

우리나라 소득분배의 연령효과와 코호트효과에 대한 연구*

윤 종 인**

논문 초록

본 연구는 1990~2015년 가구자료를 이용하여 우리나라 소득분배의 연령효과와 코호트효과를 분석하였다. 주요 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 소득분배지표는 시장소득을 이용할 경우 상승하여 왔지만 처분가능소득을 이용할 경우 최근 하락 또는 안정되고 있다. 이는 최근 시행된 정부정책이 실효성을 지님을 보여준다. 둘째, 연령-소득수준효과, 연령-소득분배효과, 코호트-소득수준효과는 유의하였던 것으로 보이지만 코호트-소득분배효과는 매우 약하였다. 셋째, 가구주 연령에 의한 타일지수분배결과에 따르면 연령집단 간 효과의 비중은 상대적으로 증가하여 왔고 연령집단 내 효과의 비중은 상대적으로 감소하였다. 실증분석결과는 세대 간 차이가 현재의 우리나라 소득분배에 크게 작용하고 있음을 보여준다. 우선 1945년 이전에 출생한 현재의 노인층은 연령효과와 함께 코호트효과(후속 세대보다 소득수준이 낮다)를 겪고 있는 세대이며 우리나라 소득분배구조에서 가장 어려운 위치에 처해 있다. 한편 1945~1975년에 출생한 현재의 중장년층은 연령효과에도 불구하고 코호트효과(이전 세대보다 소득수준이 높다)로 인해 이전 세대에 비해 상대적으로 유리한 노년을 맞을 수 있을 것이다.

핵심 주제어: 소득분배, 인구구조, 고령화, 지니계수, 타일지수, 코호트분석

경제학문헌목록 주제분류: D31, D63

투고 일자: 2017. 2. 27. 심사 및 수정 일자: 2017. 9. 14. 게재 확정 일자: 2018. 2. 26.

* 본 논문을 심사해 주신 익명의 심사위원과 자문위원께 감사드립니다. 심사과정에서 많은 문제가 제기되었는데, 그 중에서 해결되지 못하고 여전히 남아있는 한계는 필자의 책임이다. 이 논문은 2018년도 백석대학교 대학연구비에 의하여 수행된 것임.

** 백석대학교 경상학부 부교수, e-mail: jiyoon@bu.ac.kr

I. 문제제기

우리나라의 소득분배지표는 1990년대 안정되다가 외환위기를 거치면서 상승하여 왔다는 것이 일반적인 인식이다. 가장 심각한 문제는 계층상승이 어려워졌다고 느끼는 국민이 많아졌다는 점이다. 계층의 하락 또는 고착화를 우려하는 위기의식은 소득분배가 현재 한국사회가 직면하고 있는 여러 경제문제 중에서 특별히 중요한 것임을 보여준다.

중요한 문제인 만큼 이에 대한 연구는 여러 측면으로부터 시도되어 왔다. 예를 들어 조운제 외(2016)에 실린 여러 논문들은 소득분배와 관련된 다양한 이슈를 다루고 있다. 그 중에서 본 연구가 주목하는 것은 인구구조의 변화가 미치는 영향이다. 물론 인구구조변화에서 핵심은 고령화이고, 고령화란 총인구에서 노인인구의 비중이 증가하는 현상이다. 그런데 고령층의 소득은 다른 연령층에 비해 더 적고 더 불균등하다고 알려져 있다. 따라서 고령화가 진전된다면 고령층의 상대적 증가만으로도 총인구의 소득분배지표는 상승할 수밖에 없다.

원종학·성명재(2007)은 1982~2006년 통계청 가계조사자료를 이용하여 가구주 연령에 따라 지니계수를 분해하였다. 이 연구는 총인구 지니계수에 대해 연령집단 내 지니계수가 1/3, 연령집단 간 지니계수가 2/3를 설명한다고 보고하였다. 물론 연령집단 간 지니계수는 두 가지 요인, 즉 총인구에서 각 연령집단이 차지하는 비중과 연령집단 간 평균소득의 차이에 따른 것이다. 그런데 이 연구는 연령집단 간 평균소득의 차이에 변화가 있었던 것으로 보기 어렵다고 말한다. 따라서 총인구의 지니계수가 증가한 이유는 고연령집단의 비중이 증가하였기 때문이다. 성명재·박기백(2009)도 1982~2008년 통계청 가계조사자료를 이용하여 비슷한 결과를 제시하였다. 결과에 따르면 1982~1994년에는 인구구조변화가 소득분배에 미치는 영향이 거의 0에 가까웠지만 1994~2008년에는 14.9%나 되었다는 결과를 제시하였다.

연령이 많을수록 소득분배지표가 상승한다는 관찰에는 연령효과(age effect)와 코호트효과(cohort effect)가 혼합되어 있다. 우선 두 가지 효과를 정의하면 다음과 같다. 연령효과란 연령이 다를 때 소득분배의 차이를 의미하고 코호트효과란 출생 연도가 다를 때 소득분배의 차이를 의미한다. 예를 들어 40세일 때의 소득분배와 50세일 때의 소득분배가 다르다면 이는 연령효과이지만 1945년생의 소득분배와 1955년생의 소득분배가 다르다면 이는 코호트효과이다. 따라서 횡단면자료를 이용

하여 연간 지니계수를 가구주연령에 따라 분해했던 연구는 연령효과와 코호트효과
의 혼합을 다룬 것이다. 즉 2015년 40세와 50세의 차이에는 연령효과와 코호트효과
가 혼합되어 있다. 그 두 집단은 연령이 다를 뿐만 아니라 출생연도도 다르기 때문
이다.

소득분배의 연령효과와 코호트효과에 대한 관심은 Paglin(1975)에서 시작되었
다. 그는 연령에 따른 소득흐름이 평평하고 각 코호트의 생애소득이 같다는 가정
하에 지니계수의 추정이 의미를 가진다고 지적하고 그에 대한 대안을 제시하였다.
이를 흔히 Paglin 지니계수라고 하는데 이에 따르면 1947~1972년 미국의 불평등 추
이는 23%나 과장되었다고 한다.

따라서 최근의 해외연구는 연간 소득이 아니라 생애소득을 이용하는 방향으로 진
행되고 있다. 독일에 대한 연구에서 Bönke et al. (2015)는 생애소득을 이용하였으
며, 최근 지니계수 상승의 주요 요인은 1960년대에 출생한 세대의 경우 이전 세대
보다 세대 내 불평등이 85%나 더 높았기 때문임을 보인 바 있다. 이탈리아에 대한
연구에서 Berloff and Villa(2010)는 가구주가 1930년대와 1940년대에 출생한 가
구의 생애소득이 이전 세대보다 8%, 이후 세대보다 5% 많다는 결과를 제시하였
다. 이 두 연구는 코호트효과에 대해 서로 다른 결과를 제시한 셈인데, Bönke et
al. (2015)는 연령집단 내 소득분배가 변화하였음을 관찰하였고 Berloff and
Villa(2010)는 연령집단 간 평균소득의 차이를 관찰하였다. 이외에 Almås et al.
(2011)는 노르웨이에 대한 연구인데 비슷한 관점에서 연령효과에 대한 연구를 수행
하였고 Heathcote et al. (2005)는 소득분배의 연령효과와 코호트효과를 구분하는
방법에 대해 논의하였다.

국내의 경우 생애소득을 직접 이용하기는 어렵다. 따라서 이 문제를 다루기 위해
코호트분석(cohort analysis)을 이용하고자 한다. 코호트분석은 소비 및 저축 분야
에서 널리 활용되고 있으며, 연령효과와 코호트효과를 분석하는데 적합하다
(Deaton, 1985; Attanasio, 1994). 이에 따르면 연령효과와 코호트효과는 다음과 같
다. 예를 들어 2015년 40세(1975년생)와 50세(1965년생)를 비교한다면, 2015년
1965년생이 50세일 때와 2005년 1965년생이 40세일 때의 차이는 연령효과이고,
2015년 1975년생이 40세일 때와 2005년 1965년생이 40세일 때의 차이는 코호트효
과이다. 또한 코호트분석이 제시하는 주요 결과는 각 코호트의 소득 또는 소득분배
지표가 연령에 따라 어떤 움직임을 보이는가를 나타내는 연령프로파일(age profile)

이다.

