

# 인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향

성명재\* · 박기백\*\*

**논문초록** | 본 연구는 연령별 평균소득과 인구비중이 독립적이라는 가정하에서 변이제공계수(SCV)를 이용하여 연령별 인구구조의 변화가 소득분배에 미치는 영향을 추정하였다. 1982~2008년의 통계청 '가계조사'자료를 이용하여 SCV 추이를 보면 1982~94년 기간에는 연령별 인구구조의 변화가 소득분배에 미친 영향은 0에 가깝다. 반면 1994~2008년 기간에는 인구구조와 소득분포의 변화가 소득분배에 미친 영향은 각각 14.9%와 85.1%로 추정되었다. 모의실험 결과, 인구구조의 변화에 따라 SCV는 2018년의 경우 2008년 대비 7.5%, 2050년에는 27.5%가 증가될 것으로 추정되었다.

**핵심 주제어:** 소득분배, 인구구조, 고령화, 변이제공계수

**경제학문헌목록 주제분류:** D31, D63

투고 일자: 2009. 8. 24. 심사 및 수정 일자: 2009. 9. 22. 게재 확정 일자: 2009. 11. 9.

\* 제1저자, 한국조세연구원 선임연구위원, e-mail: sung@kipf.re.kr

\*\* 교신저자, 서울시립대학교 조교수, e-mail: kbpark@uos.ac.kr

## I. 서론

소득분포 또는 불평등의 원인과 추세를 살펴보는 연구는 무수히 많다.<sup>1)</sup> 그리고 소득분포를 결정짓는 요인으로서는 개인의 능력, 교육수준, 상속 재산과 같은 개인적 요소뿐만 아니라 경제발전단계, 노동시장 상황, 경제정책이나 제도 등 매우 다양한 요인이 있다. 그럼에도 불구하고 개인의 소득은 크게 자본소득과 노동소득으로 구분될 수 있으므로 소득분포는 결국 자산과 노동(인적자원)의 분포에 따라 결정된다(Bertola, 2000).<sup>2)</sup>

가장 대표적인 소득분배지표인 Gini 계수를 이용하여 우리나라의 소득분배 추이를 살펴보면 1980년대 초기부터 1990년대 초반까지는 Gini 계수가 하향 안정 형태를 보임으로써 소득분배가 개선되는 모습이었다(〈그림 1〉 참조). 그러나 1990년대 이후에는 Gini 계수가 조금씩 증가하였고 특히, 외환위기를 거치면서부터 Gini 계수가 급속히 커지며 소득분배가 악화되고 있다. 그리고 이러한 분배악화의 원인으로 산업의 고도화에 따른 임금 격차 확대, 비정규직의 증가 등 경제적 요인이 있을 수 있다. 반면 고령화 및 핵가족화 등 인구사회적인 요인이 소득분배 악화의 주요 원인이라는 주장도 많다.

통계청의 추계인구 전망치에 따르면, 1990년 5.1%에 불과하던 65세 이상 인구의 비중이 2005년에는 9.1%로 증가하였고, 2020년에는 15.7%에 이를 것으로 전망되고 있기 때문이다. 통계청의 추계인구 전망 결과를 이용하여 본 연구에서 가구주 기준 연령별 가구분포를 전망해본 바에 따르면(부록 II 참조) 65세 이상의 노인 가구 비율이 2010년 12.9%에서 2030년 27.1%, 2050년 41.2%에 이를 것으로 예측되는 등 고령화 추세가 가속화되고 있는 것으로 추정되고 있다(〈부표 7〉 참조). 다시 말하면, 급속한 인구의 고령화가 최근의 소득분배 악화에 많은 영향을 주었을 것이며, 향후에는 고령화가 소득분배에 주는 영향이 더욱 커질 것이다.

따라서 본 연구의 목적은 인구의 고령화가 소득분배 악화에 어느 정도 기여하고 있는지를 파악하고, 이에 대한 전망을 하는 것이다. 이러한 소득분배 구조의 변화 요인에 대한 분석은 소득분배 구조 개선을 위한 정부의 대응 방안에도 많은 시사점

1) 이준구(2003), Handbook of Income Distribution(2000) 참조.

2) 특히, 임금이 소득에서 차지하는 비중이 높으므로 소득격차의 원인으로 임금 격차가 주로 지목되고 있다(Katz and Autor, 1999).

을 줄 수 있다. 예를 들어, 고령화가 소득분배 악화의 주요 요인이라면 최저 임금과 같은 제도를 통하여 임금 격차를 완화시켜 소득분배를 개선하기 보다는 고령화를 늦추거나, 노령연금 등 고령자에 대한 정부지원이 더 바람직한 정부 정책이기 때문이다.

본 연구에서는 고령화 이외에 이혼, 만혼 등의 요인에 따른 가계 구조의 변화가 소득분포에 미치는 영향은 살펴보지 못했다.<sup>3)</sup> 따라서 인구구조의 변화는 고령화로 인한 연령별 인구비중이 달라지는 것만을 의미한다. 또한 정부의 복지제도가 완비되어 있는 경우 인구의 고령화가 크게 진행되더라도 강력한 재분배정책으로 가처분 소득의 분배 상태는 크게 달라지지 않을 수 있다. 그러므로 본 연구는 정부에 의한 재분배 이전의 소득분배구조를 기준으로 분석한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 분석방법론을 살펴본다. 제Ⅲ장은 통계청의 소득 자료 및 자료의 조정에 대한 내용을 다룬다. 제Ⅳ장은 인구구조의 변화가 소득분배 구조에 미치는 영향을 추정한다. 제Ⅴ장은 결론으로 연구의 결과를 요약하고 시사점을 찾아본다.

## Ⅱ. 분석방법

### 1. 기존 연구

인구구조의 변화가 소득분포에 미치는 영향을 볼 수 있는 방법으로 Pyatt 분해<sup>4)</sup>

---

3) 고령화 요인 외에도, 이혼·배우자 사별 등에 따라 편부모(single parent) 가구 비율이 빠르게 증가하고 있다. 이런 요인도 분배구조 변화에 영향을 미친다. 다만 모든 요인을 전부 고려하여 분석하는 것이 현실적으로 한계가 있기 때문에 본 연구에서는 고령화 요인에 국한하여 분석한다. 첫째, 고령화 요인만을 고려하더라도 본 연구에서는 총 41개의 셀(cell)을 가정하고 있다. 편부모 요인 등을 편모·편부·양친·소년소녀가정 등 4개의 셀로 표현한다면, 고령화와 편부모의 2가지 요인을 함께 고려할 때 164개(=41×4)의 셀이 생성된다. 과거 '가계조사'자료의 표본수가 2~3천개에 불과한 경우도 많기 때문에 164개의 셀로는 자료 수가 충분히 확보되지 않아 의미있는 분석이 어려울 수 있다. 둘째, 인구 고령화 요소는 통계청 등 객관적 기초자료 전망치가 존재하여 예측이 용이하지만, 편부모 가정 등의 요인은 예측이 곤란하여 향후 전망이 어려운 점이 많다. 따라서 본 연구에서는 고령화 요인에만 국한하여 분석하였다. 비록 예측의 관점에서는 고령화에 비해 편부모 가구의 변화 효과에 대한 분석이 더 어렵지만, 방법론상으로는 본 논문의 방법론과 동일한 방법으로 분석할 수 있다.

4) Pyatt (1976) 참조.

나 Yitzhaki 분해<sup>5)</sup>가 있다. 여기서 분해가 의미하는 바는 소득분포를 연령, 지역 등 표본 계층별로 구분하여, 각 계층의 Gini 계수와 계층간 Gini 계수로 분리하는 것이다<sup>6)</sup>.

〈표 1〉 연령그룹 Gini계수의 Yitzhaki 분해

	그룹내 (A)	그룹간	계층화	계 (Gini, B)	A/B(%)
1982	0.23422	0.05938	-0.00670	0.28691	81.6
1983	0.22924	0.06189	-0.00673	0.28440	80.6
1984	0.22219	0.06526	-0.00648	0.28097	79.1
1985	0.21551	0.06548	-0.00725	0.27375	78.7
1986	0.21731	0.06656	-0.00843	0.27544	78.9
1987	0.22002	0.06915	-0.00721	0.28196	78.0
1988	0.21843	0.06104	-0.00705	0.27242	80.2
1989	0.21296	0.06674	-0.00770	0.27200	78.3
1990	0.20000	0.06212	-0.00779	0.25433	78.6
1991	0.18659	0.06340	-0.00775	0.24224	77.0
1992	0.18850	0.05920	-0.00872	0.23897	78.9
1993	0.18677	0.06540	-0.00958	0.24260	77.0
1994	0.18849	0.06156	-0.00800	0.24205	77.9
1995	0.19387	0.05696	-0.00705	0.24378	79.5
1996	0.20200	0.05057	-0.00546	0.24711	81.7
1997	0.22411	0.06735	-0.00957	0.28189	79.5
1998	0.25415	0.06748	-0.00789	0.31374	81.0
1999	0.21776	0.05943	-0.00804	0.26915	80.9
2000	0.23533	0.05474	-0.00726	0.28281	83.2
2001	0.22632	0.05560	-0.00722	0.27469	82.4
2002	0.23498	0.05608	-0.00754	0.28352	82.9
2003	0.23760	0.06510	-0.01049	0.29220	81.3
2004	0.24617	0.06468	-0.01071	0.30014	82.0
2005	0.25159	0.06814	-0.01208	0.30765	81.8
2006	0.24800	0.07790	-0.01447	0.31143	79.6
2007	0.25037	0.08014	-0.01555	0.31496	79.5
2008	0.25352	0.07872	-0.01532	0.31693	80.0

자료: 원종학·성명재(2007).

5) Yitzhaki & Lerman(1991) 과 Yitzhaki(1994) 참조.  
6) Yitzhaki 분해와 Pyatt 분해는 세 가지 구성요소로 분해되고 각각의 요소가 유사한 성격으로 정의되지만 수량적으로 동일하지는 않다.

연령을 기준으로 계층을 나눈다면 계층간 Gini는 연령간 평균 임금의 격차, 즉 소득불평등도라고 할 수 있다. 원종학·성명재(2007)의 연구에서는 연령계층간 시장소득의 분포 변화를 계산하고 있다. 예를 들어, Yitzhaki 분해의 경우 Gini 계수의 70~80% 정도는 연령계층내 Gini 계수가 설명하고 나머지 20~30%를 연령계층간 Gini 계수 등이 설명하고 있다고 하고 있다(〈표 1〉 참조). 다시 말하면, 소득분배의 20~30% 정도는 인구구조에서 파생하는 것으로 해석할 수 있다.

특기할 만한 것은 소득분배가 개선되던 1990년대 초반 이전에는 연령계층별 Gini 계수가 낮아진 반면 연령계층간 Gini계수는 변동이 없었지만 소득분배가 악화되고 있는 1990년대 중반 이후에는 연령계층별 및 연령계층간 Gini계수가 커지고 있다는 점이다. 이러한 결과는 가속화되고 있는 고령화가 소득분배 구조에 크게 영향을 미쳤을 가능성을 강하게 시사한다.

