~2인 가구와 3인 이상 가구가 잘 대비되는 양상을 보인다.

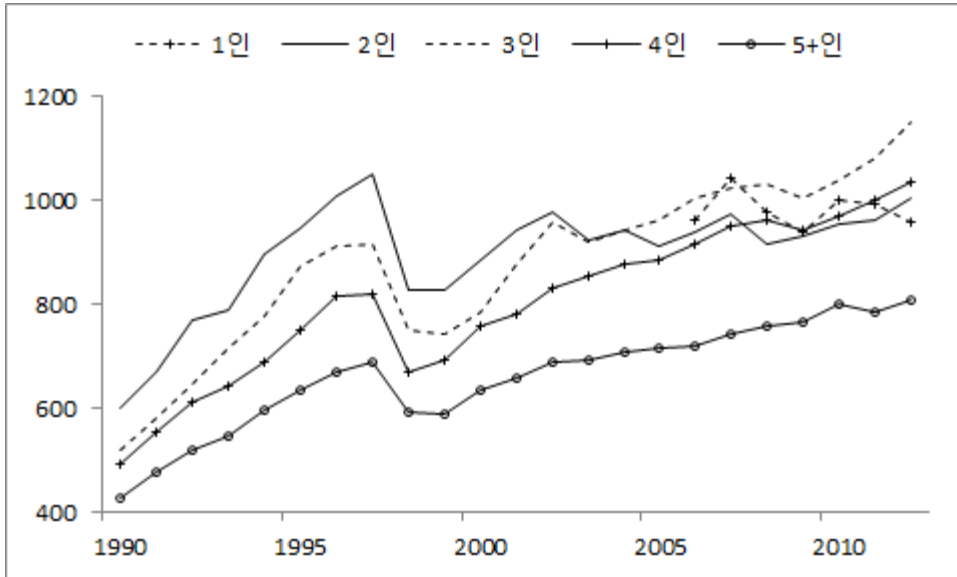
[그림 3]에 의하면 실효 취업자 수가 시계열에 따라 대체로 증가하는 양상을 보이고 있는데, 이는 최근의 가구소득의 불평등 변화에 있어서 매우 중요한 의미를 갖는다.

하는 두 극단적인 경우를 비교하면 쉽게 이해할 수 있다. 전자에서는 개인별 소득 격차가 모두 가구소득 불평등으로 반영되지만, 후자에서는 모든 개인에게 동일한 (균등화된) 소득이 할당되므로 지니계수는 0이 될 것이다(김대일·이석배·황윤재, 2014).

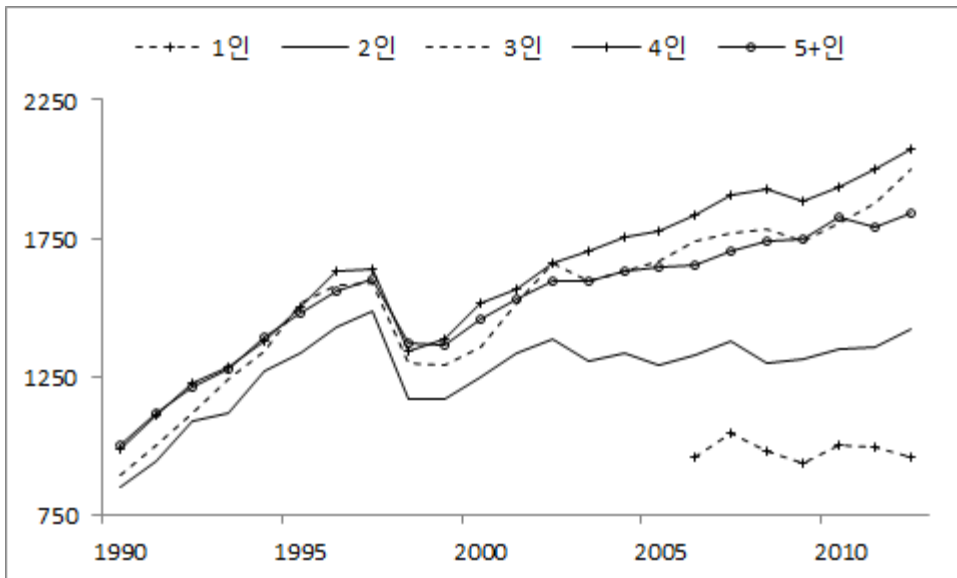
- 6) 가구당 취업자가 1명일 때 균등화 효과는, 고소득자가 더 큰 규모의 가구를 구성하는 경우를 상정할 수 있다. 예를 들어, 부부와 한 자녀로 구성된 가구가 소득수준에 따라 추가로 출산하는 경우를 고려할 수 있는데, 이때 소득이 반드시 33% 이상 높지 않아도 출산 결정을 내린다면, 이는 균등화 지수의 효과로 고려할 수 있을 것이다.
- 7) 가구소득이 취업자 수에 비례하여 증가한다면, 소비에서의 규모의 경제를 감안하여 취업자 수에 균등화 지수를 적용한 실효 취업자라는 개념을 통해 취업자의 증가에 따른 실질적인 후생증대를 반영할 수 있을 것이다.

[그림 2] 균등화 지수 적용에 따른 가구규모별 실질소득의 비교(단위 : 천원)

(A) 1인당 가구취업소득($1/N$)

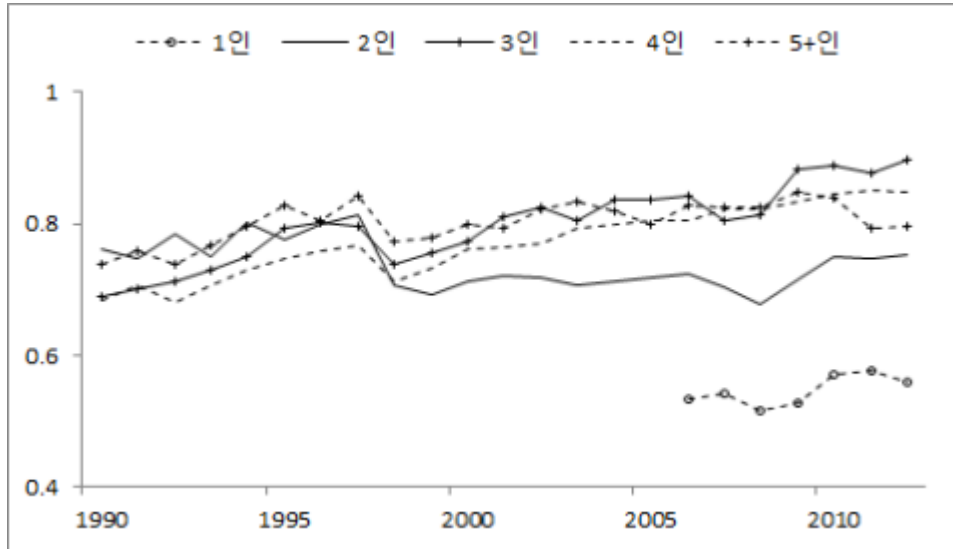


(B) 균등화된 가구취업소득($1/\sqrt{N}$)



주 : 실질소득은 2010년도 소비자물가를 추산되었음.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

[그림 3] 가구 규모별 실효 취업자 수



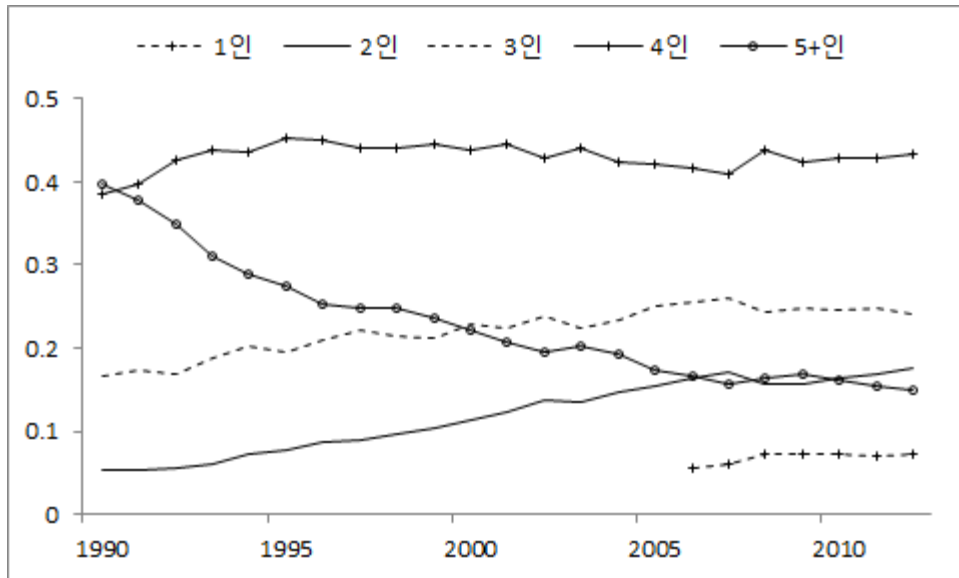
주: 가구당 실효 취업자 수는 취업자를 가구원 수의 제곱근으로 나눈 값으로 정의됨.
 자료: 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

김대일·이석배·황윤재(2014)에 의하면 가구주의 소득과 나머지 구성원의 추가소득은 강한 음의 상관관계를 가지므로 가구주 개인의 소득불평등에 비해 가구취업소득이나 1인당 가구취업소득, 균등화된 가구취업소득의 불평등은 상당히 낮게 나타난다. 따라서 실효 취업자의 수가 증가할수록 그만큼 소득불평등을 완화시키는 효과를 발생시켰을 것으로 예상되는데, 이에 대해서는 제IV장에서 구체적으로 논의하기로 한다.