이제 소득분배의 코호트효과를 두 가지로 구분한다. 물론 출생연도는 다르지만 연령이 같을 때를 비교해야 한다. 하나는 Berloff and Villa (2010)가 지적한 코호트 간 생애소득의 차이로 이를 ‘코호트-소득수준효과’라고 부르기로 한다. 예를 들어 30세가 되었을 때 1975년생들의 전반적인 소득수준과 30세가 되었을 때 1985년생들의 전반적인 소득수준이 갖는 차이이다. 다른 하나는 Bönke et al. (2015)가 지적한 코호트 내 소득분배의 차이도 있을 수 있다. 이를 ‘코호트-소득분배효과’라고 부르기로 한다. 예를 들어 30세가 되었을 때 1975년생들 내의 소득분배와 30세가 되었을 때 1985년생들 내의 소득분배가 갖는 차이이다.

이와 비슷하게 소득분배의 연령효과도 두 가지로 구분한다. 물론 출생연도는 같지만 연령이 다를 때를 비교해야 한다. 하나는 특정 코호트의 전반적인 소득수준이 연령에 따라 달라지는 것으로 ‘연령-소득수준효과’라고 부르기로 한다. 예를 들어 1975년생이 30세일 때 전반적인 소득수준과 40세일 때 전반적인 소득수준의 차이이다. 다른 하나는 특정 코호트 내의 소득분배가 연령에 따라 달라지는 것으로 ‘연령-소득분배효과’라고 부르기로 한다. 예를 들어 1975년생이 30세일 때 그들 내의 소득분배와 40세일 때 그들 내의 소득분배가 다를 수 있다.

본 연구는 연령효과와 코호트효과를 분석함으로써 다음의 질문에 대한 설명을 찾고자 한다. 연령이 많아질수록 코호트 내의 소득과 소득분배는 어떻게 변화하는가? 이러한 패턴이 모든 세대, 즉 출생연도가 다르더라도 비슷한가? 그렇다면 출생연도가 다른 코호트 간의 차이는 무엇인가? 연령효과와 코호트효과는 우리나라 소득분배의 추이를 어떻게 설명할 수 있는가?

이하의 논의 순서는 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 자료와 연구방법에 대해 설명한다. 타일지수의 분해방법과 코호트분석방법에 대해 설명한다. 제Ⅲ절에서는 연간 자료를 이용하여 소득분배지표를 추정한 결과를 제시한다. 소득분배지표로는 분위값, 90%분위값/10%분위값 비율, 지니계수, 타일지수를 이용한다. 또한 정부정책의 효과를 살펴 보기 위해 소득원천에 의한 타일지수의 분해결과를 제시한다. 제Ⅳ절에서는 소득분배지표에 대한 코호트분석결과를 제시한다. 제Ⅴ절에서는 가구주 연령에 의한 타일지수의 분해결과를 제시함으로써 기존 연구결과와 본 연구의 코호트분석결과를 종합적으로 고찰한다. 끝으로 제Ⅵ절에서 결론을 맺는다.

II. 자료 및 연구방법

1. 자 료

본 연구는 통계청이 제공하는 가계동향조사(신분류)의 마이크로데이터(MDIS)를 이용하였다. 표본가구는 2인 이상 도시가구만을 대상으로 하여 총 219,465개이며 표본기간은 1990~2015년의 26년간이다. 1인 가구자료는 2006년 이후 그리고 비도시가구 자료는 2003년 이후 제공되기 때문에 본 연구에서는 이 자료들을 제외할 수밖에 없었다.

통계청은 시장소득(before-tax income)과 처분가능소득(disposable income)을 다음과 같이 정의한다. 시장소득은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적 이전소득의 합이고 처분가능소득은 시장소득에 공적 이전소득을 더하고 공적 비소비지출을 차감한 것이다. 여기에서 공적 이전소득은 공적연금, 기초노령연금, 사회수혜금, 세금환급금으로 구성되어 있으며, 공적 비소비지출은 경상조세, 연금, 사회보험으로 구성된다. 이하에서 타일지수를 분해할 때 소득원천에 따른 분해를 수행하게 되는데, 소득원천이란 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득, 공공이전소득으로 구분한다. 여기에서 공공이전소득은 공적 이전소득의 합에서 공적 비소비지출을 차감한 것이다. 본 연구는 시장소득과 처분가능소득을 모두 이용하며 결과를 비교한다.

통계청의 가계동향조사자료는 가구당 자료이다. OECD는 가구소득을 가구원수의 제곱근으로 나누어 구한 균등화소득(equivalized income)을 이용할 것과 가구소득이 (-)일 때 이를 0으로 처리할 것을 권장한다. 본 연구도 이를 따랐다. 다만 타일지수를 계산할 때 가구소득이 (+)이어야 함을 고려하여 가구소득이 0보다 작거나 같을 경우 1로 처리하였다.

본 연구는 코호트분석을 수행한다. 이를 위하여 서로 다른 시기의 소득을 비교하게 되는데, 이를 위한 조정이 필요하다. 본 연구는 Attanasio(1994)를 따라 소비자물가지수를 이용하여 모든 값을 2015년 불변가격으로 환산하였다. 연간자료인 점을 고려하여 소비자물가지수는 각 연도 6월과 7월 소비자물가지수의 평균을 이용하였다.

〈Table 1〉에는 표본에 대한 기술적 통계가 제시되어 있다. 가구당 가구원수는 꾸

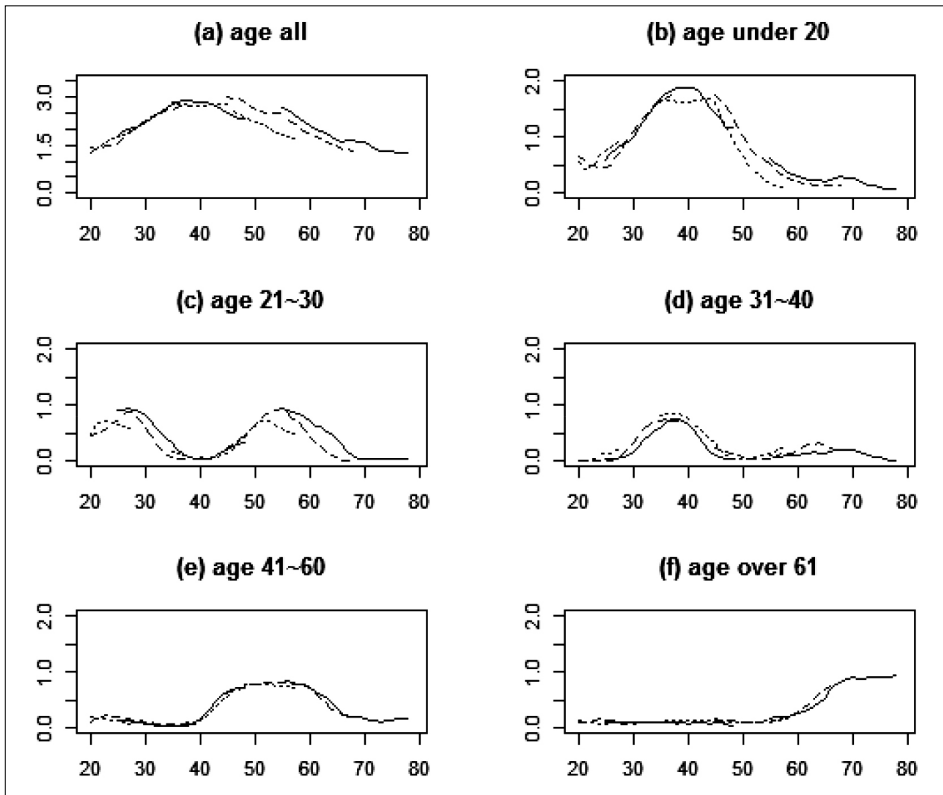
준히 감소하였는데, 1990년 평균 3.91명에서 2015년 3.03명까지 줄었다. 반면에 가구주 연령은 꾸준히 상승하였는데, 1990년 평균 38.2세에서 2015년 51.4세까지 높아졌다. 한편 남성가장비율은 하락하다가 조금 상승하였는데, 1990년 86.8%에

〈Table 1〉 Descriptive statistics

Year	No. of Sample	No. of household members	Age of family head	Ratio of male family head	Before tax income (ten thousand won)	Disposable income (ten thousand won)
1990	9,298	3.91	38.2	0.868	1,195	1,239
1991	8,846	3.87	38.9	0.866	1,348	1,401
1992	9,061	3.86	39.2	0.874	1,485	1,541
1993	15,222	3.81	39.8	0.868	1,537	1,597
1994	10,723	3.69	39.9	0.852	1,673	1,737
1995	10,573	3.66	40.9	0.841	1,842	1,907
1996	10,291	3.61	41.5	0.835	1,971	2,044
1997	9,645	3.58	42.1	0.836	1,992	2,072
1998	10,301	3.57	41.8	0.841	1,672	1,717
1999	9,977	3.51	42.6	0.812	1,725	1,775
2000	6,413	3.45	43.6	0.809	1,831	1,880
2001	6,349	3.42	44.4	0.801	1,942	1,991
2002	6,121	3.38	45.0	0.803	2,048	2,101
2003	7,849	3.42	44.5	0.824	2,071	2,104
2004	7,497	3.38	45.3	0.810	2,125	2,154
2005	9,338	3.35	45.8	0.802	2,164	2,213
2006	8,500	3.32	46.5	0.808	2,219	2,264
2007	7,414	3.30	47.1	0.810	2,280	2,337
2008	7,470	3.27	47.3	0.812	2,252	2,314
2009	7,467	3.26	47.8	0.811	2,177	2,262
2010	7,415	3.23	48.4	0.808	2,222	2,315
2011	7,311	3.22	48.9	0.808	2,268	2,352
2012	7,044	3.16	49.4	0.809	2,344	2,427
2013	6,698	3.14	50.1	0.816	2,400	2,481
2014	6,477	3.08	50.6	0.819	2,414	2,505
2015	6,165	3.03	51.4	0.822	2,429	2,550

Notes: Number of family members, age of family head, ratio of male family head are mean.
Before tax income and disposable income are median.