## 2. 분석 모형

소득분포를 나타내는 지표는 단순히 소득분포의 분산을 이용하는 변이제공계수(SCV) 방식, 소득의 순서와 차지하는 비중을 이용한 Gini계수 방식, 소득계층에 가중치를 주는 Atkinson 방식 등 다양하다.<sup>7)</sup>

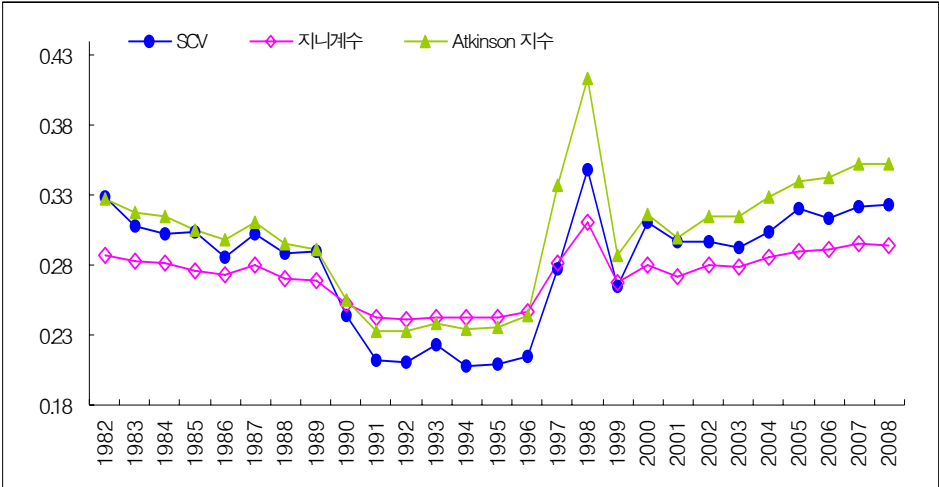
다만 계수간 차이를 이해하기 위하여 Gini계수와 SCV, Atkinson 지수로 추정한 소득불평등도를 살펴보자.<sup>8)</sup> 1982~2008년 동안 2인 이상 도시가구의 총소득 기준 Gini계수와 SCV, Atkinson 지수의 변화추이는 〈그림 1〉에서 보는 바와 같이, 1997~1998년의 경제위기 기간을 제외하면, 대체로 완만한 U자형 곡선을 그리고 있다. 다만 Gini계수보다 SCV가 소득분포 변화에 더 민감하게 반응하는 경향이 있다. 이런 특성을 반영하듯이 SCV는 Gini계수에 비해 변화의 진폭(높낮이)이 더 크다. 변화 진폭의 절대값이 작기는 하지만 상대적 진폭을 놓고 보면 Atkinson 지수도 Gini계수에 비해 변화의 진폭이 더 크다. 절대값이 다소 차이를 보이기는 하지만, Gini계수, SCV, Atkinson 지수 모두 1980년대 이후 1990년대 초까지 그 값이 작아짐으

7) 이준구(2003)의 ‘불평등도의 지수’ 편에서 설명하고 있는 것처럼 Gini 계수를 가장 많이 사용하기는 하지만 각각 장단점을 보유하고 있어 지수간의 우열을 말하기는 힘들다.

8) Atkinson 지수는 여타 지수에 비해 추정치의 절대값이 작기 때문에 비교의 편의상 추정치에 5를 곱하여 비교단위를 비슷한 수준으로 조정하여 〈그림 1〉에 표시하였다.

로써 상대소득격차가 축소되었음을 시사하는 한편 1990년대 전반에는 대체로 하향 안정세를 보이다가 1990년대 중반이후 상승 추세로 반전된 것으로 추정되었다. 아울러 1997~1998년에는 경제위기로 인해 Gini계수, SCV, Atkinson 지수 모두 예년의 값을 크게 초과하였다. 두 가지 모두 절대수준과 변화의 진폭에 차이가 있을 뿐 소득분배구조의 변화를 나타내는 방향은 거의 대동소이한 모습을 보이는 것으로 추정할 수 있다.

〈그림 1〉 총소득 변이제공계수(SCV), Gini계수, Atkinson 지수 (2인 이상 도시가구)



주: Atkinson 지수의 경우 가중치( $\alpha$ )가 0.5인 경우를 상정하였음. Atkinson 지수 추정치의 값은 대체로 0.06~0.08의 범위내에 있어 SCV나 Gini계수와 단위(scale)가 맞지 않기 때문에, 비교의 편의상 본래의 값에 5배를 하여 그림으로 표시하였음.

‘가계조사’자료가 표본자료인 만큼 이를 토대로 추정된 소득불평등도 추정치는 오차를 내포하고 있다. 따라서 지수 추정치 값의 차이가 표본오차에 의한 것인지 또는 구조적 차이에 의한 것인지에 대한 통계적 검증을 할 필요가 있다. Bootstrap을 통해 SCV, Gini계수, Atkinson 지수에 대한 경험확률분포를 추정하여 95% 신뢰구간을 추정해본 결과 1982년의 SCV, Gini계수 또는 Atkinson 지수는 2008년의 95% 신뢰구간안에 포함되며, 반대의 경우도 동일한 결과를 나타내었다<sup>9)</sup> (〈부표

9) Bootstrap을 통한 Gini계수 등 소득불평등도 지수의 신뢰구간 추정방법은 Clark & Taylor (1999)에 의해 시도된 바 있다. 그들은 200회의 Bootstrap을 통해 경험분포 구축 및 신뢰구

3), <부표 4> 참조). 1982년과 2008년 사이에 SCV, Gini계수, Atkinson 지수가 미소한 차이로 반대의 부호를 나타내기도 하지만, 통계학적 관점에서 볼 때 본질적으로 다르다고 보기는 어렵다. 그러므로 SCV, Gini계수, Atkinson 지수는 절대수준의 차이가 있지만 변화의 방향 측면에서는 서로가 매우 유사한 결과를 나타내고 있다.

위에서 보듯이 절대수준에는 차이를 보이지만 소득불평등도의 변화추세를 파악함에 있어서는 어떤 지표를 사용하더라도 본질적인 차이가 별로 없음을 알 수 있다. 그런데 Gini계수나 Atkinson 지수를 사용하면 인구구조의 변화에 따른 Gini 계수 변화를 명확하게 분리하기가 어렵다. 따라서 본 연구에서는 가장 단순하면서도 수학적으로 지수 값의 분리가 용이한 SCV를 이용한다.

SCV는 분산을 평균의 제곱으로 나눈 것이다. 따라서 소득을  $y$ 라고 하고, 분산을  $V$ , 평균을  $\mu$ 라고 하면 변이제공계수는  $SCV = V(y)/\mu^2 = \int (y - \mu)^2 f(y) dy / \mu^2$ 로 정의된다. 이 식을 표본자료 기준의 통계량으로 다시 쓰면  $SCV = \sum w_k (y_k - \mu)^2 / \mu^2$ , (단,  $w$ 는 표본의 추출 가중치)가 된다.  $\sum w_k y_k = \mu$ ,  $\sum w_k = 1$ 이므로 표본에서의 SCV는 다음과 같다.

$$SCV = \sum w_k (y_k - \mu)^2 / \mu^2 \quad (1)$$

본 연구에서는 소득 및 가중치는 서로 독립적이라고 가정한다. 다시 말하면, 가중치의 변화가 연령별 소득 자체에는 영향을 미치지 않으며, 반대로 소득의 변화도 가중치에 영향을 주지 않는 것으로 본다. 다시 말하면, 연령별 소득이 고정된 상태에서 단순히 연령별 인구 비중만 변하는 경우의 변이제공계수 변화를 살펴본다. 변이제공계수(SCV)가 소득 및 가중치의 함수이며, 서로 독립적이므로 변이제공계수의 변화는 (가중치 변화  $\times$  소득) + (소득의 변화  $\times$  가중치) 형태로 나타난다.

먼저 소득의 변화는 없고, 단순히 추출 가중치만 변하는 경우라면  $w_1 = w_0 + \Delta w$ 이 된다(첨자 0은 기준연도, 첨자 1은 비교연도 표시). 이를 식 (1)에 대입하여 정리하면 다음과 같다.

---

간을 추정하였다. 그러나 보다 엄밀한 추정을 위해 본 연구에서는 각각 3천회씩의 복원무작위 추출을 통한 Bootstrap을 시행하였다. 추정결과는 부록 I의 <부표 3>~<부표 4> 참조.

$$\begin{aligned}
\Delta SCV^* &\equiv SCV_1^* - SCV_0 \\
&= (\lambda^* - 1)(1 + SCV_0) + \sum \Delta w y_0^2 / \mu_1^{*2} \\
\lambda^* &= \mu_0^2 / \mu_1^{*2}, \quad \mu_1^* = \sum w_1 y_0
\end{aligned} \tag{2}$$

연령별 인구구조의 변화는 연령별 가중치의 변화라고 할 수 있다. 이는 기준연도와 비교연도 사이의 연령그룹별 표본가중치 합의 변화로 측정할 수 있다. 예를 들어 인구의 고령화가 진행될수록 고연령가구의 비중이 상승하고 저연령가구의 비중이 감소하는 것이 한 예이다.

만약 가중치의 변화는 없고, 단순히 소득분포의 변화만 있는 경우는  $y_1 = y_0 + \Delta y$ 라 할 수 있으며, 위와 동일한 방법을 식 (1)에 대입하는 경우 소득분포의 변화는 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
\Delta SCV^o &\equiv SCV_1^o - SCV_0 \\
&= (\lambda^o - 1)(1 + SCV_0) + (2 \sum w_0 \Delta y y_0 + \sum w_0 \Delta y^2) / \mu_1^{o2} \\
\lambda^o &= \mu_0^2 / \mu_1^{o2}, \quad \mu_1^o = \sum w_0 y_1
\end{aligned} \tag{3}$$

가중치의 변화가 없는 상태에서 소득분포가 변화한다는 것은 각 연령그룹의 소득 평균과 분산(표준편차)이 변화함을 의미한다. 기준연도(0)와 비교연도(1) 사이에 소득의 평균과 표준편차의 변화를 나타내는 이행식은 아래와 같이 표현할 수 있다.

$$y_1 = \mu_1 + (y_0 - \mu_0) \cdot \frac{s_1}{s_0} \text{ }^{10)}, \quad \text{단, } \mu_1 = \sum y_1 w_0, \quad s_1^2 = \sum (y_1 - \mu_1)^2 w_0 \tag{4}$$

이를 달리 표현하자면, 기준연도의 자료를 기준으로 할 때 가중치는 그대로 둔 상태에서 기준연도의 각 연령별 소득분포가 비교연도 시점에서의 소득 평균·표준편차의 값을 가지도록 가상적으로 기준연도의 소득자료 값을 위의 수식으로 표현되는 일정한 규칙에 근거하여 변환시켜주는 것이다. 이 때 변환 방식은 소득변수의

---

10) 이 식을  $y_1 = y_0 + \Delta y$ 의 형태로 표현한다면  $\Delta y = \frac{y_0}{s_0}(s_1 - s_0) + \frac{1}{s_0}(s_0 \mu_1 - s_1 \mu_0)$ 로 표현된다.