이와 같이 큰 가구가 소득불평등 완화에 기여하기 때문에, 가구규모 분포의 변화가 소득불평등도 변화에 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있다. [그림 4]에 의하면 2인 이상 가구들 가운데 2~3인 가구에 속한 인구의 비중은 1990년 이후 지속적으로 증가하여 왔고, 4인 가구에 속한 인구의 비중은 정체 내지는 1990년대 중반 이후 다소의 감소세를 보이고 있으나, 5인 이상 가구에 속한 인구의 비중은 1990년 40%에서 2012년 15%로 크게 감소하였다.⁸⁾ 1인 가구는 2006년 이후 조사되고 있는데, 전체 가구에서 1인 가구에 속한 인구가 차지하는 비중도 2006년 5.4%에서 2008년 7.2%로 크게 증가한 뒤 이후 계속 유지되고 있는 상황이다.

8) 1인 가구는 2006년도부터 조사되었기 때문에 시계열 일관성을 위해 2인 이상 가구를 대상으로 표본을 구성하였다.

[그림 4] 가구규모별 구성의 변화



주 : 2006~2012년 기간의 2인 이상 가구에 속한 인구의 비중은 1인 가구를 제외하고 추정된 결과이므로, 이 기간 전체 가구에서 2인 이상 가구에 속한 인구의 비중은 (1-1인가구비중)을 곱하여 구할 수 있음.

자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

가구규모 분포의 변화가 소득불평등도에 미친 영향은 다음과 같은 조건법적 추정(counter-factual estimation)을 통해 분석할 수 있다. t 년도 (균등화된) 가구취업소득(y)의 밀도함수를 $f_t(y)$ 라고 하면, 이는 식 (1)에서와 같이 가구규모의 분포와 소득의 조건부 밀도함수로 표현될 수 있다.

$$f_t(y) \equiv \int \mu_t(y|X)v_t(X)dX \quad (1)$$

$$\hat{G}_t = G(\hat{f}_t(y)), \quad \hat{f}_t(y) \equiv \int \mu_t(y|X)\bar{v}(X)dX \quad (2)$$

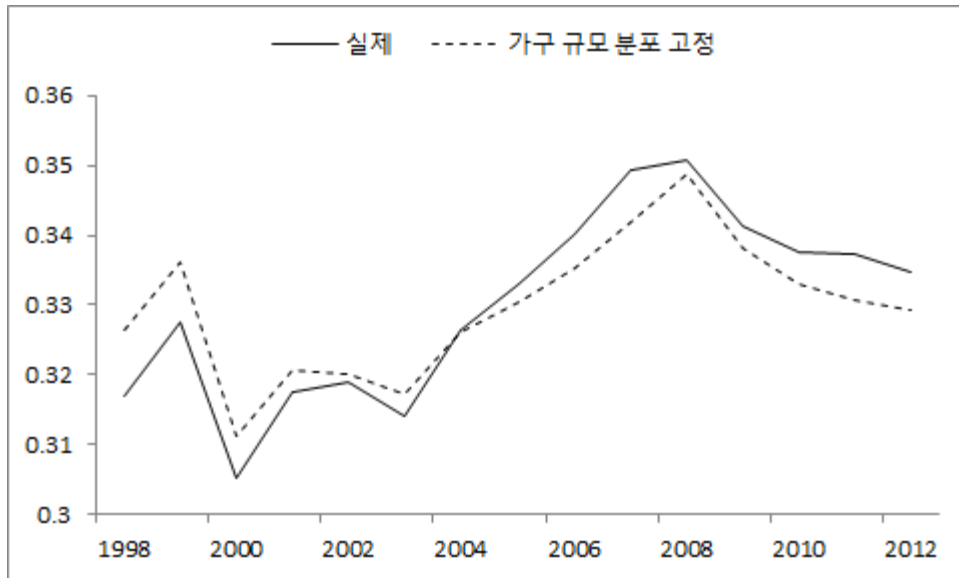
위에서 X 는 가구 유형이며, $v_t(X)$ 는 t 년도 가구유형의 분포를 나타내는 밀도함수이고, $\mu_t(y|X)$ 는 X 유형 가구의 t 년도 (균등화된) 소득의 밀도함수이다. t 년도 지니

계수 G_t 는 $f_t(y)$ 의 함수이므로 $G_t = G(f_t(y))$ 라고 표시할 수 있고 $G(\cdot)$ 은 소득의 밀도함수를 지니계수로 변환시키는 함수(mapping)이다. 식 (2)는 가구 유형 X 의 밀도함수가 $v_t(X)$ 가 아니라 가상적으로 $\bar{v}(X)$ 라고 한다면, 이때 도출될 가구소득의 분포는 $\hat{f}_t(y)$ 일 것이고, 이로부터 추정되는 지니계수는 \hat{G}_t 로 정의될 수 있음을 보이고 있다.⁹⁾ 따라서 특정 시점 s 와 t 기간의 지니계수 변화를 $G_t - G_s$ 라고 할 때 $\hat{G}_t - \hat{G}_s$ 는 이 기간 동안 가구 유형(X)의 분포가 $\bar{v}(X)$ 로 고정되어 있었다는 전제 하에 각 유형 내에서 소득분포($\mu_t(y|X)$)의 변화에 의해 유발되는 지니계수의 변화라고 할 수 있다.¹⁰⁾ 따라서 $G_t - G_s$ 와 $\hat{G}_t - \hat{G}_s$ 의 차이를 소득불평등도에서 가구 유형(X)의 분포 변화에 의해 유발된 부분으로 간주할 수 있다.

1998~2012년 기간에 대해 가구원 수를 가구 유형 변수로 하여 \hat{G}_t 를 추정하고, 이를 G_t 에 비교한 결과는 [그림 5]와 같다.¹¹⁾ 그림에서 \hat{G}_t 와 G_t 의 시계열 변화가 유사한 양상을 보이는 것은 소득불평등 변화의 대부분을 가구 유형 내의 (균등화된) 소득밀도 함수, 즉 $\mu_t(y|X)$ 의 시계열 변화가 설명하고 있다는 의미이다. 다만, 가구규모의 분포를 고정된 \hat{G}_t 의 경우 실제 지니계수보다 변동 폭이 작는데, 이는 가구규모 분포가 고정되어 있었다면 소득의 지니계수가 덜 상승하였을 것이라는 의미이다. 즉, 1998~2012년 기간 동안 가구 분포의 변화, 특히 소규모 가구의 증가가 소득불평등을 악화시키는 효과를 가졌다는 의미이다. 2000~2008년 기간 동안 실제 지니계수(G_t)는 .046 상승하였는데, 가구규모의 분포를 고정시켜 추정한 지니계수(\hat{G}_t)는 .037 증가하였다. 이는 가구의 소규모화가 진전되지 않았더라면 이 기간 동안 지니계수의 상승폭이 .009만큼 작았을 것이라는 의미로 해석될 수 있다.

-
- 9) 실제 추정에서는 가중치를 조정하는 방식(re-weighting)으로 조건법적인 지니계수를 추정한다.
 10) 여기서 $\bar{v}(X)$ 는 전체 기간 동안 $v_t(X)$ 를 평균한 함수로 정의된다. 따라서 $\hat{f}_t(y)$ 는 자료에서 각 유형별 가구의 가중치를 $\bar{v}(X)$ 로 대체하였을 때의 소득 분포로 추정된다.
 11) 분석 기간을 1998년 이후로 한정하는 이유는 자료에서 가구원들에 대한 정보를 1998년부터만 제공하고 있기 때문이다. 가구원 수에 대한 정보만을 활용한다면 1998년 이전의 분석도 가능하지만, 본 연구에서는 개인의 구성원 신분 선택에 대한 분석에서 가구원 개인들에 대한 정보(성, 연령, 취업 등)를 모두 이용하기 때문에 분석의 일관성을 위해 분석 기간을 1998~2012년에 한정한다.