〈Figure 1〉 Age profiles of dependent members(per household)



Notes: 1) Age profiles of average number of (a) all dependent members, (b) age under 20, (c) age 21~30, (d) age 31~40, (e) age 41~50, (f) age over 60.
 2) Age profiles of cohort born in 1935(solid line), 1945(long dotted line), 1955(short dotted line), 1965(solid line), 1975(long dotted line), 1985(short dotted line) from right to left.

서 2001년 80.1%까지 낮아졌으나 최근 조금씩 상승하여 2015년 82.2%에 이르고 있다. 끝으로 시장소득은 1990년 1,195만원에서 2015년 2,429만원으로 연평균 2.84% 증가하였고, 처분가능소득은 1990년 1,239만원에서 2015년 2,550만원으로 연평균 2.89% 증가하였다. 이 값은 모두 2015년 불변가격으로 계산된 것이다.

한편 〈Figure 1〉에는 가구당 평균부양가족수의 연령프로파일이 제시되어 있다. 우선 연령프로파일에 대해 설명하면 다음과 같다. 〈Figure 1〉 (a)의 경우 모두 6개의 곡선이 그려져 있는데 가장 오른쪽에 위치한 실선이 1935년생 코호트의 연령프로파일이다. 이 코호트는 1990년 55세이었고 2015년 80세이었으므로 곡선은 55~80

세까지 그려져 있다. 다음의 긴 점선이 1945년생 코호트의 연령프로파일인데, 1990년 45세이었고 2015년 70세이었으므로 곡선은 45~70세까지 그려져 있다. 이런 식으로 1955년생(짧은 점선), 1965년생(실선), 1975년생(긴 점선), 1985년생(짧은 점선)의 연령프로파일은 각각 35~60세, 25~50세, 20~40세, 20~30세까지 그려져 있다. 또한 (a)에는 부양가족수 전체의 연령프로파일이 제시되어 있고, (b)에는 20세 이하, (c)에는 21~30세, (d)에는 31~40세, (e)에는 41~50세, (f)에는 60세 이상인 부양가족수의 연령프로파일이 제시되어 있다. 즉 (b)~(f)를 모두 더하면 (a)가 된다.

〈Figure 1〉의 (a)를 보면 1935년생보다는 1945년생, 그리고 1945년생보다는 1955년생의 연령프로파일이 조금 낮은 듯하지만 1955년생~1985년생의 경우 연령프로파일은 비슷하다. 즉 동일한 연령일 때 부양가족수가 코호트별로 크게 다르지는 않았던 것으로 보인다. 한편 (b)~(f)를 보면 부양가족을 연령별로 구분하더라도, 동일한 연령일 때 부양가족수는 코호트 간에 비슷한 편이었다. 따라서 균등화소득을 계산하거나 코호트효과를 분석할 때 부양가족수의 차이가 작용하였다고 하더라도 그것으로 인한 차이가 크지는 않을 것으로 판단된다.

2. 소득분배지표의 분해방법

여기에서는 타일지수의 소득원천별 분해방법과 하위집단별 분해방법을 중심으로 설명한다. 본 연구는 타일지수를 분해한 결과만을 제시할 것인데, 하위집단별 분해의 경우 중복항이 남지 않는 장점이 있다(Cowell, 2000).

우선 타일지수를 소득원천별로 분해하는 방법은 다음과 같다. y_j 는 j 번째 가구의 소득이고, y_j^k 는 j 번째 가구의 원천 k ($k = 1, 2, \dots, f$)의 소득이다. 본 연구는 소득원천을 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득, 공공이전소득의 5개로 구분하였으므로 $f=5$ 이다. 또한 y 는 표본 전체의 평균소득이며 표본의 총인원수는 N 이라고 하자. 그러면 타일지수는 아래 (1)식의 첫째 행과 같으며, (1)식의 둘째 행과 셋째 행은 이를 분해한 결과이다.

$$Theil = \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \frac{y_j}{y} \ln \left(\frac{y_j}{y} \right)$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1}{N} \sum_{j=1}^N \left(\sum_{k=1}^f \frac{y_j^k}{y} \right) \ln \left(\frac{y_j}{y} \right) \\
 &= \sum_{k=1}^f \frac{1}{N} \left[\sum_{j=1}^N \frac{y_j^k}{y} \ln \left(\frac{y_j}{y} \right) \right] = \sum_{k=1}^f Theil^k
 \end{aligned} \tag{1}$$

셋째 행에서 $Theil^k$ 는 소득원천 k 의 절대적 기여도이며, 이를 모든 k 에 대해 더하면 $Theil$ 이 된다. 따라서 $Theil^k/Theil$ 은 소득원천 k 의 상대적 기여도라고 부른다.

한편 타일지수를 하위집단별로 분해하는 방법은 다음과 같다. 하위집단은 가구주 연령이 20대, 30대, 40대, 50대, 60대, 70대(70세 이상)인 6개 집단이며, 이를 연령집단이라 부르기로 한다. 표본 전체를 m (=6)개의 하위집단으로 구분하고, i 번째 집단($i = 1, 2, \dots, m$)에 속한 인원수는 N_i , 이를 더하여 얻은 표본의 총인원수는 N 라고 하자. 한편 y_{ij} 는 i 번째 집단에 속한 j 번째 가구의 소득이며, y_i 는 i 집단의 평균소득이고, y 는 표본 전체의 평균소득이다. 아래의 (2)식에서 첫째 행은 타일지수를 나타내며, 둘째 행과 셋째 행은 이를 분해한 결과이다.

$$\begin{aligned}
 Theil &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^{N_i} \frac{y_{ij}}{y} \ln \left(\frac{y_{ij}}{y} \right) \\
 &= \sum_{i=1}^m \frac{N_i y_i}{N y} \ln \left(\frac{y_i}{y} \right) + \sum_{i=1}^m \frac{N_i y_i}{N y} \left[\frac{1}{N_i} \sum_{j=1}^{N_i} \frac{y_{ij}}{y_i} \ln \left(\frac{y_{ij}}{y_i} \right) \right] \\
 &= \sum_{i=1}^m \frac{N_i y_i}{N y} \ln \left(\frac{y_i}{y} \right) + \sum_{i=1}^m \frac{N_i y_i}{N y} Theil_i
 \end{aligned} \tag{2}$$

분해결과의 첫째 항은 집단 간 성분이고 둘째 항은 집단 내 성분이다. 집단 간 성분은 집단의 평균소득 차이로 인한 소득분배를 나타내며, 집단 내 성분은 집단에 속한 개인소득 차이로 인한 소득분배를 나타낸다. 셋째 항의 $Theil_i$ 는 i 번째 집단 내 타일지수를 나타내며 집단 내 성분이란 $Theil_i$ 의 가중평균이다. 단 가중평균을 구할 때 표본 전체의 소득에서 i 번째 집단의 소득 합이 차지하는 비중을 가중치로 이용한다.