상대분포의 모습은 그대로 간직하면서 평균과 표준편차를 변화시켜주므로 변수의 정규화(normalization) 방식이라고 할 수 있다.<sup>11)</sup>

소득과 표본의 가중치가 독립적이라는 의미는 표본의 가중치가 소득에 영향을 주지 않는다는 것을 의미한다. 예를 들어, 표본의 가중치가 인구 구성인 경우를 생각해보자. 이 경우 위의 식에 따른 소득분배의 변화에 대한 분석은 인구구조가 변화하여도 연령대별 소득에는 영향이 없는 경우의 SCV 계수 변화를 의미한다.

다시 말하면, 개인의 소득이 임금소득과 자산소득으로 구성되므로 연령대별 노동생산성이나 자산 축적 등이 고령화의 영향을 받지 않는다고 보는 것이다. 그러나 고령화가 진행되어도 특정 연령의 노동생산성은 큰 변화가 없겠지만 미래 소비의 규모가 증가하므로, 그에 대비한 자산 축적 규모는 변할 가능성이 높다. 즉, 자산소득은 고령화의 영향을 받을 가능성이 높다. 따라서 본 연구의 분석은 인구구조의 변화가 소득분배에 미치는 직접적 효과라고 할 수 있으며, 인구구조의 변화가 임금이나 자산의 분포에 미치는 간접적인 영향은 제외된 것이라는 점에 유의하여야 한다.

### III. 분석자료

#### 1. 원시자료

분석자료로는 ‘가계조사’자료를 사용한다. 현재 ‘가계조사’자료는 1982~2008년의 자료가 이용가능하다. 1982~2002년의 경우에는 도시지역에 거주하는 2인 이상 가구를 대상으로 하며, 2003~2005년은 전국단위의 2인 이상 가구, 2006년부터는 1인 가구도 포함한 사실상 전국단위의 전가구를 대상으로 조사되어 있다. 따라서 분석기간에 따라 ‘가계조사’자료가 담고 있는 자료의 포괄범위가 다르기 때문에 자료

11) 가중치의 변화효과(또는 인구구조의 변화효과)와 소득변화 효과를 합산하면 가중치와 소득변화가 동시에 발생하는 경우의 효과와 질적으로는 사실상 동일하지만 추정결과는 매우 근소한 차이가 발생할 수 있다. 1982~2008년 사이의 경우를 예로 들면 약 1% 정도의 차이가 발생한다. 이는 양자간의 교집합 효과와 함께 횡단면 자료 추출에 따른 표본추출오차로 볼 수도 있다. ‘가계조사’자료는 (층화) 무작위추출을 기본으로 하는 만큼 이런 종류의 오차는 확률적 오차에 해당되며, 표본수가 증가하더라도 점근적으로조차 사라지지 않는 편의(bias)와는 근본적으로 구별된다.

포괄범위를 통일하기 위해 본 연구에서는 1982~2008년 전 기간에 대해 도시지역에 거주하는 2인 이상 가구에 한정하였다<sup>12) 13)</sup>.

‘가계조사’자료에 나타난 주요 연도에 대한 표본자료의 특성은 <표 2>에서 보는 바와 같다. 1982년에는 가구당 평균 총소득 395만원 중 299만원을 소비하고여(평균 소비성향 75.6%), 가구는 평균 11.3만원의 소득세를 부담한다. 가구당 가구원 수는 평균 4.53인이고, 이 중 1.16인이 취업자이며 가구주의 연령은 38.4세에 이른다. 1994년과 2008년에는 소득·소비지출이 모두 크게 증가하였다. 다만 소비성향은 각각 66.8%와 61.7%로 하락추세를 보였다. 가구원 수는 각각 3.84인과 3.36인으로 축소되어 핵가족화 경향이 짙어지고 있음을 암시한다. 아울러 가구주 평균 연령도 41.2세와 48.0세로 빠르게 상승하고 있다. 이는 인구의 고령화가 빠르게 상승하고 있음을 보여주는 것으로 생각된다.

<표 2> ‘가계조사’자료 기술통계(2인 이상 도시가구 기준)

(단위: 원, 명, 세, %)

	1982	1994	2008
총소득	3,954,004	20,213,669	45,463,741
소비지출	2,987,976	13,500,564	28,061,859
소비성향(%)	75.57	66.79	61.72
가구원 수	4.53	3.84	3.36
취업인 수	1.16	1.47	1.41
가구주 연령	38.4	41.2	48.0
소득세 부담	113,092	645,125	1,812,621

12) ‘가계조사’자료는 소득·소비지출 및 가구특성 정보를 담고 있다. 다만 소득 관련 정보의 경우에는 2002년까지 근로자가구만을 대상으로 제공해주고 있다. 본 연구에서는 강석훈·박찬용(2003)의 연구 중 역소비함수 추정법을 통해 근로자와외가구에 대한 소득을 추정하여 사용하였다.

13) 1인 가구는 상당수가 노인가구와 청년가구로 구성되어 있다. 따라서 1인 가구까지 포함하면 2인 이상 가구만을 대상으로 하였을 때보다 인구구조 변화에 따른 효과가 더 크게 나타날 것으로 예상할 수 있다. 다만 전국단위의 1인 가구까지 포함하는 경우에는 이용가능한 자료가 2006~2008년의 3개년도에 국한되어 고령화 효과 및 소득분포 변화효과를 분리해 추세분석함에 있어 시계열이 너무 짧다는 치명적이 단점이 지적된다. 따라서 본 연구에서는 불가피하게 2인 이상 도시가구만을 분석대상으로 한정하였다.

## 2. 자료 조정

‘가계조사’원시자료는 월별로 구축되어 있고 분기별로 묶어 제공된다. 본 연구에서는 월별자료를 동일 가구별로 묶어 연간단위로 환산하였다. 연간단위로 자료를 환산한 이유는 임금결정구조 등이 대부분 연간단위로 이루어지기 때문에 단위를 통일하기 위해서이다.

그런데 ‘가계조사’자료는 피조사자구의 이사, 사망, 외출 또는 기타의 이유로 인해 월별자료 중 일부가 누락되는 경우가 상당수에 이른다. ‘가계조사’자료의 월별자료가 계절성(seasonality)를 가지며, 계절성이 일정하지 않은 패턴을 가지고 있으므로 성명재(2002)의 방법을 이용하여 계절편의 문제를 제거하였다.

가구구성원은 물리적인 공간을 공유하면서 소비생활도 함께 하기 때문에 가구의 크기, 즉 가구원 수가 다를 경우 동일한 후생수준을 나타내 주는 소득수준도 달라진다. 이와 같이 가구원 수의 차이에도 불구하고 동일 수준의 후생을 나타내 주는 필요경비적 성격의 소득은 가구원 수에 대해 규모의 경제가 작용하기 때문에 동일 후생을 제공하는 소득수준의 증가율은 가구원 수의 증가율보다 작은 것이 일반적이다. 따라서 서로 다른 납세자의 등가소득을 추정하기 위하여 동등화지수(equivalence scale)를 사용한다. 동등화지수는 다양한 형태가 있지만 본 연구에서는 통상적으로 사용하는 동등화지수, 즉 가구원 수에 제곱근<sup>14)</sup>을 사용하여 소득을 나뉘주는 방식을 택하였다<sup>15)</sup>.

## IV. 분석결과

### 1. 인구구조의 변화가 소득분배에 미치는 영향

본 연구에서는 1982년 자료를 기준으로 인구구조 및 소득 변화가 SCV 변화에 기

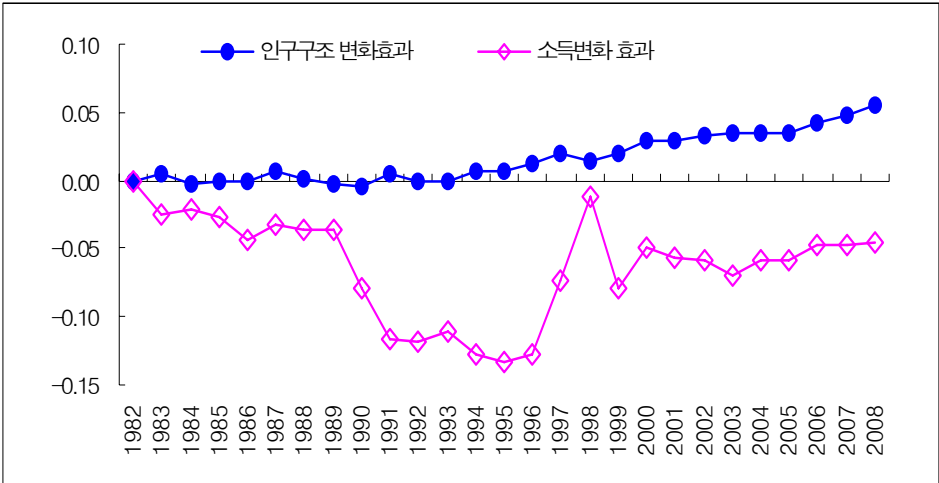
14) Burniaux 외(1998) 참조.

15) 가구원 수에 따른 소득 조정을 하기 위하여 성인과 미성년자의 차이를 고려하거나 규모의 경제를 고려할 수도 있다. 이를 수식으로 표현하면 조정된 소득은  $Y^* = Y / (A + aC)^b$  라고 할 수 있다. 여기서  $Y$ 는 가구 소득이며,  $A$ 는 성인 수,  $C$ 는 미성년자 수,  $a$ 는 미성년자 조정을 위한 계수,  $b$ 는 규모의 경제를 조정하는 계수이다. 본 연구에서는  $a$ 는 1,  $b$ 는 0.5를 사용한 것이 된다.

여한 정도를 추정하였다(〈그림 2〉 참조).<sup>16)</sup> 인구구조의 변화효과는 식 (2)에 나타난 것처럼 기준연도인 1982년의 가중치에  $\Delta w$ 를 추가하는 것을 의미한다. 소득분포의 변화효과는 식 (3)에 나타난 것처럼 기준연도인 1982년의 소득에  $\Delta y$ 를 추가하는 것을 의미한다. 이 때 식 (4)처럼 정규화를 위하여 소득의 평균·표준편차가 변환되었다.