[그림 5] 가구규모 분포 변화의 불평등도 효과



주 : 지니계수 추정에 사용된 소득은 균등화된 가구취업소득임.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

한편, [그림 5] 및 앞서 보았던 [그림 1]에서와 같이 최근의 소득불평등도 변화 양상에서 두드러지는 점은 2008년 이후 지니계수가 감소하고 있다는 점인데 이 기간 동안에도 가구의 소규모화는 지속적으로 진행되고 있었다는 점에서 특기할 만하다. 2008년 이후의 변화에 초점을 맞추기 위해 $\bar{v}(X)$ 대신 2008년도의 가구규모 분포를 기준으로 하여 추정된 조건법적 지니계수는 2008~2012년 기간 동안 .020 감소하였는데, 이 감소폭은 실제 지니계수의 변화폭(.016)에 비해 .004 더 크다. 이는 동 기간 동안 가구소득의 불평등도는 실질적으로 완화되는 양상이었으며, 가구규모의 분포 변화가 없었다면 소득불평등도도 더 완화되었을 것임을 의미한다.

Ⅲ. 인구구조 및 가구 구성의 변화

이와 같이 소득불평등을 심화시켜 왔다고 평가되는 가구의 소규모화 추세의 배경에

는 두 가지 요인이 작용하고 있다고 판단된다. 첫째, 저출산·고령화 추세를 반영한 상연령구조의 변화가 작용하고 있고, 둘째, 청년층이 결혼하여 분가하고 자녀를 출산하며, 또한 기혼 자녀가 고연령 부모와 동거할 것인지의 결정 등, 가구를 어떻게 구성할 것인가(co-habitation)에 대한 개인들의 선택 변화이다. 우선 1998~2012년 기간 동안 가계동향조사에 포함된 인구의 연령별 구성은 상당히 변화한 것으로 보인다. [그림 6]에서는 남성과 여성으로 구분하여 연령별 구성비를 보이고 있는데, 남성과 여성에게서 공통적으로 40세 이상의 인구비중은 크게 증가하였고, 2~30대와 10세 미만의 비중이 크게 감소하였음을 알 수 있다.

인구의 연령구조 변화는 가구규모의 분포에 영향을 미치는데, 그 효과는 가구 구성원 신분 분포의 변화를 통해 간접적으로 추정될 수 있다. 가구 구성원 신분은 자료에서 제공되는 가구주와의 관계라는 변수를 통해 정의된다.¹²⁾ t 년도 전체 인구에서 j 유형 구성원이 차지하는 비중 z_t^j 는 식 (3)과 같다.

$$z_t^j = \sum_k z_{kt}^j s_{kt} \quad (3)$$

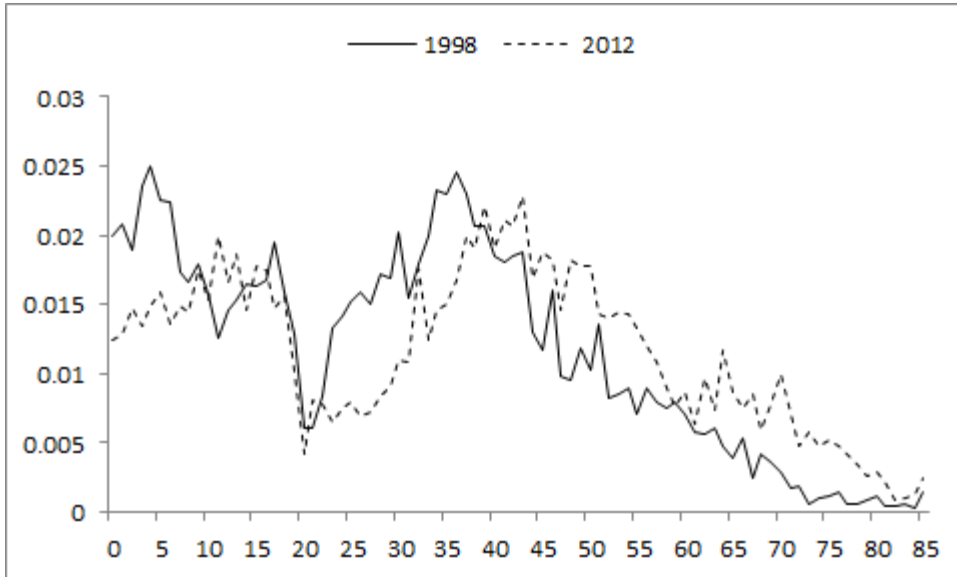
$$\hat{z}_t^j = \sum_k \bar{z}_k^j s_{kt}, \quad \bar{z}_k^j = \sum_{t=1}^T z_{kt}^j / T \quad (4)$$

위에서 z_{kt}^j 는 t 년도 k 유형 인구에서 j 유형 구성원이 차지하는 비중으로서 개인의 구성원 신분에 대한 선택을 반영하며, 인구 유형 k 는 성별과 연령으로 정의된다. 그리고 s_{kt} 는 t 년도 인구에서 k 유형이 차지하는 비중이다. 인구의 성·연령 구조의 변화에 의해서만 유발되는 구성원 분포(\hat{z}_t^j)는 식 (4)에서와 같이 각 k 인구 유형에서 j 유형 구성원이 차지하는 비중이 \bar{z}_k^j 에서 일정하게 유지된다고 가정하고 인구구조(s_{kt})만 변화하였다고 가정함으로써 추정되는 비중으로 정의된다. 따라서 이를 실제 j 유형 구성원의 비중(z_t^j)에 비교함으로써 인구구조(s_{kt})의 변화 효과와 구성원 신분에 대한 선택(z_{kt}^j)의 변화 효과를 추정할 수 있다.

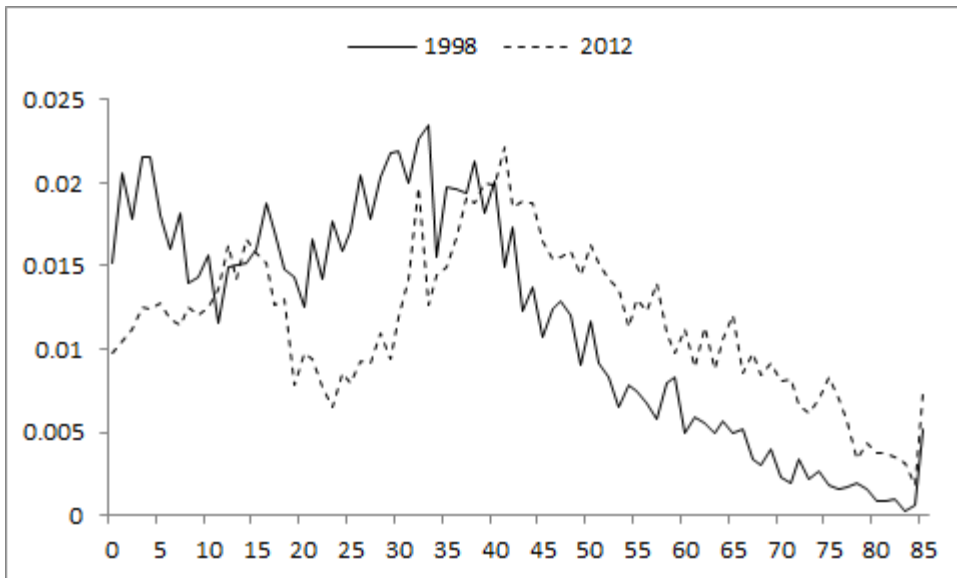
12) 구성원 신분으로는 가구주, 배우자, 미혼 자녀, 기혼 자녀 및 그 배우자, 손자녀 및 그 배우자, 가구주 및 배우자의 부모, 조부모, 형제자매 및 그 배우자, 그리고 기타의 9개 유형으로 분류된다.

[그림 6] 인구의 연령구조의 변화

(A) 남성

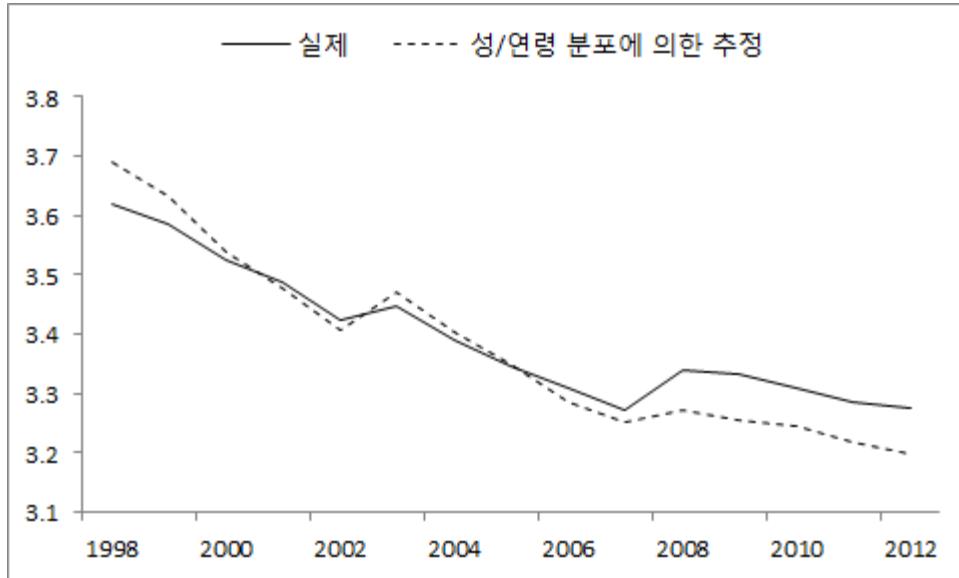


(B) 여성



주 : 수평축에서 85세는 85세 이상을 의미함.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

〔그림 7〕 평균 가구원 수와 인구구조에 의한 추정값(단위 : 명)