3. 코호트분석방법

이미 앞에서 제시한 바 있는 〈Figure 1〉이 코호트분석의 결과인데, 그 핵심은 각 코호트의 연령프로파일을 구하는 것으로 다음과 같다. 우선 코호트란 동일 출생년도 집단을 말한다. 예를 들어 1935년생 코호트는 1935년에 태어난 사람이 가구주가 되는 가구들의 집단을 말한다. 그리고 연령프로파일은 각 코호트의 자료를 연령이 정의역이 되도록 구한 것이다. 따라서 1935년생 코호트의 연령별 프로파일은 다음과 같다. 가계동향조사 자료는 1990~2015년의 것이므로 1935년생 코호트는 1990년 자료에 55세, 1991년 자료에 56세, 1992년 자료에 57세, ..., 2015년 자료에 80세로 되어 있을 것이다. 이를 모두 연결하면 우리는 1935년생 코호트의 55~80세 연령별 프로파일을 구할 수 있게 된다. 이와 같은 방식으로 구하면 1936년생 코호트의 경우에는 54~79세 연령프로파일, 1937년생 코호트의 경우에는 53~78세 연령프로파일을 구할 수 있게 된다. 물론 1985년생 코호트의 경우에는 20~30세 연령프로파일을 구하게 된다. 본 연구는 1년 단위로 코호트를 구축할 수 있었지만 1935년생, 1945년생, 1955년생, 1965년생, 1975년생, 1985년생 등 6개 코호트의 결과를 제시한다.

연령효과는 각 코호트의 연령프로파일로부터 직접 확인할 수 있으며 코호트효과는 각 코호트의 연령프로파일을 비교하면 된다. 즉 코호트효과란 각 코호트의 연령프로파일이 어떻게 다른가를 말하는 것이다. 이를 검정하기 위하여 본 연구는 Mood의 분위값검정을 이용하였다. 이 검정의 귀무가설은 ‘두 코호트가 동일 연령일 때, 90%분위값 또는 50%분위값(중앙값) 또는 10%분위값이 같다’이다. 예를 들어 ‘1945년생과 1955년생이 40세일 때 90%분위값이 같다’는 것이다. 만약 이 귀무가설이 기각된다면 코호트효과가 있다고 판단한다. 즉 1945년생과 1955년생이 40세일 때 90%분위값은 같다고 볼 수 없으며 변화가 있었다고 해석한다.

III. 연간 소득분배지표 추정결과

1. 연간 소득분배지표의 추정결과

〈Table 2〉는 시장소득과 처분가능소득을 이용하여 구한 10%분위값, 90%분위

값, 90%분위값/10%분위값의 배율, 지니계수, 타일지수의 연간 추정치를 보여준다.

우선 시장소득을 이용한 결과를 보면, (a)의 10% 분위값은 1990년 543.3만원, 1996년 848.8만원, 2015년 474.6만원으로 변동이 크다. (b)의 90%분위값은 1990년 1,980.6만원에서 2015년 4,460.8만원에 이르고 있다. (c)의 90%분위값/10%분위값은 1990년 3.65배에서 2015년 9.40배까지 상승하였고, (d)의 지니계수는 1990년 0.277에서 2015년 0.329까지 상승하였다. 끝으로 (f)의 타일지수를 보면 1990년 0.15에서 2015년 0.253까지 상승하였다.

다음으로 처분가능소득을 이용한 결과를 살펴보기로 한다. (f)의 10% 분위값은 1990년 585.3만원에서 2015년 981.2만원까지 증가하였다. (g)의 90%분위값도 1990년 2,027.2만원에서 2015년 4,351.3만원까지 증가하였다. (h)의 90%분위값/10%분위값은 1990년 3.46배에서 2010년 4.77배로 상승하였으나 2015년에는 4.43배에 머물고 있다. (i)의 지니계수는 1990년 0.269에서 2009년 0.308이었지만 이후 서서히 하락하여 2015년 0.279까지 낮아졌다. (j)의 타일지수도 1990년 0.137에서 2011년 0.171까지 상승했으나 2015년 0.158을 유지하고 있다.

연간 소득분배지표의 결과를 요약하면 두 가지 특징을 찾을 수 있다. 첫째, 시장소득과 처분가능소득 중 어느 것을 이용하더라도 1990년대 초중반의 소득분배지표에 비해 1990년 후반 이후의 소득분배지표는 높았다.

둘째, 시장소득과 처분가능소득을 이용한 결과의 차이는 매우 컸다. 시장소득을 이용한 경우 2015년 10%분위값은 474.6만원으로 1990년의 543.3만원보다도 적었으나 처분가능소득을 이용한 경우 2015년 10%분위값은 981.2만원으로 1990년의 585.3만원보다 훨씬 더 많았다. 이에 따라 90%분위값/10%분위값의 추이도 매우 달랐다. 시장소득을 이용한 경우 이 배율은 2015년 9.4배였으나 처분가능소득을 이용한 경우 4.43배에 그쳤다. 지니계수도 마찬가지였다. 시장소득을 이용한 경우 1990년 0.277에서 2015년 0.329로 크게 상승하였지만 처분가능소득을 이용한 경우 1990년 0.269에서 2015년 0.279로 조금 상승하였을 뿐이다. 타일지수도 시장소득을 이용한 경우 1990년 0.150에서 2015년 0.253으로 크게 상승하였지만 처분가능소득을 이용한 경우 1990년 0.137에서 2015년 0.158로 조금 상승하였을 뿐이다.

〈Table 2〉 Annual indices of income distribution

Year	Before tax income					Disposable income				
	(a) 10% quantile	(b) 90% quantile	(c) b/a	(d) Gini	(e) Theil	(f) 10% quantile	(g) 90% quantile	(h) g/f	(i) Gini	(j) Theil
1990	543.3	1,980.6	3.65	0.277	0.150	585.3	2,027.2	3.46	0.269	0.137
1991	621.6	2,225.7	3.58	0.272	0.142	664.4	2,265.7	3.41	0.264	0.128
1992	688.5	2,463.0	3.58	0.272	0.130	740.2	2,512.2	3.39	0.263	0.117
1993	689.8	2,538.2	3.68	0.276	0.136	744.8	2,608.1	3.50	0.270	0.123
1994	748.2	2,792.9	3.73	0.278	0.130	806.3	2,847.7	3.53	0.271	0.117
1995	784.5	3,121.9	3.98	0.287	0.137	849.8	3,157.9	3.72	0.281	0.122
1996	848.8	3,334.2	3.93	0.288	0.138	933.7	3,379.5	3.62	0.281	0.121
1997	833.4	3,366.8	4.04	0.285	0.140	923.7	3,462.8	3.75	0.280	0.123
1998	615.9	2,940.7	4.77	0.308	0.170	674.8	2,966.7	4.40	0.299	0.150
1999	619.4	3,058.2	4.94	0.315	0.182	702.8	3,077.7	4.38	0.304	0.157
2000	729.3	3,151.6	4.32	0.288	0.157	832.4	3,155.4	3.79	0.276	0.127
2001	741.9	3,363.8	4.53	0.301	0.160	840.7	3,339.0	3.97	0.290	0.130
2002	764.0	3,577.1	4.68	0.298	0.164	895.5	3,538.4	3.95	0.287	0.132
2003	714.6	3,612.9	5.06	0.304	0.178	853.6	3,540.2	4.15	0.288	0.144
2004	711.0	3,757.8	5.29	0.311	0.182	857.3	3,678.0	4.29	0.292	0.146
2005	670.0	3,884.4	5.80	0.319	0.197	847.8	3,822.6	4.51	0.300	0.156
2006	678.7	3,957.6	5.83	0.324	0.204	858.4	3,897.5	4.54	0.301	0.159
2007	674.8	4,154.8	6.16	0.329	0.210	883.0	4,060.2	4.60	0.304	0.159
2008	644.9	4,094.4	6.35	0.329	0.214	867.8	4,031.9	4.65	0.302	0.158
2009	549.7	3,956.7	7.20	0.334	0.230	824.6	3,916.4	4.75	0.303	0.169
2010	531.6	4,055.2	7.63	0.330	0.228	844.7	4,028.6	4.77	0.295	0.162
2011	537.9	4,108.6	7.64	0.331	0.239	859.7	4,045.6	4.71	0.295	0.171
2012	553.4	4,215.9	7.62	0.326	0.227	883.5	4,193.6	4.75	0.292	0.160
2013	543.2	4,301.6	7.92	0.326	0.233	894.4	4,249.8	4.75	0.290	0.159
2014	492.5	4,425.3	8.99	0.332	0.236	912.4	4,314.9	4.73	0.294	0.158
2015	474.6	4,460.8	9.40	0.329	0.253	981.2	4,351.3	4.43	0.279	0.158

시장소득을 이용한 결과와 처분가능소득을 이용한 결과의 차이는 대체로 2010년 이후 두드러진다. 시장소득과 처분가능소득의 차이는 공적 이전소득과 공적 소비 지출의 차이이므로 이를 정부에 의한 소득재분배라고 보아도 좋다. 따라서 2010년 이후 시장소득을 이용한 소득분배지표가 상승하였음에도 불구하고 처분가능소득을 이용한 소득분배지표는 오히려 하락 또는 안정되었다는 사실은 2010년 이후 소득재

분배정책이 실효성을 지닌 것임을 의미한다.