이런 방법을 통해 추정된 인구구조 변화효과는 〈그림 3〉에서 보듯이 1982~1993년 사이에 특별한 변화를 보이지 않다가 1994년 이후 효과가 가시적으로 상승하는 모습을 보여주었다. 반면에 소득변화만을 고려하였을 경우에는 SCV 계수의 (누적) 변화효과가 1983~2008년 기간을 통틀어 지속적으로 음(-)의 값을 가지는 것으로 분석되었다. 이는 인구구조 변화를 제외한 나머지 요인들이 1982년에 비해 상대소득격차를 완화해주는 방향으로 작용하였음을 시사한다. 다만 (누적) 효과의 크기는 기간에 따라 상대적으로 큰 차이를 보이고 있다.

〈그림 2〉 SCV 변화 기여도(1982년 기준, 1982~2008년 효과)



기간별로 효과가 차이가 많이 나고 있으므로 분석대상 기간을 두 기간(전반기: 1982~1994년, 후반기: 1994~2008년)으로 나누어보자. 다시 말하면 분석의 기준연

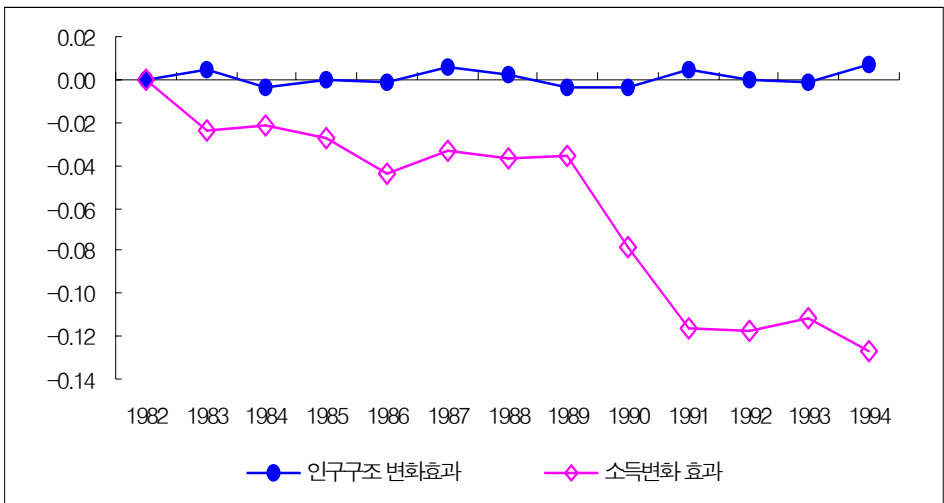
16) 2008년 자료를 이용하여 이전연도의 연령별 가중치를 대입하는 경우에도 본질적으로 대칭적인 추정결과를 얻을 수 있다. 이 경우 각 연령대별 소득분포의 특성은 그대로 유지해야 한다. 이는 앞에서 설명한 정규화 방법을 통해 달성할 수 있다.

도를 전반기는 1982년 후반기는 1994년으로 하여 인구구조 변화와 소득변화의 효과를 살펴보았다.

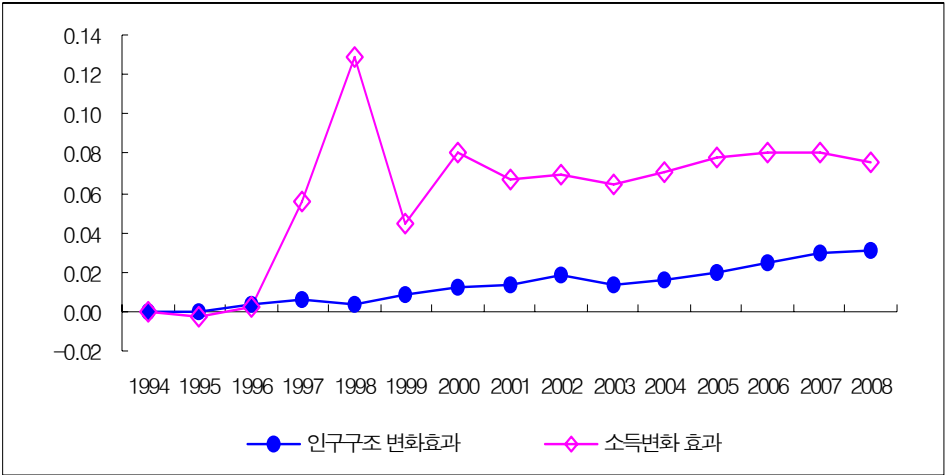
전반기의 경우에는 <그림 3>에서 보듯이 인구구조의 변화에 의한 SCV의 변화효과는 무시할 수 있을 정도로 미미한 것으로 추정되었다. 반면에 소득(평균·표준편차) 변화에 의한 SCV의 변화는 항상 음(-)의 값을 가질 뿐만 아니라 시간이 경과할수록 절대값이 더욱 커지는 것으로 추정되었다. 이는 1982~1994년 동안 소득분포 구조 자체가 상대소득 격차를 축소시켜주는 방향으로 변화하였음을 시사한다. 따라서 전반기의 경우에는 인구변화에 의한 효과는 사실상 전무한 반면 연령대별 소득분포(평균·표준편차)의 변화에 의한 소득분배격차 개선효과는 상당히 컸던 기간이며, 그 크기는 최대 -0.127에 이르렀다.

후반기의 경우에는 전반기와 완전히 다른 모습을 보여주었다(<그림 4> 참조). 고령화로 대변되는 연령별 인구구조의 변화가 1990년대 중반 이후 가시적으로 두드러지게 나타나면서 인구구조 변화에 따라 SCV의 변화가 양(+)의 값을 나타내기 시작하였을 뿐만 아니라 시간이 경과함에 따라 절대값도 커지고 있으며, 2008년에는 누적효과가 0.031에 이르고 있다. 이는 다른 연령층에 비해 상대소득격차가 큰 고연령층의 표본가중치가 비교적 상당히 빠른 속도로 상승하고 그에 따른 효과가 가시화되고 있다는 것을 의미한다.

<그림 3> SCV 변화 기여도(1982년 기준, 1982~1994년 효과)



〈그림 4〉 SCV 변화 기여도(1994년 기준, 1994~2008년 효과)



후반기에는 소득분포 변화에 의해서도 상대소득격차 또는 소득불평등도를 나타내는 SCV가 확대된 것으로 추정되었다. 1997~1998년의 경제위기 기간에는 소득분포구조의 일시적·대폭적인 악화현상이 발생하였으나 그 이듬해부터는 본래의 추세선으로 회복된 것으로 추정된다. 2000년대에는 소득효과에 의한 SCV의 변화폭( $\Delta SCV$ )은 크게 둔화되면서 (누적) 효과는 0.08 수준에서 안정화되고 있는 모습을 보이고 있다. 이는 2000년대 중반이후에는 소득분포(평균표준편차)의 변화가 소득불평등도에 미치는 영향은 거의 변화가 없다.<sup>17)</sup>

〈표 3〉은 전체 변화에서 인구 변화와 소득분포 변화가 차지하는 비율을 나타낸 것이다. 이에 따르면 전반기의 경우에는 SCV의 변화가 거의 전적으로 소득효과에 의해 좌우되었다. 반면 후반기에는 인구구조의 변화(고령화)에 의한 SCV의 변화 기여도도 상당 수준에 이른다. 1990년대 후반기에는 고령화 효과의 SCV 변화효과가 1996년을 제외하면 대체로 10%대였으나 2000년대 이후 그 비중이 상승하기 시작하여 최근에는 거의 30% 수준에 육박하는 것으로 추정되었다.

17) 가능성이 높지만 이런 변화추이가 추세적·구조적으로 안정화되고 있는지의 여부는 불분명하다. 추후 지속적인 고찰을 통해 이를 검증해볼 필요가 있는 것으로 판단된다.

〈표 3〉 인구구조와 소득분포 변화시 변이제공계수의 변화 기여도(비중)

(단위: %)

1982~1994			1994~2008		
	인구구조 변화	소득효과		인구구조 변화	소득변화
1983	-23.8	123.8	1995	13.1	86.9
1984	14.3	85.7	1996	57.6	42.4
1985	-0.6	100.6	1997	9.9	90.1
1986	2.6	97.4	1998	2.6	97.4
1987	-21.1	121.1	1999	15.4	84.6
1988	-5.6	105.6	2000	12.8	87.2
1989	8.9	91.1	2001	17.4	82.6
1990	4.9	95.1	2002	21.0	79.0
1991	-3.6	103.6	2003	17.8	82.2
1992	0.4	99.6	2004	18.3	81.7
1993	1.0	99.0	2005	19.6	80.4
1994	-5.7	105.7	2006	23.7	76.3
			2007	26.8	73.2
			2008	29.0	71.0
평균	-2.4	102.4	평균	20.4	79.6

## 2. 향후 인구구조 변화시의 소득분배 효과 전망

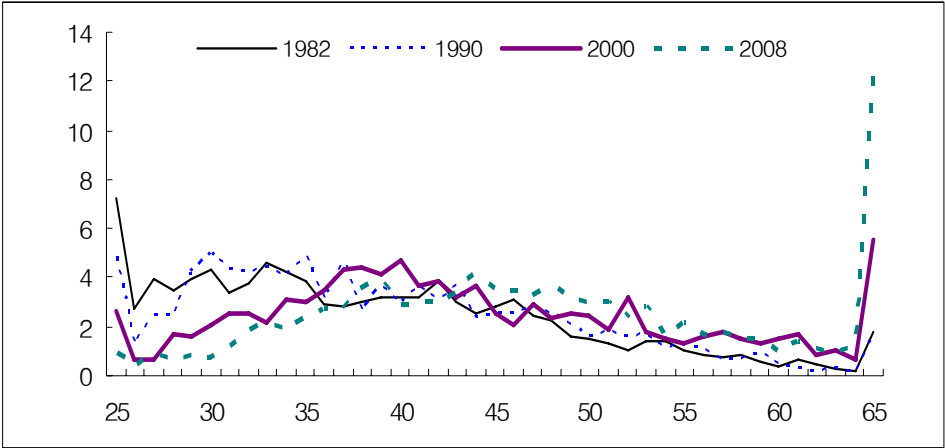
만약 〈그림 4〉에 나타난 것처럼 소득분포 효과가 더 이상 확대되지 않고 안정화 된다는 가상적인 상황하에서 인구의 고령화가 계속 진전된다면, 향후에는 인구 구조의 변화가 소득불평등도의 확대를 주도할 가능성도 높다. 따라서 향후 인구의 고령화가 소득불평등 구조에 미치는 영향에 대해 분석·전망해본다.