자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

인구구조(성·연령)의 변화가 가구규모에 미치는 영향은, 인구구조의 변화가 구성원 신분의 분포에 미치는 영향을 통해, 보다 구체적으로는 구성원 신분 가운데 가구주의 비중이 미치는 영향을 통해 추정할 수 있다. 전체 인구에서 가구주가 차지하는 비중의 역수는 평균 가구원 수가 되기 때문이다. t 년도의 전체 인구에서 가구주가 차지하는 비중을 z_t^H 로 표기할 때 평균 가구원 수는 $1/z_t^H$ 로 계산될 수 있으므로, 식 (4)를 가구에 대해 적용하여 추정하고, 이때의 평균 가구원 수 $1/\hat{z}_t^H$ 를 실제 가구원 수 $1/z_t^H$ 와 비교하여 성·연령 분포의 변화가 평균 가구규모에 미친 영향을 추정할 수 있다. [그림 7]은 2인 이상 가구를 대상으로 추정된 실제 평균 가구원 수($1/z_t^H$)와 조건법적으로 추정된 평균 가구원 수($1/\hat{z}_t^H$)를 비교하고 있다. 그림에 의하면 조건법적으로 추정된 가구원 수($1/\hat{z}_t^H$)는 감소하고 있는데, 이는 우리나라 인구의 성·연령 분포의 변화가 가구의 소규모화에 기여하였음을 의미한다.

그런데 그림에서 주목할 점은 인구구조(성·연령 분포)의 변화에 의해 예측되는 가구주의 증가폭은 오히려 실제 증가폭을 상회하여, 그 결과 인구구조(성·연령 분포)의 변

<표 1> 성·연령별 가구주 비중의 변화(1998~2012년)

	남성			여성		
	1998	2012	변화	1998	2012	변화
20세 미만	0.001	0.000	-0.001	0.004	0.000	-0.004
20~29세	0.338	0.089	-0.250	0.072	0.042	-0.029
30~39세	0.915	0.774	-0.141	0.090	0.102	0.012
40~49세	0.939	0.924	-0.015	0.173	0.176	0.002
50~59세	0.870	0.906	0.035	0.199	0.241	0.042
60~69세	0.706	0.805	0.099	0.110	0.191	0.082
70세 이상	0.441	0.750	0.309	0.023	0.107	0.083

자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

화에 의해 예측되는 평균 가구원 수의 감소폭은 실제 감소폭보다 더 크게 추정되고 있다는 점이다. 1998~2012년 기간 동안 2인 이상 가구에 속한 전체 인구에서 가구주가 차지하는 비중(z_t^H)은 27.6%에서 30.5%로 2.9% 포인트 증가하였는데, 성·연령 분포의 변화는 가구주 비중이 4.2% 포인트 증가할 것으로 예측하고 있어, 실제 변화를 크게 웃돌고 있다. 결과적으로 1998~2012년 기간 동안 평균 가구원 수는 .34명 감소하였는데, 인구구조에 의한 추정치는 .49명 감소한 것으로 나타나고 있다. 이와 같이 실제 가구주의 비중이 인구구조의 변화에 따른 예측치보다 덜 증가하였다는 것은, 인구 유형(k)별로 가구 구성원 유형(j)의 분포(z_{kt}^j)에 변화가 있었다는 의미이다. 구체적으로는 각 유형 내에서 가구주의 비중이 감소하였다는 의미이다. 이와 같이 가구주의 비중이 감소하는 인구 유형(k)은 <표 1>에 의하면 20~30대 남성인 것으로 보인다.

표에 의하면 20~29세 남성의 경우 가구주 비중이 1998년 33.8%였으나 이후 무려 25.0% 포인트나 하락하여 2012년에는 8.9% 수준에 머무르고 있다. 한편 30~39세 연령층에서도 가구주 비중이 동일 기간 91.5%에서 77.4%로 14.1% 포인트 감소하였고, 40~49세 연령층에서도 소폭 하락하였다. 여성에서도 29세 이하에서는 가구주 비중이

2.9% 포인트 감소하는 양상을 보이고 있다. 이러한 변화는 기본적으로 만혼에 따라 청년층이 가구를 구성하는 시기가 늦어지고 있음을 반영하는 것으로 추정된다. 남성 미혼 자녀의 비중은 20~29세에서는 33.2% 포인트, 30~39세에서는 13.9% 포인트 증가하여 가구주 비중 감소를 거의 다 반영하는 수준이며, 기혼 자녀/배우자 및 형제자매와 그 배우자의 비중은 20대에서 7.8% 포인트 하락하였기 때문이다. 실제 1998년 남성의 초혼 연령은 28.8세였는데 2012년에는 32.1세로 상승하였고, 여성에게서도 동일 기간 동안 초혼 연령이 26.0세에서 29.4세로 증가하였다.¹³⁾

반면 50세 이상에서는 가구주 비중이 상승하고 있는데, 60세 이상 남성의 경우 9.9% 포인트, 70세 이상에서는 무려 30.9% 포인트 증가하는 양상을 보이고 있다. 여성에게서도 50세 이상의 경우 연령대별로 가구주 비중이 4.2% 포인트에서 8.3% 포인트의 작지 않은 폭으로 증가하였음을 알 수 있다. 이는 고연령층에서 (기혼)자녀와 동거하는 비중이 큰 폭으로 감소하는 추세에 있음을 반영하는 결과라고 판단된다. 이러한 노인가구의 증가는 김문길·김태완·박형준(2012)과 김대일·이석배·황윤재(2014)에서와 같이 소득불평등을 심화시킬 가능성이 높다고 판단된다.

이러한 결과는 저출산과 고령화 추세에 따라 인구의 성·연령별 구조가 가구주의 비중을 증가시키는 방향으로 빠르게 변화하여 왔던 것도 중요하지만, 이와 동시에 핵가족화 추세 등에 의해 고연령층이 가구주로서 독립된 가구를 구성하는 빈도가 증가하는 것도 가구주의 비중 증가와 평균적인 가구규모 감소에 크게 기여하여 왔음을 의미한다. 한편 청년층의 만혼 추세는 2~30대 남성이 독립된 가구를 형성하는 시기를 늦추어 가구의 소규모화 추세를 일부 억제하는 효과를 가져 온 것으로 평가된다. 이와 같이 각 개인이 어떠한 구성원 신분을 보유하는가에 대한 선택의 변화가 가구규모 분포의 변화라는 경로를 통해 소득불평등도에 직·간접적으로 중요한 영향을 미친다는 것을 알 수 있다. 이러한 선택, 즉 개인들이 어떤 구성원으로서 남아있을 것인가에 대한 선택의 변화에 따른 구성원 신분 분포의 변화가 소득불평등에 미치는 효과는 앞서 사용한 방식과 유사한 방식을 통해 추정할 수 있다. 식 (5)에서는 앞서 식 (1)과 같이 t 기의 소득(y) 밀도함수 $f_t(y)$ 를 인구 유형의 밀도함수와 유형별 소득밀도함수로 나타내고 있다.

$$f_t(y) \equiv \sum_k \sum_j \lambda_t(y|j, k) z_{kt}^j s_{kt} \quad (5)$$

13) 인구동향조사, 통계청.

위에서 k 와 j 는 각각 인구 유형(성·연령)과 가구 구성원 신분을 나타내고 z_{kt}^j 는 앞서 식 (4)에서와 같이 t 년도 k 유형 인구에서 j 구성원이 차지하는 비중, s_{kt} 는 t 년도 인구에서 k 의 인구 유형이 차지하는 비중이다. $\lambda_t(y|j, k)$ 는 t 년도 k 유형 인구 가운데 가구 구성원 신분이 j 인 인구의 (균등화된) 소득의 밀도함수이다.¹⁴⁾ 인구 유형 및 구성원 신분의 분포 변화로 인한 소득불평등도의 변화는 앞서와 같이 z_{kt}^j 및 s_{kt} 에 대해 적절한 가정을 한 조건법적 지니계수 추정을 통해 분석할 수 있다. 즉 식 (6)에서와 같이 성·연령의 분포를 고정시켰을 경우의 소득밀도함수($\hat{f}_t(y)$)에 기준한 지니계수, 그리고 성·연령뿐 아니라 구성원 신분의 분포까지 고정시켰을 경우의 소득밀도함수($\hat{f}_t(y)$)에 기준한 지니계수를 정의할 수 있다.