2. 소득원천에 따른 지니계수의 분해

정부정책의 효과를 살펴 보기 위해 연간 타일지수를 소득원천에 의해 분해한 결과를 제시하기로 한다. 앞에서 2010년 이후 우리나라의 소득분배지표가 하락 또는 안정되어 있다고 지적한 바 있는데, 소득원천에 의한 분해결과는 이 문제를 이해하는데 도움이 된다.

〈Table 3〉은 처분가능소득을 이용하여 연간 타일지수를 소득원천별로 분해한 결과이다. 소득원천은 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득, 공공이전소득으로 구분하였다. 〈Table 3〉에는 각 소득원천의 절대적 기여도와 상대적 기여도가 제시되어 있다.

우선 〈Table 3〉의 절대적 기여도를 살펴보자. 근로소득의 절대적 기여도는 1990년 0.076에서 2015년 0.154로 꾸준히 증가하였지만 사업소득의 절대적 기여도는 1990년 0.064에서 2015년 0.036으로 꾸준히 감소하였다. 재산소득의 절대적 기여도는 매우 작을 뿐만 아니라 감소하였던 것으로 보인다. 사적이전소득의 절대적 기여도는 (-)의 값을 가지는 경우가 많았고, 변동이 큰 편이었다. 끝으로 공공이전소득의 절대적 기여도도 (-)의 값을 가지는 경우가 많았는데, 2000년 -0.006에서 2015년 -0.026으로 절대값이 꾸준히 증가하였던 것으로 보인다.

한편 상대적 기여도의 추이는 다음과 같다. 근로소득의 상대적 기여도는 1990년 0.554에서 2015년 0.972까지 높아졌고, 사업소득의 상대적 기여도는 1990년 0.467에서 2015년 0.226까지 대폭 감소하였다. 재산소득의 상대적 기여도는 1990년 0.018에서 2015년 0.007까지 떨어졌다. 사적이전소득의 상대적 기여도는 1990년 -0.021, 2002년 -0.073, 2015년 -0.031로 변동이 큰 편이었다. 끝으로 공공이전소득의 상대적 기여도는 2000년 -0.048에서 꾸준히 절대값이 증가하여 2015년에는 -0.164에 이르게 되었다.

근로소득과 공공이전소득의 중요성이 커지고 있으며 사업소득과 재산소득의 중요성이 작아지고 있음을 알 수 있다. 각 소득원천의 상대적 기여도를 비교해 보면 근로소득이 압도적으로 크고 다음으로 사업소득과 공공이전소득이 차지하며 재산소득은 미미한 편이다.

(Table 3) Decomposition of Theil index by source(Disposable income)

Year	Theil	Absolute contribution					Relative contribution				
		labor	business	wealth	private transfer	public transfer	labor	business	wealth	private transfer	public transfer
1990	0.137	0.076	0.064	0.002	-0.003	0.001	0.554	0.467	0.018	-0.021	0.006
1991	0.128	0.074	0.055	0.002	0.000	-0.002	0.580	0.428	0.016	-0.002	-0.014
1992	0.117	0.065	0.050	0.003	0.001	-0.001	0.554	0.432	0.027	0.005	-0.006
1993	0.123	0.072	0.052	0.002	-0.001	0.001	0.591	0.425	0.020	-0.005	0.009
1994	0.117	0.070	0.055	0.003	-0.008	0.000	0.594	0.470	0.023	-0.072	0.001
1995	0.122	0.072	0.053	0.003	-0.004	-0.002	0.593	0.438	0.024	-0.029	-0.016
1996	0.121	0.079	0.045	0.003	-0.002	-0.003	0.654	0.372	0.028	-0.014	-0.024
1997	0.123	0.077	0.044	0.005	-0.004	0.001	0.630	0.360	0.042	-0.029	0.007
1998	0.150	0.111	0.046	0.004	-0.006	0.001	0.738	0.307	0.025	-0.043	0.009
1999	0.157	0.120	0.039	0.005	-0.005	0.005	0.763	0.247	0.031	-0.034	0.031
2000	0.127	0.111	0.029	0.003	-0.009	-0.006	0.876	0.231	0.021	-0.068	-0.048
2001	0.130	0.112	0.029	0.003	-0.004	-0.007	0.862	0.224	0.020	-0.032	-0.054
2002	0.132	0.124	0.026	0.002	-0.010	-0.009	0.942	0.195	0.016	-0.073	-0.067
2003	0.144	0.131	0.032	0.001	-0.004	-0.013	0.910	0.219	0.009	-0.027	-0.090
2004	0.146	0.141	0.028	0.001	-0.009	-0.013	0.966	0.190	0.006	-0.060	-0.089
2005	0.156	0.146	0.034	0.001	-0.005	-0.015	0.932	0.217	0.006	-0.032	-0.095
2006	0.159	0.149	0.033	0.001	-0.006	-0.015	0.942	0.206	0.009	-0.036	-0.096
2007	0.159	0.165	0.022	0.002	-0.010	-0.015	1.036	0.138	0.012	-0.062	-0.091
2008	0.158	0.166	0.022	0.001	-0.012	-0.015	1.050	0.139	0.005	-0.073	-0.093
2009	0.169	0.161	0.032	0.001	-0.003	-0.013	0.955	0.191	0.004	-0.021	-0.077
2010	0.162	0.152	0.037	0.001	-0.008	-0.018	0.939	0.229	0.004	-0.046	-0.110
2011	0.171	0.158	0.043	0.001	-0.007	-0.019	0.923	0.254	0.006	-0.043	-0.111
2012	0.160	0.149	0.039	0.001	-0.006	-0.019	0.932	0.241	0.005	-0.037	-0.121
2013	0.159	0.154	0.034	0.001	-0.004	-0.022	0.971	0.215	0.004	-0.027	-0.139
2014	0.158	0.149	0.034	0.001	-0.004	-0.018	0.938	0.214	0.009	-0.023	-0.116
2015	0.158	0.154	0.036	0.001	-0.005	-0.026	0.972	0.226	0.007	-0.031	-0.164

2010년 이후 우리나라의 소득분배지표가 안정되어 왔던 것은 공공이전소득의 역할이 적지 않았기 때문이다. 2015년에는 16.4%나 타일지수를 낮출 정도였다. 앞에서 시장소득과 처분가능소득을 이용한 차이를 비교하면서 언급한 바 있는데 여기에서의 분해결과는 그것과 부합한다. 즉 공공이전소득을 이용한 정부의 소득재분배 정책이 실효성을 지님을 의미한다.

VI. 코호트 소득분배지표 추정결과

연령효과와 코호트효과를 분석하기 위하여 코호트의 연령프로파일을 추정한다. 〈Figure 2〉와 〈Figure 3〉는 각각 시장소득과 처분가능소득을 이용한 결과를 보여 준다. 서론에서 언급한 바 있지만 연령효과 2가지와 코호트효과 2가지의 개념을 정리하면서 시작한다.

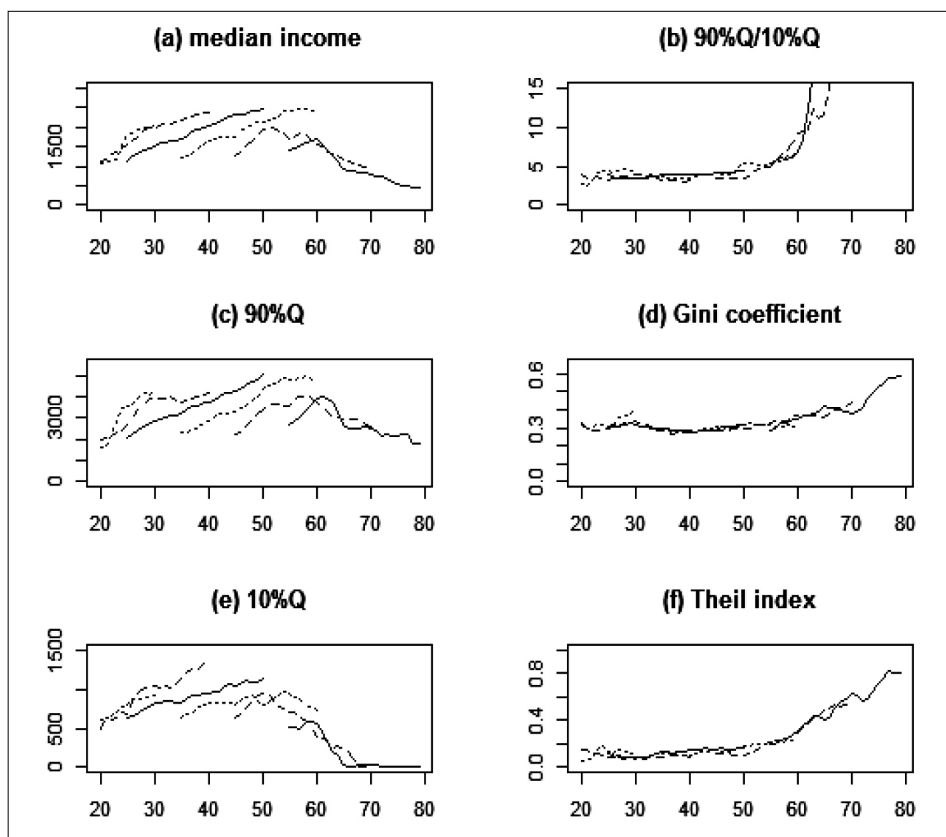
연령효과부터 설명하기로 한다. 연령효과는 출생연도는 같지만 연령이 다른 집단을 비교하여 파악한다. ‘연령-소득수준효과’는 특정 코호트의 전반적인 소득수준이 연령에 따라 달라지는 것을 말한다. 예를 들어 1975년생 소득의 연령프로파일이 연령에 따라 상승하거나 또는 하락한다면 연령-소득수준효과가 있다고 본다. ‘연령-소득분배효과’는 특정 코호트 내의 소득분배지표가 연령에 따라 달라지는 것을 말한다. 예를 들어 1975년생 소득분배지표의 연령프로파일이 연령에 따라 상승하거나 또는 하락한다면 연령-소득분배효과가 있다고 본다.