본 연구에서는 ‘가계조사’자료에 근거하여 가구소득을 기준으로 소득불평등도를 분석하므로 인구분포의 변화를 가구구조의 변화로 변환하였다. 이를 위하여 장래의 연령대별 인구 및 가구분포 구조에 대한 전망을 하였다(구체적인 내용은 부록 II 참조). 앞에서의 추정결과와의 일치성을 유지한다는 차원에서 향후 인구구조의 변화가 소득분배구조에 미치는 영향을 분석함에 있어서도 2인 이상 도시가구에 한정하였다. 그리고 가구주 연령별 가구분포는 연령별 인구분포와 근본적으로 큰 차이가 있다. 따라서 가구주 연령별 가구분포에 대한 추정치가 필요하다. 연령별 인구분포는 통계청에서 추계하여 발표하고 있으나 가구주 연령별 분포는 정보가 없기 때문

에 본 연구에서 별도로 추정하였다. 추정에서는 연령별 추계인구 전망치, 가구수 전망, 가구당 평균가구원수, 연령대별 가구주의 비율(가구주율) 등이 사용되었다(추계 방법에 대한 세부 내용은 부록 II 참조).<sup>18)</sup>

〈그림 5〉 가구주 연령별 분포 추이(2인 이상 도시가구 기준)

(단위: %)



2008년 ‘가계조사’자료(2인 이상 도시가구)를 기준으로 2050년까지의 인구·가구 비중 변화에 의한 SCV 변화효과는 〈표 4〉와 같다. 여기서 소득변화 효과는 없는 것으로 가정하였으므로 SCV의 변화는 바로 인구구조의 변화 효과를 의미한다.<sup>19)</sup> 〈표 4〉에 따르면 2008년 현재 SCV는 0.32291로 추정되는데, 인구의 고령화로 대 변되듯이, 향후에 인구구조가 변화할 경우 SCV가 점증하기 시작하여 그 추세는 2050년까지도 지속되는 것으로 추정되었다.

10년이 경과한 2018년에는 SCV가 2008년 대비 7.5% 증가하며 2028년, 2038년, 2048년 각각 2008년 대비 14.9%, 21.8%, 26.4% 상승한다. 시간이 경과함

18) 2인 이상 도시가구를 기준으로 할 때 가구주의 연령이 65세 이상인 고령가구의 비율은 1982년 1.8%이었으며, 이후 다소의 등락을 보였으나 1990년대 중반까지 3~4% 수준에 머물렀다. 1990년대 중반이후부터 고령가구비율이 빠르게 증가하기 시작하여 2000년 5.6%, 2005년 7.6%, 2008년 12.2%로 추정되고 있다.

19) 2000년대 중반 이후 소득분포 변화에 의한 SCV의 변화는 거의 없는 것으로 추정되었다. 즉,  $\Delta SCV=0$ 과 마찬가지로의 상태이다. 이 상태가 향후에도 지속된다고 가정하는 것과 마찬가지로 해석할 수 있다.

에 따라 SCV가 계속 상승하지만 상승폭은 각각 7.5%p, 7.4%p, 6.9%p, 4.6%p로 체감한다. 이는 시간이 경과할수록 고령가구의 비율이 상승하지만 고령가구 비율의 증가율은 체감하는 것과 관련이 깊은 것으로 추측된다.

〈표 4〉 인구구조 변화시 변이제공계수의 변화 전망(2008년 기준)

(단위: %)

연도	SCV	2008년 대비 누적 변화율	연도	SCV	2008년 대비 누적 변화율
2008	0.32291	-	2029	0.37305	15.5
2009	0.3253	0.7	2030	0.37504	16.1
2010	0.32767	1.5	2031	0.37775	17.0
2011	0.33006	2.2	2032	0.38047	17.8
2012	0.33245	3.0	2033	0.3832	18.7
2013	0.33484	3.7	2034	0.38594	19.5
2014	0.33724	4.4	2035	0.38869	20.4
2015	0.33965	5.2	2036	0.39022	20.8
2016	0.3421	5.9	2037	0.39175	21.3
2017	0.34455	6.7	2038	0.39326	21.8
2018	0.34701	7.5	2039	0.39477	22.3
2019	0.34948	8.2	2040	0.39628	22.7
2020	0.35195	9.0	2041	0.39749	23.1
2021	0.35455	9.8	2042	0.3987	23.5
2022	0.35716	10.6	2043	0.39991	23.8
2023	0.35977	11.4	2044	0.40113	24.2
2024	0.3624	12.2	2045	0.40234	24.6
2025	0.36504	13.0	2046	0.40422	25.2
2026	0.36705	13.7	2047	0.40612	25.8
2027	0.36906	14.3	2048	0.40802	26.4
2028	0.37106	14.9	2049	0.40993	26.9
			2050	0.41185	27.5

V. 결론 및 시사점

소득분배구조의 변화는 각종 경제변수는 물론이고 인구구조의 변화 등에도 크게 영향을 받는다. 본 연구에서는 인구구조와 (연령대별) 소득이 독립적이라는 가정하

에서 인구구조의 변화가 소득분배구조(소득불평등도)에 미친 영향을 여타 요인에 의한 것으로부터 분리하여 추정하였다.

1982~2008년의 통계청 ‘가계조사’자료(2인 이상 가구 기준)를 사용하여 분석한 결과, 1982~1993년 기간에는 소득불평등도를 나타내는 변이제공계수(SCV)는 〈부표 2〉에 나타난 것처럼 전체적으로 감소(0.328→0.222, 33.2% 하락)하였다. 이 가운데 인구구조의 변화는 분배격차에 거의 영향을 주지 않았고, 분배 격차의 대부분은 연령별 소득분포(평균, 표준편차)의 변화에 의해 발생하였다. 따라서 이 기간 동안에는 인구구조 변화에 의한 효과는 사실상 없으며 거의 전적으로 소득분포의 변화에 따라 SCV로 추정한 소득불평등도의 하락 현상이 나타났다.

1994~2008년 기간에는 소득불평등도가 크게 확대되었다. 동 기간 SCV는 〈부표 2〉에 나타난 것처럼 0.20759에서 0.32291로 55.6% 증가되었다. 특징적인 것은 해당 기간에는 이전 기간과는 달리 인구구조 변화에 의한 SCV 증가효과가 커지고 있다는 점이다. 더 구체적으로, SCV의 변화에서 인구변화가 차지하는 비중이 〈표 3〉에 나타난 것처럼 2000년 12.8%에서 2008년 29.0%로 높아지고 있다.

소득분포가 안정화된 상황에서 가상적으로 인구구조의 고령화가 지속될 경우에는 〈표 4〉에 나타난 것처럼 SCV가 계속 상승하여 2050년에는 2008년 대비 27.5% 상승할 것으로 예측되었다. 따라서 향후에는 인구구조의 변화에 의한 소득불평등도의 확대 가능성이 상당히 높다고 할 수 있다. 다만 인구의 고령화가 진전될수록 소득불평등도(SCV)의 확대 속도는 다소 완화된 것으로 추정되었다.

따라서 향후에는 소득분포 변화에 의한 소득불평등도의 증가 없이, 평균수명의 상승과 저출산 등으로 대변되는 인구구조의 변화만으로도 소득불평등도가 매우 크게 증가할 것으로 보인다. 이는 소득분포 자체의 상대적 격차 확대를 억제하는 데 성공적이라고 하더라도 인구구조의 변화에 의한 상대소득 격차의 확대가 상당히 크므로 만약 소득불평등도의 성공적인 축소를 위해서는 인구구조 변화 효과를 상쇄할 수 있을 만큼의 고령대책 등이 필요할 것임을 시사하고 있다.

본 연구는 인구구조와 소득이 독립적이라는 가정하에서 분석한 것이므로 유의하여 해석할 필요가 있다. 만약 인구구조의 변화, 예를 들어 고령화가 연령대별 평균 소득에 주는 영향이 큰 경우에는 본 연구의 결과와는 다소 다른 결과를 얻을 수도 있다. 특히, 단기와는 달리 장기에 있어서는 고령화의 효과가 누적되어 연령대별 소득이 상당히 달라질 수도 있을 것이므로, 고령화가 소득에 미치는 영향에 대한

연구도 필요하다.

또한 본 연구는 단순히 연령별 인구의 구성만을 기준으로 하고 있으며, 이외의 다른 요인을 감안하고 있지 않다. 따라서 1인 가구의 증대, 이혼 등으로 인한 편부모 가구의 증대 등이 ‘가계조사’자료의 ‘가계’ 소득분포에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 다시 말하면, 연령별 인구 구성의 변화 이외에 다른 인구구조 변화 요인이 소득분배에 미치는 연구도 필요하다.

## ■ 참 고 문 헌

1. 강석훈·박찬용, “소득분배 추정방법의 한계에 대한 고찰,” 『재정논집』, 제18집 제1호, 한국재정·공공경제학회, 2003, pp. 29-49.  
(Translated in English) Kang, Seoghoon and Chanyong Park, “On the Limitations of Estimating Income Inequality,” *The Korean Journal of Public Finance*, Vol. 18, No. 1, 2003, pp. 29-49.
2. 성명재, 「우리나라 도시가구의 지니계수 추정에 관한 연구: 편의검정과 편의교정 전후의 지니계수 비교를 중심으로」, 『재정연구』, 제9권 제1호, 한국조세연구원, 2002, pp. 1-38.  
(Translated in English) Sung, Myung Jae, “Gini Coefficients of Urban Households: Comparison between Before and After Adjusting Seasonality and Selection Bias,” *Review of Fiscal Studies*, Vol. 9, No. 1, 2002, pp. 1-38.
3. 원종학·성명재, 『소득분배격차 확대의 원인과 정책대응 방향』, 연구보고서 07-10, 한국조세연구원, 2007.  
(Translated in English) Won, Jonghak and Myung J. Sung, *Increasing Income Inequality in Korea and Policy Suggestions*, Research Report 07-10, Korea Institute of Public Finance, 2007.
4. 이준구, 『소득분배의 이론과 현실』, 다산출판사, 2003.  
(Translated in English) Lee, Joon K., *Theory and Reality of Income Distribution*, Seoul: Dasan Books, 2003.
5. Atkinson, A., and F. Bourguignon, “Introduction: Income Distribution and Economics,” in A. Atkinson and F. Bourguignon (eds), *Handbook of Income Distribution*, Vol. 1, 2000, pp. 1-58.
6. Bertola, G., “Macroeconomics of Distribution and Growth,” in A. B. Atkinson and F. Bourguignon (eds), *Handbook of Income Distribution*, Elsevier Science, 2000.

7. Burniaux, Jean-Marc, Thai-Thang Dang, Douglas Fore, Michael Förster, Marco Mira d'Ercole and Howard Oxley, "Income DIstribution and Poverty in Selected OECD Countires," Economics Department Working Papers No. 189, OECD, 1998.
8. Clark, Tom and Jayne Taylor, "Income Inequality: A Tale of Two Cycles?," *Fiscal Studies*, Vol. 20, 1999, pp.387-408.
9. Katz, V.F. and D.H. Autor, "Changes in the Wage Structure and Earning Inequality," in O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, North Holland Press, 1999, pp.1463-1555.
10. Pyatt, Graham, "On the Interpretation and Disaggregation of the Gini Coefficient," *Economic Journal*, 1976, pp.243-254.
11. Yitzhaki, Shlomo, "Economic Distance and Overlapping of Distributions," *Journal of Econometrics*, 61, 1994, pp.147-159.
12. Yitzhaki, Shlomo and Robert I. Lerman, "Income Stratification and Income Inequality," *Review of Income and Wealth*, Vol. 37, No. 3, 1991, pp.313-329.