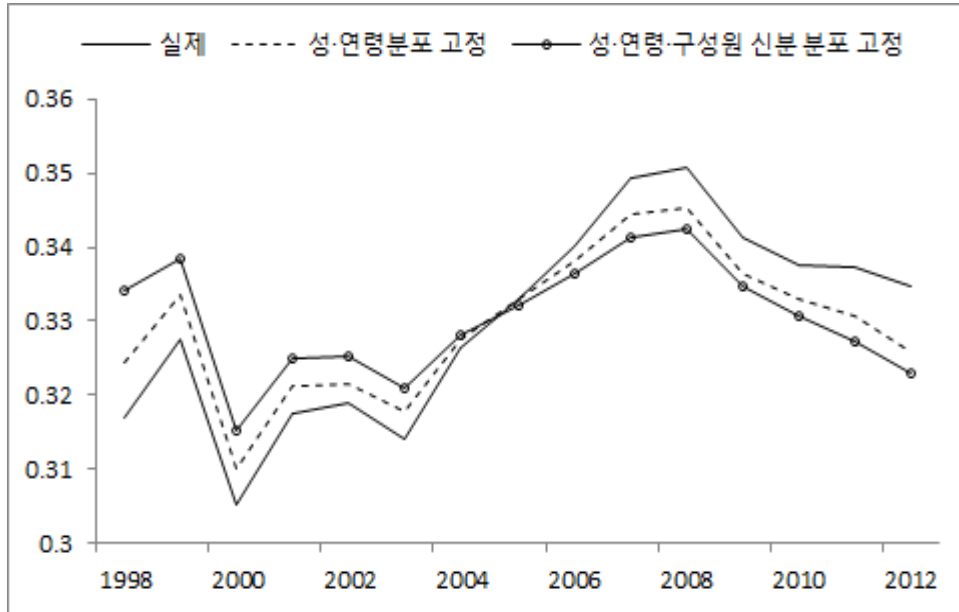
$$\begin{aligned} \hat{f}_t(y) &\equiv \sum_k \sum_j \lambda_t(y|j, k) z_{kt}^j \bar{s}_k, & \hat{f}_t(y) &\equiv \sum_k \sum_j \lambda_t(y|j, k) \bar{z}_k^j \bar{s}_k \\ \bar{s}_k &= \sum_{t=1}^T s_{kt} / T, & \bar{z}_k^j &= \sum_{t=1}^T z_{kt}^j / T \end{aligned} \quad (6)$$

[그림 8]에서는 균등화된 가구취업소득을 사용하여 실제 지니계수와 식 (6)에서 정의된 조건법적 소득 분포에 따른 지니계수를 비교하고 있다. 이에 의하면 성·연령의 분포를 고정시켜 추정된 지니계수($\hat{f}_t(y)$)를 사용한 지니계수가 실제 지니계수보다 덜 상승하였음을 알 수 있으며, 이는 인구의 성·연령별 분포가 소득불평등을 심화시키는 방향으로 변화하여 왔음을 의미한다. 이 결과는 앞서 [그림 6]에서와 같이 고령화 추세에 따른 고연령 층의 비중 증가 및 가구의 소규모화를 반영한다고 판단된다. 한편 구성원 신분을 추가로 통제할 경우의 지니계수($\hat{f}_t(y)$)를 사용한 지니계수는 성·연령의 분포만 고정시킨 경우에 비해서 덜 상승하였는데, 이는 각 개인이 어떤 구성원 신분을 유지할 것인가에 대한 선택의 변화로 인해 유발된 구성원 신분 분포의 변화도 전체적으로는 소득 불평등도를 심화시키는 방향으로 작용한 것으로 해석할 수 있다.¹⁵⁾

14) 구성원 신분은 앞서와 같이 “가구주와의 관계”로 정의된다.

15) 앞서 [그림 5]에서와 같이 최근의 변화, 즉 2008년 이후의 변화에 초점을 맞추어 추정된 결과도 대동소이하다. [그림 8]에서 인구구조 및 구성원 신분 분포의 1998-2012년 평균을 사용한 지니계수는 2008-2012년 기간 동안 .020 하락하였는데, 전체 기간 평균 대신 2008년의 분포로 고정

[그림 8] 균등화된 가구취업소득의 지니 계수



주 : 지니계수 추정에 사용된 소득은 균등화된 가구취업소득임.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

앞서 <표 1>에 의하면 구성원 신분 변화에 있어서 두드러진 양상은 20~30대 남성의 가구주 비중 감소와 50대 이상에서의 가구주 비중 증가였다. 20~30대 남성의 가구주 비중이 감소하는 것은 만혼 추세로 인해 미혼 상태로 부모와 동거하는 비중(미혼 자녀 비중)의 증가를 동반하고 있는데, 이러한 동거는 기본적으로 소득 공유와 균등화 지수 적용이란 경로를 통해 소득불평등 완화에 기여하였을 것으로 예상된다. 반면 50대 이상의 가구주 증가는 핵가족화에 따라 기혼 자녀의 부모가 독립된 노인가구를 형성하는 빈도가 증가하고 있음을 반영하는데, 이러한 변화는 20~30대 가구주 비중 감소와는 반대로 소득불평등도를 심화시켰을 것으로 예상된다.

이와 같이 상반될 수 있는 각각의 효과를 추정하기 위하여 [그림 9]에서는 구성원 신분의 분포를 55세 미만에서만 고정한 경우와, 36세 이상에서만 고정한 경우를 비교하고 있다. 기준이 되는 지니계수는 [그림 8]에서 성·연령·구성원 신분의 분포를 모두

한 지니계수도 동일 기간 동안 .020 하락한 것으로 추정되었다.

[그림 9] 연령대별 구성원 신분 분포의 변화에 의한 소득불평등도 효과



주 : 지니계수 추정에 사용된 소득은 균등화된 가구취업소득임.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

고정한 경우이며, 이를 55세 미만에 대해서만 고정한 경우의 지니계수와 비교하면 고연령층의 가구주 비중 증가의 효과를 추정할 수 있고, 36세 이상에 대해서만 고정한 경우의 지니계수와 비교하면 35세 이하의 가구주 비중 감소의 효과를 추정할 수 있다. [그림 9]에 의하면 구성원 신분의 분포를 55세 미만에서만 고정한 경우의 지니계수가, 모든 연령층에서 고정한 경우의 지니계수보다 더 상승하는 것으로 추정되고 있어 고연령층의 구성원 신분 분포의 변화(가구주 비중 증가)가 소득불평등 심화에 기여하였음을 알 수 있다. 반면 36세 이상에서만 구성원 신분 분포를 고정시킨 경우의 지니계수는 모두 고정한 지니계수와 거의 차이를 보이지 않고 있다. 이는 청년층에서 만혼으로 인해 미혼 자녀의 비중이 증가하고 가구주가 감소하는 추세가 소득불평등도 완화에 기여한 효과는 크지 않다는 의미이다. 이와 같이 볼 때 구성원 신분 변화에 있어서는 고연령층의 가구주 증가가 소득불평등을 심화시키는 효과가 큰 것으로 판단된다.

IV. 추가 취업 및 소득의 역할

지금까지의 결과에 의하면 최근 우리나라에서는 가구의 소규모화 추세를 통해 소득 불평등이 심화되었고, 이러한 과정에서 인구구조의 변화 및 고연령층의 가구주 빈도 증가 등이 주로 소득불평등 심화에 기여한 것으로 판단된다. 이러한 결과는 우리나라에서 가구 구성을 통해 소득불평등이 완화되는 첫째와 둘째 메커니즘, 즉 여러 개인이 하나의 가구를 구성함으로써 소득을 공유하고, 소비에서 규모의 경계를 누림에 따라 소득불평등이 완화될 수 있는 메커니즘이 지속적으로 약화되고 있는 것으로 평가된다.

이와 같이 우리나라에서 가구 구성이 소득불평등도를 심화시키는 방향으로 변화하고 있지만, 가구 구성의 소득불평등에 대한 효과에 있어서 마지막 메커니즘, 즉 가구 구성원이 추가로 취업하여 추가소득을 공유하게 됨에 따라 불평등이 완화될 수 있는 효과는 기존의 소득불평등도 심화 추세를 둔화시키는 데 기여한 것으로 보인다. [그림 10]에 의하면, 1990년 이후 3인 이상 가구에서는 평균적인 취업자 수가 꾸준히 증가하여 왔으며, 그만큼 가구주 이외의 구성원들이 취업을 통해 추가적인 소득을 얻는 빈도가 증가하였음을 알 수 있는데, 김대일·이석배·황운재(2014)에 의하면 가구원의 추가소득이 가구주 소득과 상당히 강한 부(-)의 상관관계를 갖고 있기 때문에 그만큼 소득불평등 완화에 기여하였을 것으로 기대된다.