한편 코호트효과는 출생연도는 다르지만 연령이 같은 집단을 비교하여 파악한다. ‘코호트-소득수준효과’는 두 코호트가 동일연령일 때 두 코호트의 전반적인 소득수준이 다른 것을 말한다. 예를 들어 40세일 때 1965년생의 (2005년에 해당되는) 전반적인 소득수준과 1975년생의 (2015년에 해당되는) 전반적인 소득수준이 다르다면 코호트-소득수준효과가 있다고 본다. ‘코호트-소득분배효과’는 두 코호트가 동일연령일 때 두 코호트 내의 소득분배지표가 다른 것을 말한다. 예를 들어 40세일 때 1965년생들 내의 (2005년에 해당되는) 소득분배와 1975년생들 내의 (2015년에 해당되는) 소득분배가 다르다면 코호트-소득분배효과가 있다고 본다.

1. 코호트분석결과

〈Figure 2〉은 시장소득을 이용하여 구한 코호트의 연령프로파일이다. (a), (c), (e)는 분위값의 연령프로파일이고 (b), (d), (f)는 소득분배지표의 연령프로파일이다.

〈Figure 2〉 Age profiles of income distribution index(Before tax income)



Notes: 1) the same as Notes 1) in 〈Figure 1〉.

2) the same as Notes 2) in 〈Figure 1〉.

먼저 (a), (c), (e) 분위값의 연령프로파일을 보기로 하자.

(a)는 중앙값을 보여주는데, 가장 우측에 그려진 1935년생의 연령프로파일은 60세까지 상승하지만 이후 급격하게 하락한다. 다음으로 1945년생의 경우 50대 초반에 정점에 도달한 이후 50대 후반부터 하락한다. 1955년생의 경우 연령이 높아짐에 따라 소득이 꾸준히 증가하는 것으로 보이지만 50대 후반부터 소득이 정체 또는 감소하는 것으로 보인다. 1965년생, 1975년생, 1985년생의 연령프로파일은 연령이 높아짐에 따라 계속해서 상승함을 알 수 있는데 아직 정점에 도달하지 못한 것으로 보인다. 자료의 기간이 짧은 한계가 있긴 하지만, 일반적으로 소득은 50대 초중반에 정점에 도달하는 것으로 판단된다.

(a)의 결과에서 흥미로운 것은 출생년도가 늦을수록 연령프로파일이 높다는 점이다. 물론 1935년생과 1945년생의 경우 연령프로파일은 부분적으로 비슷한 것으로 보인다. 또한 1975년생과 1985년생의 경우에는 연령프로파일이 비슷하다. 하지만 1945년생과 비교할 때 1955년생의 연령프로파일은 뚜렷하게 더 높다. 마찬가지로 1955년생보다 1965년생, 그리고 1965년생보다 1975년생의 연령프로파일도 뚜렷하게 더 높다. 이 결과는 다음과 같이 정리할 수 있다. 1935~1945년생과 1975~1985년생의 경우에는 동일 연령일 때 소득의 차이가 크지 않았지만 1945~1975년생의 경우 동일 연령일 때 출생년도가 늦을수록 소득이 많았다.

한편 (c) 90%분위값과 (e) 10%분위값의 연령프로파일도 비슷한 특징을 지니는데, 요약하면 다음과 같다. 첫째 90%분위값과 10%분위값 모두 50대 초중반에 정점에 도달하는 것으로 보인다. 둘째 1935~1945년생과 1975~1985년생이 동일 연령일 때 소득의 차이가 있었다고 보기는 어렵지만 1945~1975년생이 동일 연령일 때 출생년도가 늦을수록 소득이 더 많았다. 다만 10%분위값의 경우 1945~1975년생의 소득이 출생연도가 늦을수록 많았는지는 명확하지 않다.

다음으로 (b), (d), (f) 소득분배지표의 연령프로파일을 보기로 하자.

(b)는 90%분위값/10%분위값 배율의 연령프로파일이다. 가장 주목할 만한 특징은 동일 연령일 때 각 코호트의 연령프로파일이 비슷하다는 점이다. 예를 들어 이 배율은 1965년생이 30세일 때 3.45배이고 1975년생이 30세일 때 3.81배이다. 또한 1955년생이 50세일 때 5.38배이고 1965년생이 50세일 때 4.46배, 1935년생이 60세일 때 6.82배이고 1945년생이 60세일 때 6.91배이다. 물론 60대 이상일 때 이 배율의 값은 엄청나게 커서 그림에 다 나타나지 않을 정도이다(세로축의 최대값을 15로 정한 이유는 60세 이전의 연령프로파일을 명확히 보이려 했기 때문이다). 다만 1985년생의 연령 프로파일이 다른 코호트의 것보다 조금 더 높다.

(d)는 지니계수의 연령프로파일이다. 이 결과에서도 동일 연령일 때 각 코호트의 연령프로파일은 비슷하다. 예를 들어 지니계수는 1965년생이 30세일 때 0.290이고 1975년생이 30세일 때 0.289로 비슷하다. 또한 1955년생이 50세일 때 0.299이고 1965년생이 50세일 때 0.304이며, 1935년생이 60세일 때 0.331이고 1945년생이 60세일 때 0.337이다.

(f)는 타일지수의 연령프로파일을 보여준다. 이 결과에서도 동일 연령일 때 각 코호트의 연령프로파일은 비슷하다. 예를 들어 타일지수는 1965년생이 30세일 때

0.080이고 1975년생이 30세일 때 0.076로 비슷하다. 또한 1955년생이 50세일 때 0.160이고 1965년생이 50세일 때 0.160이며, 1935년생이 60세일 때 0.284이고 1945년생이 60세일 때 0.276이다.

연령효과와 관련하여 이 결과는 매우 중요하다. 우리나라에서 이용할 수 있는 자료의 시계열이 길지 않기 때문에 생애 전체의 소득분배지표를 구하는 것은 어렵다. 하지만 동일 연령일 때 각 코호트의 연령프로파일이 비슷하다면 이로부터 생애 전체의 소득분배지표를 구할 수 있다. 물론 이렇게 구한 (연령에 따른) 생애 전체의 소득분배지표곡선은 (b), (d), (f)에 제시된 것과 비슷할 것이다. 그 특징은 연령이 많을수록 소득분배지표가 상승하는데, 20~30대에 큰 변화가 없지만 40대 이후 서서히 상승하고 60대 이후에는 급격하게 상승한다는 점이다.