### 〈부록 1〉 변이제공계수(SCV) 추정 관련 표

〈부표 1〉 가구주 연령별 구성(2인 이상 도시가구 기준)

(단위: %)

[illegible]

〈부표 2〉 총소득 평균·표준편차·SCV (2인 이상 도시가구)

(단위: 만원)

	평균	표준편차	SCV	Gini계수
1982	395	227	0.32818	0.28678
1983	433	241	0.30825	0.28270
1984	482	265	0.30244	0.28109
1985	503	277	0.30405	0.27563
1986	574	306	0.28541	0.27360
1987	673	370	0.30292	0.27986
1988	805	432	0.2881	0.27082
1989	981	528	0.28988	0.26957
1990	1166	576	0.24418	0.25236
1991	1413	651	0.21213	0.24189
1992	1644	754	0.21022	0.24147
1993	1777	838	0.22259	0.24242
1994	2021	921	0.20759	0.24293
1995	2300	1053	0.20939	0.24280
1996	2575	1191	0.21413	0.24685
1997	2630	1383	0.27665	0.28102
1998	2304	1359	0.34788	0.31121
1999	2571	1322	0.26438	0.26726
2000	2902	1618	0.31107	0.27988
2001	3038	1656	0.29706	0.27222
2002	3259	1774	0.29624	0.27997
2003	3651	1975	0.29272	0.27893
2004	3935	2167	0.30331	0.28529
2005	4067	2301	0.32001	0.28959
2006	4176	2338	0.31337	0.29126
2007	4374	2481	0.32158	0.29499
2008	4546	2583	0.32291	0.29466

〈부표 3〉 총소득 기준 SCV · Gini계수의 유의수준 95% 신뢰구간 (2인 이상 도시가구)

	하한(A)	SCV(B)	상한(C)		하한(D)	Gini(E)	상한(F)
1982	0.29312	0.32818	0.36762	1982	0.27772	0.28678	0.29574
1983	0.28006	0.30825	0.33887	1983	0.27355	0.28270	0.29158
1984	0.27185	0.30244	0.33489	1984	0.26991	0.28109	0.29205
1985	0.26815	0.30405	0.34120	1985	0.26322	0.27563	0.28679
1986	0.25915	0.28541	0.31174	1986	0.26415	0.27368	0.28291
1987	0.27481	0.30292	0.33388	1987	0.26984	0.27986	0.28948
1988	0.25881	0.28810	0.31938	1988	0.26119	0.27082	0.27995
1989	0.26236	0.28988	0.31992	1989	0.26134	0.26957	0.27741
1990	0.22122	0.24418	0.26743	1990	0.24426	0.25236	0.26036
1991	0.19583	0.21213	0.22921	1991	0.23482	0.24189	0.24956
1992	0.19486	0.21022	0.22601	1992	0.23413	0.24147	0.24848
1993	0.20114	0.22259	0.24654	1993	0.23476	0.24242	0.24996
1994	0.19385	0.20759	0.22244	1994	0.23605	0.24293	0.24977
1995	0.19395	0.20939	0.22630	1995	0.23620	0.24280	0.24938
1996	0.19954	0.21413	0.22926	1996	0.24024	0.24685	0.25300
1997	0.25608	0.27665	0.29809	1997	0.27347	0.28102	0.28887
1998	0.32152	0.34788	0.37797	1998	0.30272	0.31121	0.32003
1999	0.24272	0.26438	0.28969	1999	0.25924	0.26726	0.27514
2000	0.28373	0.31107	0.34024	2000	0.27220	0.27988	0.28739
2001	0.24898	0.29706	0.36357	2001	0.26273	0.27222	0.28232
2002	0.26567	0.29624	0.33138	2002	0.27158	0.27997	0.28887
2003	0.26562	0.29272	0.32597	2003	0.27117	0.27893	0.28684
2004	0.27819	0.30331	0.33232	2004	0.27762	0.28529	0.29263
2005	0.29040	0.32001	0.35134	2005	0.28130	0.28959	0.29785
2006	0.28969	0.31337	0.33951	2006	0.28304	0.29126	0.29906
2007	0.29709	0.32158	0.34713	2007	0.28686	0.29499	0.30275
2008	0.29535	0.32291	0.35353	2008	0.28600	0.29466	0.30298

주: 복원추출을 통한 boot-strap를 3천회 반복 실시하여 추정 한 경험분포로부터 95% 신뢰구간을 추정 함.

〈부표 4〉 총소득 기준 Atkinson 지수의 신뢰구간 (2인 이상 도시가구)

	99% 하한	95% 하한	Atkinson 지수	95% 상한	99% 상한
1982	0.06012	0.06138	0.06556	0.07006	0.07155
1983	0.05832	0.05940	0.06350	0.06776	0.06928
1984	0.05637	0.05811	0.06292	0.06788	0.06960
1985	0.05448	0.05601	0.06102	0.06601	0.06823
1986	0.05450	0.05567	0.05974	0.06411	0.06518
1987	0.05656	0.05780	0.06225	0.06675	0.06827
1988	0.05376	0.05494	0.05898	0.06331	0.06476
1989	0.05381	0.05499	0.05833	0.06185	0.06275
1990	0.04702	0.04777	0.05112	0.05438	0.05561
1991	0.04291	0.04379	0.04668	0.04961	0.05045
1992	0.04331	0.04409	0.04669	0.04943	0.05029
1993	0.04367	0.04462	0.04773	0.05095	0.05202
1994	0.04382	0.04448	0.04697	0.04949	0.05041
1995	0.04388	0.04460	0.04724	0.04997	0.05105
1996	0.04533	0.04616	0.04866	0.05133	0.05212
1997	0.06242	0.06357	0.06730	0.07082	0.07240
1998	0.07697	0.07829	0.08266	0.08732	0.08866
1999	0.05289	0.05408	0.05734	0.06076	0.06165
2000	0.05890	0.05981	0.06337	0.06707	0.06814
2001	0.05390	0.05519	0.05983	0.06554	0.06749
2002	0.05800	0.05914	0.06299	0.06703	0.06862
2003	0.05853	0.05946	0.06311	0.06690	0.06828
2004	0.06170	0.06243	0.06587	0.06948	0.07118
2005	0.06307	0.06406	0.06791	0.07181	0.07334
2006	0.06360	0.06485	0.06851	0.07208	0.07323
2007	0.06566	0.06677	0.07045	0.07429	0.07547
2008	0.06511	0.06621	0.07038	0.07447	0.07612

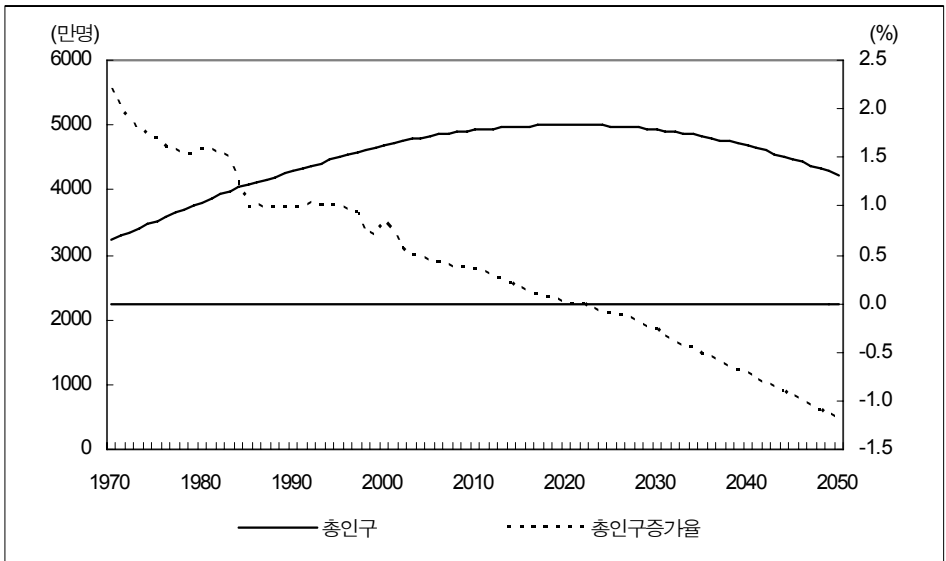
주: 복원추출을 통한 boot-strap를 3천회 반복 실시하여 추정한 경험분포로부터 95% 신뢰구간을 추정함. Atkinson 지수의 가중치( $\alpha$ )로는 0.5의 값을 사용함.

〈부록 II〉 가구주 연령분포의 전망<sup>20)</sup>

## 1. 인구학적 특성에 대한 가정

통계청에 의하면 우리나라의 추계인구는 2008년 현재 4,860.7만명이다. 추계인구는 당분간 계속 증가하다가 2018년에 4,934.0만명에 도달한 후 감소추세로 반전될 것으로 예측되고 있다. 통계청 추계가구수(2000~2030년)는 2000년 현재 1,460.9만가구이다. 2000년 인구주택총조사에 근거한 가구 수는 1,431.2만가구이다. 2000년을 기준으로 끝수조정(end-point adjustment)을 하고 이와 동일한 비율로 통계청의 추계가구수를 조정하면 2000~2030년의 수정가구수를 얻을 수 있다. 추계인구를 수정가구수로 나누면 가구당 평균가구원수를 얻을 수 있다. 평균가구원수는 2000년 현재 3.28명, 2010년에는 2.98명, 2020년에는 2.81명 등으로 지속적으로 감소할 것으로 전망된다.

〈부그림 1〉 총인구와 총인구증가율(통계청 추계인구 기준)



20) 장래인구 및 장래가구 등을 추계함에 있어 방법론적으로 김종면·성명재(2004)의 제Ⅳ장 제3절을 참조하였다.

2. 연령별 인구추계

인구구조의 변화에 의한 장래의 소득분배 변화효과를 추정하기 위해서는 가구주 연령별 분포에 대한 전망이 필요하다. 그 과정에서 미래의 횡단면자료를 생성하기 위해서는 이에 추가하여 가구주 연령분포, 즉 연령별 표본점유비가 필요하다. 지난 20여년간 도시‘가계조사’자료에 나타난 가구주의 연령별 분포는 〈부표 5〉에서 보는 바와 같다. 인구의 노령화 추세를 반영하듯이 가구주의 연령별 비중이 고연령층으로 갈수록 더 높아지는 경향을 보이고 있다.