가구원의 취업으로 인한 추가소득의 존재가 가구소득의 불평등도 완화에 기여할 수 있다는 점은 [그림 11]에서도 재확인되고 있다. 그림에서는 가구주 소득의 불평등도를 추정한 지니계수, 여기에 배우자의 소득을 추가하여 추정한 지니계수, 그리고 다른 모든 구성원의 소득을 추가한 가구취업소득의 지니계수를 비교하고 있는데, 1990년 이후 2012년에 이르기까지 추가 취업자의 소득을 더할 경우 지니계수가 하락하는 양상이 꾸준히 지속되어 왔음을 보이고 있다.¹⁶⁾ 다만, 가구주 소득에 배우자의 소득을 더할 경우 지니계수의 하락 효과는 일반적으로 크지 않고 최근 몇 년에만 예외적으로 지니계수가 하락하는 양상을 보이지만, 배우자가 아닌 다른 구성원의 소득을 더할 경우 지니계수

16) 가구주 소득은 가구주의 근로소득, 사업소득에 자산소득을 더한 개념으로 가구주 소득의 불평등도는 각 가구에 소득원이 가구주 1인일 경우에 한한 가구소득 불평등도라고 할 수 있다. 배우자 소득은 배우자의 근로소득과 사업소득이며, 기타 가구원의 소득 역시 기타 가구원들의 근로소득과 사업소득이다.

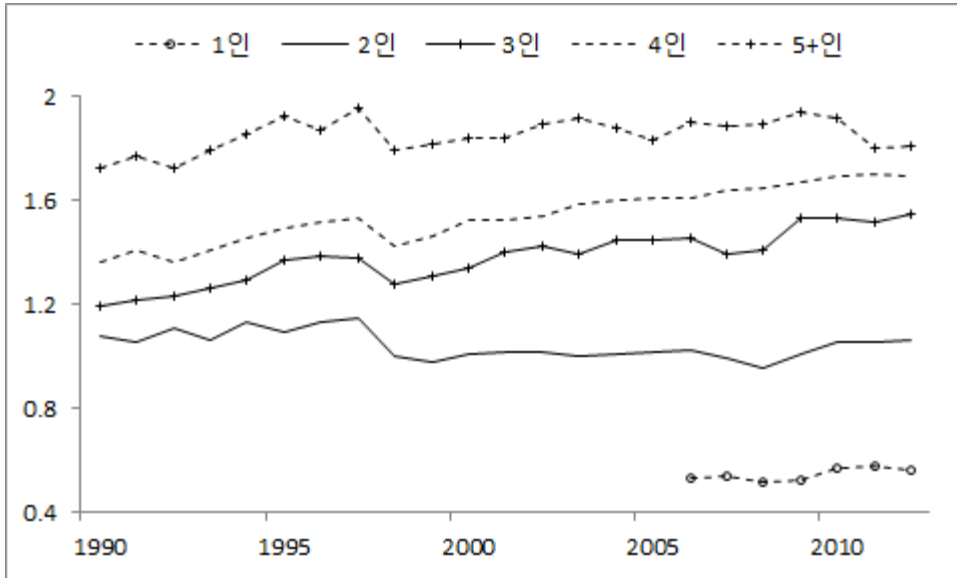
의 하락 효과는 상대적으로 매우 크게 나타나고 있다.

배우자의 소득이 가구소득의 불평등을 완화시키는 효과가 크지 않다는 결과는 가구주와 배우자 간 소득에 대체로 정(+)의 상관관계가 존재할 가능성을 의미하는 것으로 판단된다. 일반적으로 기혼 여성의 경우 남성 배우자의 소득으로 인한 소득효과(income effect)로 인해 저소득층에서 노동공급이 더 빈번하기 때문에 배우자의 취업과 소득이 가구주 소득의 불평등도를 완화시키는 효과를 가질 것으로 예상되지만, 다른 한편으로는 선별 혼인(assortative mating)에 의해 부부의 소득력(earnings power)에 정(+)의 상관관계가 발생하고 있어, 취업한 기혼 여성의 소득을 통해 남성 가구주의 소득불평등도가 완화되기보다는 유지 또는 심화될 가능성도 존재한다. 따라서 배우자의 취업과 소득이 가구소득의 불평등에 미치는 효과는 이 두 가지 상반된 효과 가운데 어느 효과가 더 우세한가에 의존하므로, 실제 배우자 소득의 효과는 이론적으로 예측될 수 있는 것이 아니라 실증적으로 추정되어야 할 개념이다.¹⁷⁾ 이러한 관점에서 볼 때 [그림 11]의 결과는 우리나라의 경우 이와 같이 상반된 두 효과가 서로 상쇄되어 배우자 소득에 의한 불평등 완화 효과는 크지는 않다는 의미로 해석된다. 다만, 최근으로 올수록 배우자 소득의 가구소득 불평등 완화 효과가 다소 두드러지는 양상은 흥미로우며, 그 원인에 대해서는 추가적인 분석이 필요하다고 판단된다.

반면, 배우자가 아닌 다른 구성원의 추가소득은 전체 기간에 걸쳐 상당히 불평등도 완화에 기여하고 있다. 그림에서 배우자 이외의 다른 구성원의 소득까지 모두 추가할 경우 가구취업소득의 지니계수가 배우자 소득만 추가하였을 경우에 비하여 확연히 낮은 수준을 보이고 있다. 1990년대 초반 모든 구성원의 소득을 모두 합한 가구취업소득의 지니계수는 배우자 소득만 추가한 경우의 지니계수에 비해 96~97% 수준이었으나, 2006년 이후에는 90% 수준으로 더 하락하였다. 실제 지니계수의 변화나 차이 자체의 크기가 정확한 의미를 갖는 것은 아니지만, 대체로 추가 구성원의 소득이 가구주 소득에 존재하는 불평등을 완화시키는 효과가 어느 정도 더 강화되었다고 판단하는 것이 합리적일 것이다.

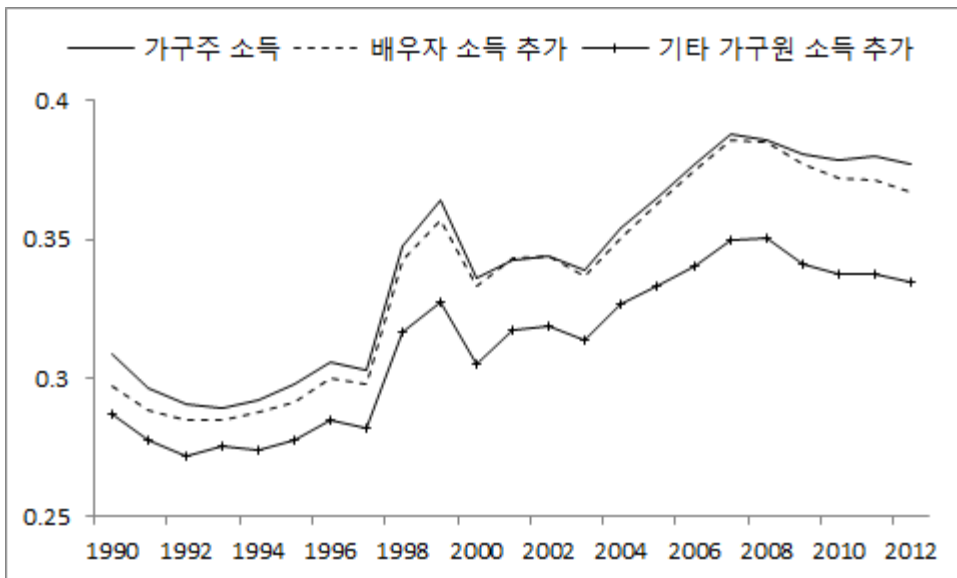
17) 불평등도 완화 효과에 있어서 이철희(2008)는 외환위기를 통한 배우자의 노동공급 변화가, 최바울(2013)은 최근 저소득 가구의 맞벌이 증가가 소득불평등 완화에 기여하였다는 결과를 제시하고 있다. 반면 Burtless(1999)는 부부소득의 상관관계 강화가 미국의 경우 가구소득 불평등도 확대에 기여하였다는 결과를 제시하고 있고, Fernandez and Rogerson(2001) 등은 선별혼인이 가구소득 불평등을 심화시킬 가능성에 대한 이론적 동학모형을 제시하고 있다.