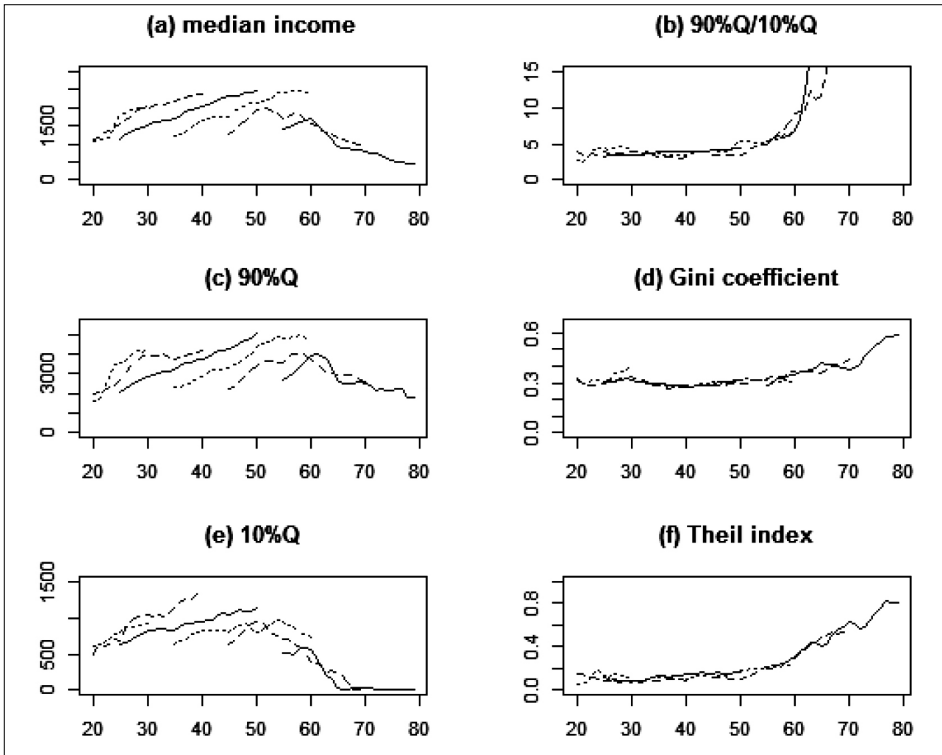
이제 <Figure 2>에서 (a), (c), (e)의 분위값 연령프로파일과 (b), (d), (f)의 소득분배지표 연령프로파일의 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째 연령효과가 관찰되는데, 분위값 연령프로파일의 경우 50세 전후를 정점으로 하며 소득분배지표 연령프로파일의 경우 연령이 높아짐에 따라 꾸준히 상승한다. 둘째 코호트효과는 조금 복잡하다. 분위값 연령프로파일의 경우 코호트효과가 관찰되는 것으로 보인다. 즉 1945~1975년생의 경우 동일 연령일 때의 소득은 출생년도가 늦을수록 더 많았다. 하지만 소득분배지표 연령프로파일의 경우 코호트효과는 쉽게 관찰되지 않는다. 즉 소득분배지표 연령프로파일은 코호트 간에 비슷했는데, 이로부터 생애 전체의 연령효과를 알 수 있다. 연령효과란 연령이 많을수록 소득분배지표가 상승한다는 것이다.

<Figure 3>은 처분가능소득을 이용하여 구한 코호트의 연령프로파일이다. 이 그림 역시 (a), (c), (e)는 분위값의 연령프로파일이고 (b), (d), (f)는 소득분배지표의 연령프로파일이다.

먼저 (a), (c), (e) 분위값의 연령프로파일을 보기로 하자.

(a)는 소득 중앙값을 보여주는데, 주요 특징은 시장소득을 이용한 <Figure 2> (a)와 거의 같다. 연령프로파일은 가장 우측에 그려진 1935년생의 경우 60세까지 상승하지만 이후 급격하게 하락하며, 1945년생의 경우 50대 초반에 정점에 도달한 이후 50대 후반부터 하락한다. 1955년생, 1965년생, 1975년생, 1985년생의 연령프로파일은 연령이 높아짐에 따라 상승한다. 일반적으로 코호트의 경우 50대 초중반에 소득이 정점에 도달하는 것으로 판단된다.

〈Figure 3〉 Age profiles of income distribution index(Disposable income)



Notes: 1) the same as Notes 1) in 〈Figure 1〉.

2) the same as Notes 2) in 〈Figure 1〉.

출생연도가 늦을수록 연령프로파일이 높다는 점도 중요하다. 즉 1945년생보다 1955년생, 1955년생보다 1965년생, 그리고 1965년생보다 1975년생의 연령프로파일이 더 높다. 예외가 있다면 1935년생과 1945년생의 경우 그리고 1975년생과 1985년생의 경우이다. 결과를 정리하면 다음과 같다. 1935~1945년생과 1975~1985년생이 동일 연령일 때 소득의 차이는 명확하지 않지만 1945~1975년생이 동일 연령일 때 소득은 출생연도가 늦을수록 더 많았다.

(c) 90%분위값과 (e) 10%분위값의 연령프로파일을 보면 (a) 중앙값 연령프로파일과 비슷한 특징을 지닌다. 첫째 90%분위값과 10%분위값 모두 50대 초중반에 정점에 도달하는 것으로 보인다. 둘째 1935~1945년생과 1975~1985년생이 동일 연령일 때 소득의 차이는 명확해 보이지 않지만 1945~1975년생이 동일 연령일 때 소득은 출생연도가 늦을수록 더 많다.

다음으로 (b), (d), (f) 분위값의 연령프로파일을 보기로 하자.

(b) 90%분위값/10%분위값 배율은 1965년생이 30세일 때 3.27배이고 1975년생이 30세일 때 3.44배이며, 1945년생이 50세일 때 3.57배이고 1955년생이 50세일 때 3.83배이고, 1935년생이 60세일 때 5.22배이고 1945년생이 60세일 때 5.20배이다. 이를 종합하면 생애 전체의 90%분위값/10%분위값은 다음과 같은 특징을 지닌다. 즉 50세 이전까지 이 배율은 서서히 증가하지만 50세 이후 증가속도는 빨라지고 60대 이후에는 뚜렷하게 커진다.

(d)는 지니계수의 연령프로파일이며, 가장 주목할 만한 것은 동일 연령일 때 각 코호트의 연령프로파일이 비슷하다는 점이다. 예를 들어 지니계수는 1965년생이 30세일 때 0.290이고 1975년생이 30세일 때 0.289로 큰 차이가 없다. 또한 1955년생이 50세일 때 0.296이고 1965년생이 50세일 때 0.296이며, 1935년생이 60세일 때 0.313이고 1945년생이 60세일 때 0.330이다. 따라서 여러 코호트의 연령프로파일로부터 생애 전체의 지니계수곡선을 구할 수 있는데, 그 특징은 다음과 같다. 연령이 많을수록 지니계수는 상승하는데, 20~30대에 큰 변화가 없지만 40대 이후 서서히 상승하고 60대 이후에는 뚜렷하게 상승한다.

(f) 타일지수의 연령프로파일도 동일 연령일 때 각 코호트의 연령프로파일이 비슷하다. 예를 들어 1965년생이 30세일 때 0.077이고 1975년생이 30세일 때 0.068로 큰 차이가 없다. 또한 1955년생이 50세일 때 0.101이고 1965년생이 50세일 때 0.110이며, 1935년생이 60세일 때 0.225이고 1945년생이 60세일 때 0.222이다. 따라서 생애 전체의 타일지수곡선을 구할 수 있는데, 그 특징 역시 다음과 같다. 연령이 많을수록 타일지수는 상승하는데, 20~30대에 큰 변화가 없지만 40대 이후 서서히 상승하고 60대 이후에는 뚜렷하게 상승한다.

처분가능소득을 이용한 〈Figure 3〉의 결과를 요약하면 시장가능소득을 이용한 〈Figure 2〉와 거의 같은 특징을 지닌다. 첫째, 연령효과는 다음과 같다. 소득수준은 50세 전후를 정점으로 하며 소득분배지표는 연령이 높아짐에 따라 상승한다. 둘째, 코호트효과는 조금 복잡하다. 1945~1975년생의 경우 동일 연령일 때의 소득수준은 출생년도가 늦을수록 더 높았다. 하지만 소득분배지표의 코호트효과는 관찰되었다고 보기 어렵다.