〈부표 5〉 가구주 연령별 가구비중 추이(2인 이상 도시가구 기준)

(단위: %)

	~25	26-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65~	계
1982	7.26	14.21	20.29	15.71	15.78	12.26	6.71	4.03	1.96	1.80	100
1983	7.32	13.77	18.77	16.49	14.45	13.46	6.60	4.58	2.39	2.16	100
1984	8.66	15.30	19.46	16.50	14.28	11.42	6.90	4.15	2.05	1.26	100
1985	7.50	13.82	20.6	16.41	13.34	12.69	8.02	4.07	1.87	1.71	100
1986	6.88	13.57	18.88	16.71	15.18	12.93	7.69	4.48	2.65	1.03	100
1987	6.79	13.32	21.2	17.26	14.43	11.36	7.96	3.77	2.12	1.79	100
1988	5.18	11.91	22.69	17.17	15.28	11.97	8.44	3.52	2.26	1.56	100
1989	5.10	11.59	23.93	18.09	14.60	11.81	7.49	4.47	1.42	1.51	100
1990	4.88	10.41	22.01	19.05	15.69	12.46	7.74	4.63	1.49	1.66	100
1991	4.85	7.98	21.94	18.91	16.29	12.13	8.77	4.92	2.46	1.75	100
1992	4.50	8.34	20.47	20.03	15.49	12.59	8.97	5.38	2.41	1.84	100
1993	4.25	9.60	22.34	19.59	14.11	11.93	8.36	4.74	2.72	2.37	100
1994	3.80	8.70	19.37	19.25	14.27	12.40	9.31	6.14	3.07	3.68	100
1995	2.86	8.15	18.64	21.04	14.13	11.98	8.83	7.04	3.55	3.77	100
1996	3.07	6.20	17.67	19.32	14.99	12.75	10.28	7.47	4.29	3.95	100
1997	3.10	6.36	15.94	18.51	15.22	13.47	10.24	7.84	5.15	4.17	100
1998	2.66	7.41	16.51	20.62	16.26	11.44	9.47	7.27	4.23	4.17	100
1999	2.75	6.21	14.34	20.98	16.28	12.15	9.78	6.95	5.45	5.06	100
2000	2.66	4.63	12.36	19.20	19.06	12.35	10.80	7.55	5.78	5.59	100
2001	1.83	4.87	11.97	17.85	18.14	13.57	11.85	7.59	6.43	5.86	100
2002	1.57	5.03	12.11	15.37	18.44	14.48	11.58	7.87	6.62	6.92	100
2003	1.25	4.11	12.48	16.60	19.97	14.50	10.92	7.49	5.73	6.96	100
2004	1.26	3.64	12.32	14.68	19.05	17.02	10.64	8.66	5.26	7.46	100
2005	0.89	3.20	11.31	14.38	18.28	16.90	11.46	8.94	7.08	7.57	100
2006	1.49	2.45	9.34	14.75	18.15	15.99	12.50	9.94	6.60	8.77	100
2007	1.39	2.72	8.54	15.70	17.22	15.64	13.01	8.45	6.80	10.47	100
2008	0.92	2.80	7.85	15.32	16.58	17.19	12.80	8.58	5.81	12.21	100

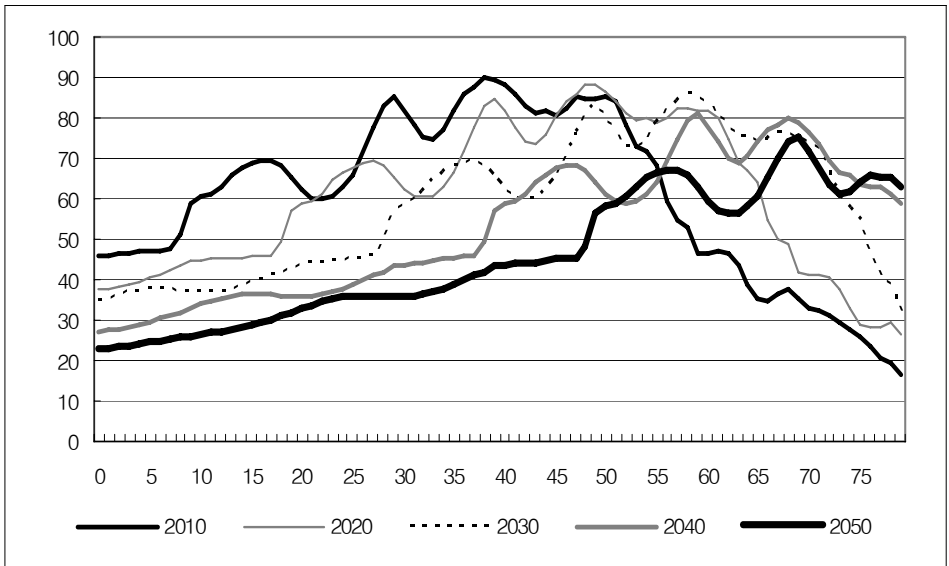
가구주 연령분포를 추계하기 위해서는 연령별 인구추계가 필요하므로 연령별 가구수 및 가구주 연령별 비중 추계에 선행하여 연령별 인구를 추계한다. 현재 통계청에서 제공하고 있는 미래의 인구 및 가구 전망은 2050년까지의 총 및 연령대별 추계인구, 2030년까지의 추계가구수 등이다.

가구주 연령별 가구분포는 주어진 정보로부터 직접 추정하기 어렵다. 먼저 연령별 인구와 각 연령별 가구주를 추계에 근거하여 각 연령별 가구수를 추계한다. 다음으로는 각 연령별 가구주를 추정치와 각 연령별 추계인구를 곱하여 각 연령별 가구수를 추계한 후 최종적으로 연령별 가구점유비중을 산출한다. 이를 위해 1980~2000년 인구주택총조사 2% 원시자료와 통계청의 인구 및 가구에 대한 집계전망 자료를 사용한다.

장래인구 전망치는 2050년까지의 통계청 추정치를 사용한다. 통계청 추계인구 전망치는 총원, 시도, 가구주 성별, 1세 단위의 연령군 등으로 구성되어 있다. 2050년까지의 연령별 인구통계는 <부그림 2>와 <부표 6>에서 보는 바와 같다.

〈부그림 2〉 연령별 추계총인구 전망(0~79세)

(단위: 만명)



주 : 80세 이상 인구는 수치가 높아 한꺼번에 포함하지 못하였음.

자료: 통계청.

〈부표 6〉 통계청 추계인구 전망

(단위: 명)

	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
추계인구	48, 975	49, 277	49, 326	49, 108	48, 635	47, 734	46, 343	44, 521	42, 343

자료: 통계청.

3. 연령별 가구분포의 추계

연령별 가구 및 가구분포 추계는 ① 연령별 가구주율 방정식 추정, ② 5년 단위의 연령별 가구주율 추계, ③ 5년 단위의 연령별 인구수에 기초한 5년 단위 연도별 가구수 추계, ④ 통계청에서 추계한 2000~2020년의 5세 연령소그룹별 가구수 추계와의 조정 (adjustment), ⑤ 5년 단위 각 연령별 가구구성비 산출, ⑥ 5년 사이 연도의 연령별 가구구성비 추계(interpolation), ⑦ 2021~2050년의 5년 사이연도에 대한 총가구수 추정 및 ⑧ ⑥과 ⑦의 곱을 통한 각 연령별 가구수 및 가구구성비 추계의 8단계를 거친다.

(연령별) 가구주율이란 어떤 연령층 내의 모든 인구 가운데 가구주의 비율을 나타내는 비율로서, 해당 연령인구중에서 가구주의 연령이 해당 연령에 해당되는 가구의 수를 해당 연령의 총인구로 나눈 값을 말한다.  $H(x,t)$ 를  $t$ 시점에서 가구주의 연령이  $x$ 세인 가구의 수를 나타낸다고 하자. 연령별 가구주율( $h$ )은 해당연령인구 중 가구주인 인구÷해당 연령 인구로 정의되며 수식으로는  $h \equiv h(x,t) = H(x,t)/P(x,t)$ 과 같이 표현된다.

가구주율에 대한 추계는 인구비중 추계시와 마찬가지로 인구주택총조사 2% 자료를 토대로 선형자연대수식을 바탕으로 한다(① 완료).

$$\ln \{h(x,t)\} = a_2 + b_2 \cdot \ln(n)$$

2005~2050년 기간에 대한 연령별 가구주율은 위의 식에 대한 회귀방정식 추정 결과를 바탕으로 연도에 따라  $n = 6, \dots, 15$ 를 대입하여 추계한다(② 완료). 이 비율에다 앞에서 추계한 해당 연도에 대한 연령별 추계인구를 곱하면 연령별 가구수를 얻을 수 있다(③ 완료). 이렇게 추정한 가구수는 통계청에서 추계한 2000~2030년

기간에 대한 추계가구수와 차이를 보일 수 있다. 그러므로 해당 기간에 대해 본절에서 추계한 추계가구수의 합과 통계청 추계가구수의 상대비를 조정계수로 하여 본절의 각 연령별 추계가구수에 상대비를 나누어줌으로써 오차를 교정한다. 2021~2050년 사이의 매 5년간 추계가구수는 2020년 기준의 끝수조정(endpoint adjustment), 즉 2020년의 조정계수를 적용하여 연령별 추계가구수를 확정한다(④ 완료). ④의 작업이 완료되면 해당 연도의 총추계가구수를 분모로 하여 각 연령별로 가구구성비를 산출한다(⑤ 완료).

⑤까지의 작업은 각기 5년 단위의 연도만을 대상으로 하였다. 사이연도에 대해서는 회귀방정식을 이용한 가구주율 또는 가구주율을 이용한 가구구성비의 추계가 불가능하기 때문에 내삽법(interpolation)을 통해 각 연령별 가구구성비를 추정하였다. 내삽법을 이용한 가구구성비의 추계는, 사이연도에 인접한 2개의 5년 단위 연도의 가구구성비를 기간의 거리에 따라 가중평균하는 방법을 이용하였다. 예를 들어 2036년도에 특정 연령의 가구구성비는 2035년도의 해당 연령의 가구구성비의 가중치를 80%로 하고, 2040년의 가구주율의 가중치를 20%로 하여 이를 가중평균하여 산출하였다. 그런데 각 연령별 가구구성비 추계치의 합이 반드시 1이 된다는 보장이 없기 때문에 합이 1이 되도록 단위를 다시 재조정(rescaling)하였다(⑥ 완료). 2031~2050년의 경우에는 통계청에서 총가구수를 추계하지 않기 때문에 이를 추계하여야 한다. 5년 단위 연도의 경우에는 앞의 ③에서 이미 연령별 추계가구수 및 해당 연도별 총 가구수를 추계한 바 있다. 사이연도의 경우에는 인접한 5개연도와 해당 사이연도들간의 총추계인구의 상대증가율을 기준으로 하여 내삽법(interpolation)으로 각 연도별 총추계가수를 추계한다(⑦ 완료). 마지막으로 ⑥의 각 연도별·연령별 가구구성비에 ⑦의 해당 연도별 총추계가구수를 곱하여 연령별로 가구수를 배분해준다(⑧ 완료).