[그림 10] 가구규모별 평균 취업자 수(단위 : 명)



자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

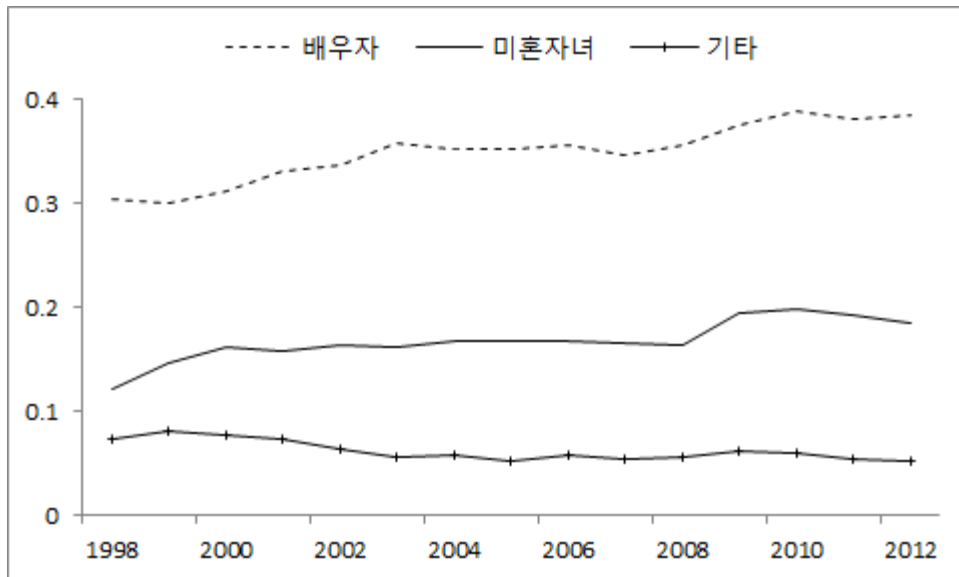
[그림 11] 가구 구성원 소득의 불평등도 완화 효과



주 : 지니계수 추정에 사용된 소득은 균등화된 가구취업소득임.
 자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

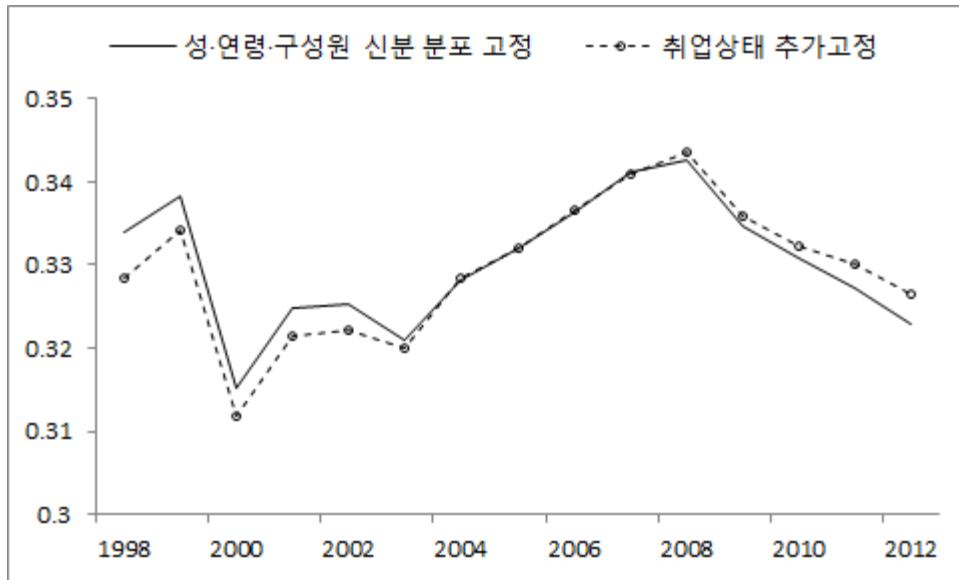
이와 같이 볼 때 가구 구성원들의 취업 변화는 가구(취업)소득의 불평등도 변화에 영향을 미쳤을 것으로 예상할 수 있다. 실제 가구 구성원들의 취업 변화는 작지 않았던 것으로 보인다. 2인 이상 가구만을 대상으로 할 때, 배우자의 취업 비중은 1998년 35.6%에서 2012년 46.3%로 꾸준히 상승하였으며, 미혼 자녀의 취업 비중도 1998년 8.5%에서 2012년에는 15.1%로 빠르게 상승하였다. 나머지 구성원의 경우에도 취업 비중은 동일 기간 동안 21.6%에서 25.1%로 상승하였다. 이러한 취업 비중의 변화를 반영하여 가구주 1인당 취업 배우자와 취업 미혼 자녀수는 [그림 12]에서와 같이 계속 증가세를 보여왔다. 가구주 1인당 취업 배우자는 1998년 .305명에서 2012년 .386명으로 26.8% 증가하였고, 취업 미혼 자녀는 동일 기간 .122명에서 .186명으로 52.5%의 큰 증가폭을 보였다. 반면 나머지 가구원(기타)의 경우 가구주 1인당 취업자 수가 동일 기간 동안 .072명에서 .053명으로 오히려 26.4% 감소하였다. 기타 가구원들 가운데 취업한 비중은 증가(21.6%→25.1%)하였음에도 불구하고 가구주 1인당 기타 가구원 취업자 수가 감소한 것은 가구주 1인당 기타 가구원 수가 .336명에서 .210명으로 크게 감소한 데서 그 원인을 찾을 수 있다.

[그림 12] 가구주 1인당 취업 구성원 수(명)



자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

[그림 13] 취업 상태 변화의 효과

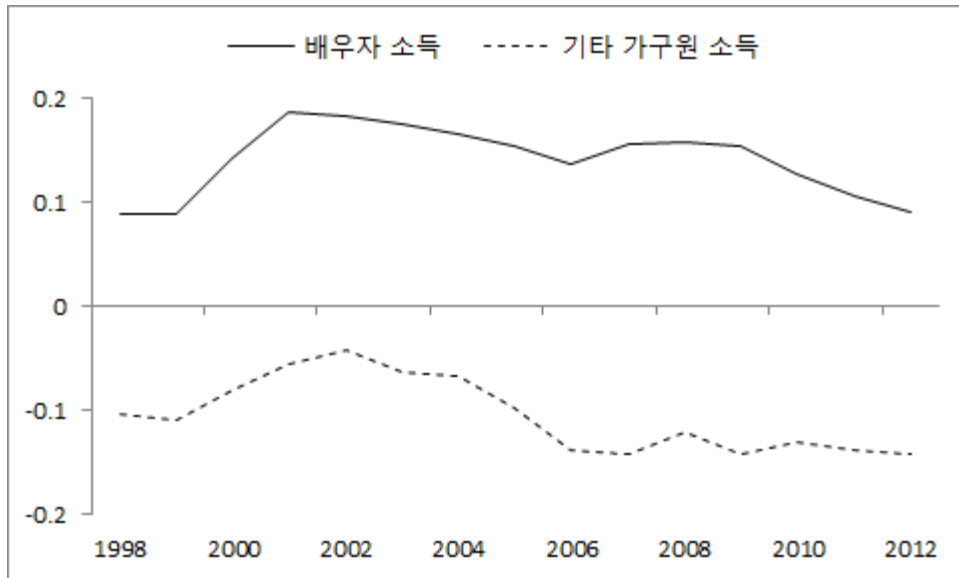


자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

이와 같이 가구 구성원들의 취업 변화가 소득불평등도에 미친 영향은 [그림 9]에서와 같이 성·연령·구성원 신분의 분포를 모두 고정한 경우의 지니계수를 기준으로 하고, 이에 각 구성원별 취업 비중까지 고정한 경우의 지니계수를 비교함으로써 추정할 수 있다. 구성원들의 취업 변화가 소득불평등도 완화에 기여한 만큼, 후자의 지니계수가 전자의 지니계수에 비해 더 증가, 혹은 덜 하락하였을 것이다. 이를 비교한 [그림 13]에 의하면 구성원들의 추가 취업은 소득불평등도 완화에 상당히 기여한 것으로 평가된다. 1998~2012년 기간 동안 성·연령·구성원 신분의 분포를 모두 고정한 경우의 지니계수는 .334에서 .323으로 .011 하락하였는데, 추가로 구성원의 취업상태를 고정한 지니계수는 동일 기간 동안 .002 하락하는 데 그친 것으로 추정되었다. 이는 구성원의 취업상태 변화가 이 기간 동안 지니계수의 증가를 .009만큼 억제하였다는 의미로 해석된다. 그림에 의하면 이러한 효과는 1998~2003년과 2008~2012년 기간에 두드러지고, 2003~2008년 기간에는 추가 구성원 취업의 효과가 크지 않은 것으로 추정되는데, 이는 앞서 [그림 12]에서의 추가 취업자 증가의 시계열 양상과 대체로 부합된다.

위 [그림 13]에서의 비교는 가구주를 제외한 구성원들의 추가 취업 자체만으로도

[그림 14] 가구주 소득과의 상관계수



자료 : 통계청, 「가계동향조사」, 각 연도.

가구취업소득의 불평등이 완화되는 효과가 유발된다는 의미이다. 그런데 추가 취업의 효과는 그로 인한 추가 소득이 가구주 소득과 어떠한 상관관계를 갖는가에 의해서도 불평등의 변화에 또 다른 영향을 미친다. 이를 보기 위해 모든 연도에 걸쳐 성·연령·구성원 신분 및 취업상태의 분포를 고정시키고, 가구주의 소득과 배우자 및 기타 가구원의 소득 간 상관계수(correlation coefficient)를 구한 결과에 의하면 소득 액수의 상관관계가 변화하고 있는 방향도 전반적으로 불평등을 완화시키는 방향임을 알 수 있다. [그림 14]는 성·연령·구성원 신분 및 취업상태의 분포가 고정된 상태에서 매년도 배우자의 소득과 가구주 소득의 상관계수 및 기타 가구원의 소득과 가구주 소득의 상관계수를 보이고 있는데, 대체적으로 그 상관계수가 불평등을 완화시키는 방향으로 변화하고 있는 양상이다.¹⁸⁾ 가구주와 배우자 소득은 선별 혼인을 반영하여 정(+)의 상관계수를 보이고 있으나 그 계수 값이 2001년 .187로 가장 높았다가 이후 계속 하락세를 보이고 있으며, 특히 2010년부터 크게 하락하여 2012년에는 .091 수준에 이르고 있다. 한편, 기타 가구원 소득의 경우 지속적으로 부(-)의 상관계수를 보이고 있어 가구주 소득

18) 소득들 간의 상관계수가 낮을수록 불평등도 완화에 기여한다고 볼 수 있다.