이상의 방법으로 통계청의 총추계인구(2000~2050년), 총추계가구(2000~2030년)에 추가하여 2031~2050년의 총추계가구, 2000~2050년의 연령별 가구분포를 추정하였다.

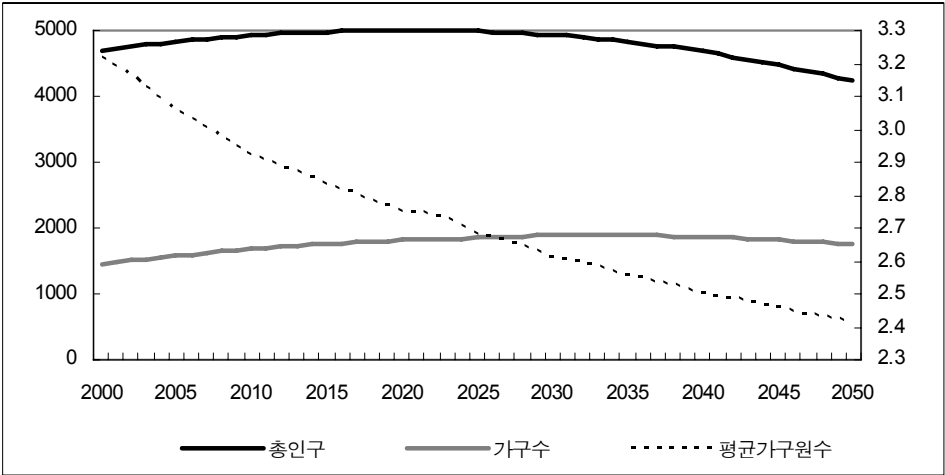
#### 4. 연령별 가구분포의 추계결과

총인구는 2018년을 정점으로 하여 감소추세로 반전된다. 반면에 추계가구수는

그 이후에도 상당기간 증가추세를 지속하다가 2035년 이후부터 감소추세로 반전될 것으로 전망되었다. 인구가 감소함에도 불구하고 가구수가 당분간 계속 증가하는 이유는, 인구감소 속도보다 가구의 증가속도가 빠르기 때문이다. 이는 총인구를 가구수로 나눈 평균가구원수를 보면 쉽게 알 수 있다. <부그림 3>과 <부표 6>에서 보듯이 평균가구원수는 2050년까지도 계속 감소추세를 지속한다. 다만 시간이 경과함에 따라 평균가구원수의 감소추세는 점차 느려지는 경향을 보일 것으로 예측되었

<부그림 3> 총인구, 추계가구, 평균가구원수 전망

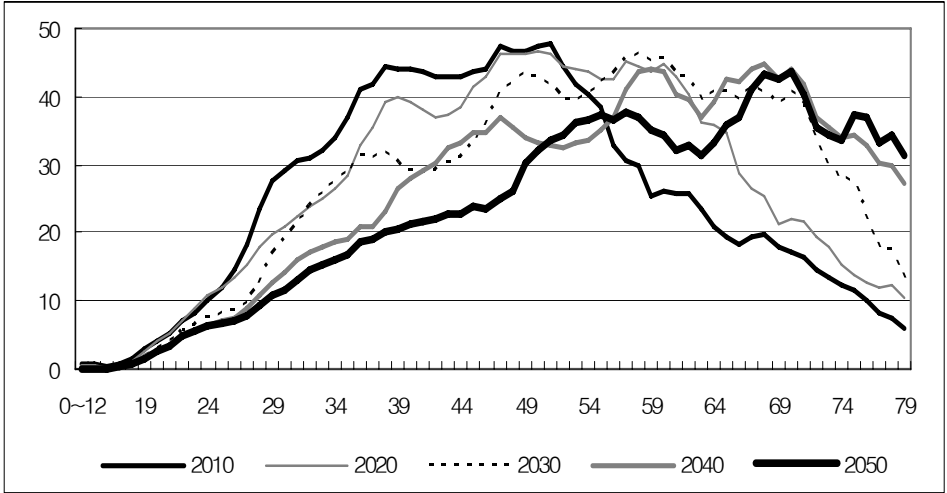
(단위: 만명, 만가구, 명)



각 연령대별 인구의 가구주율 정보를 이용하여 인구주택총조사 2% 자료를 토대로 선형자연대수식을 이용하여 장래의 연령별 가구주율을 전망하였다. 향후 시점의 각 연령대별 가구주율 추정결과와 각 연령대별 인구수 전망치를 결합하여 각 연령대별 가구수를 추정하였다(<부그림 4> 참조).

〈부그림 4〉 가구주 연령별 추계가구수

(단위: 만가구)



가구주 연령별 가구비중도 시간이 경과함에 따라 점차 고연령층의 비중이 증가하는 모양으로 서서히 바뀔 것으로 전망되었다. 65세 이상 노인가구의 경우에는 2010년에는 12.9% 정도인데 2030년에는 27.1%, 2050년에는 41.2%로 급격히 증가하는 것을 볼 수 있다. 우리나라의 노령화 추세가 얼마나 빠르게 진행될 것인지를 단적으로 나타내준다고 할 수 있다.

최종적으로 통계청 도시간구(2인 이상) 자료와의 일관성 유지를 위해 2008년에 대한 양자간의 가중치를 일치시키기 위해 연령별 가구주 점유비율에 대해 끝수조정(end-point adjustments)을 실시하였다. 그 결과는 〈부표 5〉와 같다.

〈부표 7〉 가구주 연령별 분포(끝수조정 후)

연령	2010	2015	2020	2025	2030	2035	2040	2045	2050
25	0.92	0.92	0.86	0.69	0.60	0.57	0.53	0.54	0.56
26	0.37	0.29	0.31	0.26	0.20	0.19	0.18	0.17	0.18
27	0.84	0.60	0.65	0.56	0.41	0.40	0.37	0.34	0.36
28	0.57	0.39	0.41	0.38	0.28	0.25	0.24	0.22	0.23
29	0.72	0.49	0.48	0.47	0.40	0.31	0.31	0.28	0.28
30	0.69	0.51	0.46	0.48	0.41	0.32	0.31	0.28	0.28
31	1.08	0.92	0.74	0.81	0.70	0.53	0.52	0.49	0.47
32	1.81	1.75	1.30	1.44	1.27	0.95	0.93	0.89	0.84
33	2.25	2.33	1.63	1.78	1.65	1.26	1.16	1.15	1.06
34	1.90	1.95	1.38	1.39	1.39	1.20	0.96	0.96	0.89
35	2.29	2.13	1.66	1.50	1.61	1.40	1.10	1.10	1.03
36	2.56	2.19	1.92	1.57	1.77	1.55	1.20	1.22	1.17
37	2.53	2.02	2.01	1.51	1.71	1.53	1.17	1.17	1.14
38	3.23	2.48	2.65	1.88	2.09	1.99	1.55	1.46	1.46
39	3.68	2.94	3.11	2.23	2.28	2.35	2.04	1.69	1.71
40	2.79	2.39	2.30	1.80	1.68	1.84	1.63	1.31	1.32
41	2.93	2.70	2.37	2.11	1.75	2.01	1.78	1.43	1.45
42	2.98	2.90	2.39	2.40	1.83	2.12	1.93	1.49	1.53
43	3.41	3.50	2.77	3.01	2.18	2.46	2.39	1.90	1.81
44	4.25	4.32	3.54	3.80	2.77	2.91	3.03	2.71	2.25
45	3.51	3.53	3.13	3.06	2.44	2.32	2.59	2.34	1.90
46	3.42	3.29	3.13	2.79	2.52	2.13	2.49	2.25	1.82
47	3.18	2.88	2.90	2.42	2.48	1.94	2.28	2.12	1.68
48	3.54	3.12	3.31	2.65	2.91	2.16	2.47	2.45	1.97
49	3.07	2.72	2.84	2.37	2.60	1.92	2.06	2.19	1.99
50	2.88	2.54	2.63	2.36	2.35	1.92	1.86	2.13	1.94
51	2.91	2.65	2.64	2.55	2.32	2.14	1.85	2.21	2.03
52	2.39	2.41	2.24	2.29	1.94	2.03	1.62	1.94	1.83
53	2.88	3.10	2.83	3.04	2.49	2.81	2.11	2.48	2.48
54	1.64	1.80	1.65	1.76	1.49	1.67	1.26	1.38	1.48
55	2.27	2.61	2.36	2.49	2.28	2.32	1.92	1.89	2.20
56	1.94	2.53	2.37	2.39	2.34	2.17	2.03	1.80	2.16
57	2.03	2.68	2.79	2.63	2.73	2.36	2.52	2.05	2.50
58	1.65	2.07	2.30	2.13	2.33	1.94	2.22	1.71	2.04
59	1.79	2.53	2.87	2.66	2.89	2.49	2.85	2.19	2.44
60	1.16	1.56	1.85	1.71	1.85	1.72	1.79	1.52	1.52
61	1.46	1.67	2.26	2.15	2.22	2.23	2.11	2.02	1.81
62	1.21	1.30	1.78	1.88	1.81	1.93	1.71	1.86	1.55
63	1.02	1.13	1.47	1.66	1.57	1.75	1.49	1.75	1.37
64	1.33	1.44	2.12	2.46	2.34	2.61	2.30	2.70	2.12
65	12.92	14.72	17.55	22.44	27.14	31.29	35.17	38.22	41.18
계	100	100	100	100	100	100	100	100	100

주: 2008년 ‘가계조사’자료(2인 이상 가구 기준)의 값을 기준으로 끝수조정을 함.

## Effects of Demographic Changes on Income Inequality in Korea

Myung Jae Sung\* · Ki-baeg Park\*\*

### Abstract

Under the assumption that the average income of an age group is independent of the population weight of that group, this study aims to estimate the effects of changes in population structure on income inequality using the squared coefficient of variation (SCV) with the Household Income and Expenditure Survey between 1982 and 2008.

The SCV dropped significantly from 0.328 to 0.208 during 1982~1994 period. The sharp decrease in the SCV was mostly due to the change in income distribution. To the contrary, the changes of population structure and income distribution explain 14.9% and 85.1% of SCV changes respectively, during 1994~2008 period. A simulation result suggests that population aging will increase income inequality by 7.5% by 2018 and 27.5% by 2050, even without any further change in income distribution.

**Key Words:** income distribution, population structure, aging, squared coefficient of variation

---

*Received: Aug. 24, 2009. Revised: Sep. 22, 2009. Accepted: Nov. 9, 2009.*

\* Senior Fellow, Korea Institute of Public Finance, 79-6 Garak-dong, Songpa-gu, Seoul 138-774, Korea, Phone: +82-2-2186-2207, e-mail: myungjaesung@gmail.com

\*\* Assistant Professor, The University of Seoul, Department of Tax, Silipdae-gil 13, Dongdaemoon-gu, Seoul 130-743, Korea, Phone: +82-2-2210-5790, e-mail: kbpark@uos.ac.kr