의 불평등도를 완화시키는 효과가 큼을 알 수 있고, 특히 2002년 이후 그 절댓값이 증가하는 양상을 보이고 있어 기타 가구원 소득이 가구취업소득의 불평등을 완화시키는 효과가 점점 더 확대되고 있음을 의미한다.

V. 요약 및 시사점

개인소득의 분포가 주어져 있다고 할 때, 가구의 규모가 클수록, 즉, 평균 가구원 수가 증가할수록 가구소득의 불평등은 완화되는 경향이 존재한다. 이러한 경향의 배경에는 가구원 수가 증가하게 되면 첫째, 가구원들 간 소득 공유를 통해 개인별 소득의 불평등도가 완화되는 효과와, 둘째, 공동으로 소비가 가능한 내구재(durable goods) 등으로 인해 소비에서의 규모의 경제(scale economy)가 존재하는 효과, 셋째, 추가 구성원의 취업소득이 가구주 소득의 불평등을 완화시키는 효과 등이 존재하기 때문이다. 따라서 시장에서 결정되는 개인소득에 존재하는 불평등이 가구소득의 불평등으로 연계되는 메커니즘에 있어서 다수의 개인들이 가구를 형성하는 양상에 따라 후자의 불평등은 전자에 비해 크게 완화될 수 있다. 본 분석에 의하면 최근으로 올수록, 첫째, 인구구조 변화 및 구성원 신분에 대한 선택 변화에 따른 소규모화가 가구 구성을 통한 가구소득 불평등 완화 효과를 억제하고 있으며, 둘째, 가구 구성원의 취업 증가는 가구 구성을 통한 가구소득 불평등 완화 효과를 강화하는 역할을 하여 온 것으로 평가된다.

우리나라 가구들의 규모(구성원 수) 분포에 있어서 3인 이하의 소규모 가구의 비중은 증가하는 추세를 보여 온 반면 4인 가구의 비중은 정체, 5인 이상 가구의 비중은 지속적으로 하락하여 왔는데, 이와 같은 소규모화는 소득불평등을 심화시켜 온 것으로 평가된다. 가구의 소규모화 배경에는 저출산과 고령화 등 전반적인 인구의 연령구조가 변화하는 것이 중요한 원인으로 작용하고 있다. 고령층이 많아지면서 2인 이하의 노인 가구가 증가하였고, 출산율 하락으로 자녀가 없거나 한 자녀를 키우는 부부들이 증가한 것이 3인 이하 가구의 비중을 확대시킨 원인이라고 본다. 한편, 이에 추가하여 개인들의 가구 구성에 대한 선택이 변화한 것도 소규모화의 중요한 요인이었던 것으로 판단된다. 가구 구성에 대한 선택의 변화에서 두드러지는 점은 핵가족화를 반영하여 50대 이상에서 기혼 자녀와 동거하는 대신 독립된 가구주로서 가구를 형성하는 빈도가

크게 증가한 점이다. 이와 같은 노인가구의 증가는 저소득의 소규모 가구의 빈도를 증가시켜 소득불평등을 심화시키는 방향으로 작용하였다. 한편 20~30대 청년층의 미혼 자녀 비중이 증가하는 경향은 가구 소규모화를 다소 둔화시키고 있고, 이들의 취업 증가는 가구소득의 불평등 완화에 일부 기여한 것으로 평가된다. 다만, 이러한 변화는 만혼에 따라 단순히 분가가 지연되고 있음을 반영하므로, 가구소득 불평등 완화에 항구적으로 기여하는 변화라고 판단하기는 어렵다.

결과적으로 인구구조 및 구성원 신분 선택의 변화에 따른 노인가구의 증가는 가구 소규모화의 중요한 원인일 뿐 아니라, 기혼 자녀와 동거할 경우 유발될 수 있는 소득 공유 및 공동 소비에 의한 소득불평등 개선 효과가 사라진다는 것을 의미하기 때문에 가구소득 불평등 심화의 중요한 원인으로 작용하고 있다고 판단된다.¹⁹⁾ 이와 같이 볼 때, 저소득 노인가구에 대한 정책적인 대응이 상당히 중요할 것으로 판단된다. 다만, 다양한 지원정책을 기안함에 있어서 개인의 선택을 왜곡시킬 가능성에 대해서는 면밀한 검토가 필요하다고 판단되는데, 최근 기초생활보장과 관련하여 개편된 맞춤형 급여체계의 지급대상 선정에 있어서, 노인들이 자녀 세대와 분가하여 독립된 가구를 구성하는 것이 더 유리하게 제도가 설정된 부분이 그러한 사례에 해당한다고 볼 수 있다.

한편, 가구의 소규모화에 따라 소득불평등이 심화되는 양상과는 반대로, 가구 구성원들의 취업 증가는 불평등을 완화시키는 방향으로 작용하고 있다. 가구 구성원의 소득은 가구주 소득의 불평등을 상당히 완화시키는 효과를 갖는데, 이러한 효과가 최근으로 올수록 더 강화된 것으로 평가된다. 일반적으로 선별 혼인에 의해 가구주 소득의 불평등 완화에 큰 효과가 없는 것으로 평가되는 배우자의 취업과 소득도 최근에는 불평등 완화에 기여하는 바가 확대되고 있다고 평가되며, 배우자가 아닌 기타 가구원의 취업, 특히 자녀의 취업과 소득이 가구소득 불평등의 완화에 꾸준히 기여하고 있는 것으로 평가된다. 이와 같이 볼 때 가구 불평등을 해소하기 위한 정책 방향 설정에 있어서, 전반적인 취업 촉진이 효율적인 불평등 완화정책이 될 수 있다는 점을 충분히 고려하여야 할 것이다.

19) 김대일·이석배·황윤재(2014)에 의하면 노인가구의 소득과 소비는 자녀와 동거하는 동일 연령층의 소득과 소비에 비해 낮게 추정되고 있다.

참고문헌

- 김대일·이석배·황윤재. 「가구 구성과 소득불평등」, 『노동경제논집』 37권 3호 (2014. 9) : 1-44.
- 김문길·김태완·박형준. 『인구구조 변화가 불평등에 미치는 영향에 대한 연구』, 연구보고서 2012-35, 한국보건사회연구원 (2012).
- 김우철·민희철·박상원. 『소득재분배정책을 위한 동등화 지수 연구』, 연구보고서 06-10, 한국조세연구원 (2006).
- 성명재·박기백. 「인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향」. 『경제학연구』 57집 4호 (2009.12) : 5-37.
- 원종학·성명재. 『소득분배 격차 확대의 원인과 정책대응 방향』, 연구보고서 07-10, 한국조세연구원 (2007).
- 이철희. 「1996~2000년 한국의 가구소득 불평등 확대」. 『노동경제논집』 31권 2호 (2008.8) : 1-34.
- 최바울. 「부부의 노동소득과 취업상태가 소득불평등 변화에 미친 영향」, 『노동경제논집』 36권 3호 (2013.12): 97-128.
- Burtless, Gary. “Effects of Growing Wage Disparities and Changing Family Composition on the US Income Distribution,” *European Economic Review* 43(4-6) (April, 1999) : 853-865.
- Fernandez, Raquel, and Richard Rogerson. “Sorting and Long-Run Inequality.” *Quarterly Journal of Economics* 116(4) (November, 2001) : 1305-1340.
- Lazear, Edward P., and Robert Michael. “Family Size and the Distribution of Real Per Capita Income.” *American Economic Review* 70(1) (March, 1980) : 91-107.
- Muellbauer, John. “Testing the Barten Model of Household Composition Effects and the Cost of Children.” *The Economic Journal* 87(347) (September 1977) : 460-487.
- Pollack, Robert A., and Terence J. Wales. “Demographic Variables in Demand Analysis.” *Econometrica* 43(3) (November, 1981) : 1533-1551.

abstract

Inequality-Reducing Effect of Household Formation and Its Changes

Dae Il Kim

This paper estimates the effect of household size and its changes on income inequality. Household formation is an important inequality-reducing mechanism through income pooling and collective consumption. The increase in small households, reflecting lower fertility rate and the increase in both nuclear and old families, has weakened the inequality-reducing effect of household formation. In contrast, additional workers in households and their income have strengthened the inequality-reducing effect of household formation. Given the increasing trend of old families, these results suggest for a balanced policy package that promotes employment and does not discourage co-habitation in order to maintain the inequality-reducing effect of household formation.

Keywords: Income inequality, household formation, additional workers in family