이제 코호트분석의 주요 결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 시장소득을 이용한 결과와 처분가능소득을 이용한 결과가 매우 다른데, 그

차이는 연령이 높을 때 특히 두드러진다. 90%분위값/10%분위값 배율의 차이는 <Figure 2>의 (b)와 <Figure 3>의 (b)를 비교하면 된다. 60세일 때 시장소득에 의한 배율은 6.82배(1935년생) 또는 6.91배(1955년생)이었지만 처분가능소득에 의한 배율은 5.22배(1935년생) 또는 5.20배(1955년생)이다. 가장 극적인 것은 60세 이상일 때이다. <Figure 2>의 (b)에서 확인할 수 있듯이, 시장소득에 의한 배율은 엄청나게 커져서 70세를 넘을 경우 200배를 상회한다. 하지만 <Figure 3>의 (b) 처분가능소득에 의한 배율은 63세일 때 7.28배(1935년생), 79세일 때 6.60배(1935년생)로 대략 7배 근방에서 변동하는 것으로 보인다. 한편 지니계수의 경우 <Figure 2>의 (d)와 <Figure 3>의 (d)를 비교하면 된다. 60세일 때 시장소득에 의한 지니계수는 0.331(1935년생) 또는 0.337(1945년생)이었지만 처분가능소득에 의한 지니계수는 0.313(1935년생) 또는 0.330(1945년생)이다. 또한 79세일 때 시장소득에 의한 지니계수는 0.590(1935년생)이나 되었지만 처분가능소득에 의한 지니계수는 0.443(1935년생)이다. 또한 타일지수의 경우 <Figure 2>의 (f)와 <Figure 3>의 (f)를 비교하면 된다. 60세일 때 시장소득에 의한 타일지수는 0.284(1935년생) 또는 0.276(1945년생)이었지만 처분가능소득에 의한 타일지수는 0.225(1935년생) 또는 0.222(1945년생)이다. 또한 79세일 때 시장소득에 의한 타일지수는 0.589(1935년생)나 되었지만 처분가능소득에 의한 타일지수는 0.420(1935년생)이다. 시장소득에 의한 결과와 처분가능소득에 의한 결과가 보이는 차이는 소득재분배정책이 실효성을 지니고 있음을 보여 준다. 물론 그 효과는 전 연령에 걸쳐 나타나고 있지만 두드러진 효과를 보이는 것은 60세 이상의 고령일 때이다.

둘째, 연령효과가 뚜렷하게 드러나고 있다. 연령-소득수준효과는 <Figure 2>의 (a), (c), (e)와 <Figure 3>의 (a), (c), (e)에서 확인할 수 있다. 모든 코호트의 경우 50세 초반까지 소득은 증가하고 50세 초반 이후 감소하였던 것으로 보인다. 또한 연령-소득분배효과는 90%분위값/10%분위값 배율의 경우 <Figure 2>의 (b)와 <Figure 3>의 (b), 지니계수의 경우 <Figure 2>의 (d)와 <Figure 3>의 (d), 타일지수의 경우 <Figure 2>의 (f)와 <Figure 3>의 (f)에서 확인할 수 있다. 모든 코호트의 경우 연령이 많을수록 소득분배지표는 상승한다.

셋째, 코호트효과 중 코호트-소득수준효과가 관찰되었다. 즉 <Figure 2>의 (a), (c), (e)와 <Figure 3>의 (a), (c), (e)를 보면 1945~1975년생이 동일 연령일 때

소득수준은 (중앙값 및 분위값을 기준으로 할 때) 출생연도가 낮을수록 더 높았던 것으로 보인다. 하지만 코호트-소득분배효과는 뚜렷하게 관찰되지 않았다. 90%분위값/10%분위값 배율의 경우 <Figure 2>의 (b)와 <Figure 3>의 (b), 지니계수의 경우 <Figure 2>의 (d)와 <Figure 3>의 (d), 타일지수의 경우 <Figure 2>의 (f)와 <Figure 3>의 (f)에서 확인할 수 있다. 연령에 따른 소득분배지표의 움직임은 코호트에 따라 크게 달랐던 것으로 보이지 않는다. 이는 출생연도가 다르더라도 동일 연령일 때 소득분배에는 큰 차이가 없었음을 의미한다. 물론 이 덕분에 90%분위값/10%분위값 배율, 지니계수, 타일지수의 생애 전체 프로파일을 구할 수 있었고 연령효과를 보다 분명하게 확인할 수 있었다.

이 중에서 본 연구는 코호트-소득수준효과에 주목한다. 시장소득과 처분가능소득 중 어느 것을 이용하더라도, 그리고 중앙값, 90%분위값, 10%분위값 중 어느 것을 이용하더라도 코호트-소득수준효과는 있었던 것으로 보인다. 즉 1945년생보다 1955년생의 연령프로파일이 더 높고, 1955년생보다 1965년생의 연령프로파일이 더 높으며, 1965년생보다 1975년생의 연령프로파일이 더 높다. 이 결과는 출생연도가 최근일수록 생애소득이 더 많았음을 시사한다. 이에 대해서는 이하에서 분위값 검정을 통하여 다시 한 번 더 살펴보기로 한다.

2. 분위값 검정결과

여기에서는 ‘코호트 간 생애소득의 차이’로서의 코호트-소득수준효과에 대한 검정을 시도한다. 물론 본 연구가 이용한 자료의 시계열이 길지 않기 때문에 생애소득의 차이를 직접 검정할 수는 없었으며 이에 대한 대안으로 연령프로파일의 차이를 검정하기로 한다. Mood검정을 이용하였고 귀무가설은 ‘두 코호트가 같은 연령일 때 분위값이 같다’이다.

검정결과는 <Table 4>에 제시되어 있다. <Table 4>는 크게 시장소득을 이용한 결과와 처분가능소득을 이용한 결과로 구분되어 있다. 한편 (a)는 ‘두 코호트가 같은 연령일 때 소득의 중앙값이 같다’, (b)는 ‘두 코호트가 같은 연령일 때 소득의 90%분위값이 같다’, (c)는 ‘두 코호트가 같은 연령일 때 소득의 10%분위값이 같다’는 귀무가설에 대한 검정결과이다. 귀무가설이 기각된다면 두 코호트가 같은 연령일 때 분위값이 같다고 보기는 어려우므로 코호트-소득수준효과가 있었다고 해석

〈Table 4〉 Test results: Quantiles of different cohorts are the same

age	Before tax income			Disposable income		
	(a) median	(b) 90%	(c) 10%	(a) median	(b) 90%	(c) 10%
(1) 1933~37 vs 1943~47						
53	29.5***	10.1***	18***	34.3***	10.1***	32***
54	43.8***	15.3***	5.0**	35.2***	13.4***	7.6***
55	24.1***	8.7***	1.3	20.9***	8.7***	0.0
56	23.6***	21.8***	5.1**	30.1***	21.8***	3.4*
57	29.7***	13.3***	4.2**	24.6***	9.2***	3.4*
58	7.0**	15.8***	0.4	4.1**	11.2***	0.0
59	5.6**	3.4*	1.7	0.2	1.6	0.3
60	9.9***	2.0	3.8*	2.6	0.7	4.6**
(2) 1943~47 vs 1953~57						
43	117.6***	12.3***	58.5***	122.2***	13.8***	52.0***
44	105.7***	34.8***	32.5***	92.9***	41.4***	36.7***
45	44.2***	45.7***	9.9***	53.9***	39.3***	17.1***
46	104.8***	67.7***	5.9**	122.6***	58.4***	18.8***
47	101.4***	55.0***	2.1	104.9***	44.8***	7.5***
48	76.0***	69.4***	3.0*	76***	72.0***	0.5
49	23.9***	41.5***	9.1***	15.9***	31.6***	3.2*
50	1.3	34.0***	23.8***	0.0	29.4***	13.4***
51	0.8	18.3***	17.1***	4.5**	10.7***	8.9***
52	0.0	2.9*	8.2***	1.6	1.3	1.6
53	2.5	10.7***	18.8***	0.6	5.6**	3.1*
54	5.9**	3.4*	8.8***	2.8*	1.1	1.0
55	13.7***	23.0***	4.1**	16.1***	15.4***	3.9**
56	8.2***	0.5	10.4***	8.6***	1.7	0.3
57	2.4	14.6***	5.0**	2.2	12.9***	2.5
58	0.0	1.3	10.2***	0.0	2.0	0.7
(3) 1953~57 vs 1963~67						
33	231.0***	43.8***	80.9***	214.9***	41.5***	87.5***
34	278.1***	65.3***	65.3***	275.1***	65.3***	56.0***
35	215.5***	86.4***	27.2***	179.3***	76.7***	25.8***
36	151.1***	172.7***	17.6***	152.9***	142.5***	12.9***
37	174.6***	154.6***	12.9***	180.4***	140.1***	26.5***
38	150.1***	154.4***	0.7	141.8***	160.1***	2.5
39	98.1***	129.1***	0.9	94.7***	129.1***	6.0**
40	77.2***	83.3***	13.6***	85.6***	87.4***	1.6
41	61.5***	85.3***	8.1***	65.5***	72.7***	2.3

42	14.5***	56.2***	36.9***	33.7***	54.5***	0.1
43	35.1***	59.9***	25.6***	48.3***	58.0***	0.6
44	50.8***	34.3***	40.6***	79.1***	39.0***	0.4
45	22.8***	54.6***	26.4***	40.7***	54.8***	0.1
46	2.0	6.8**	28.4***	5.0**	5.3**	6.0**
47	5.9**	13.4***	7.0**	8.3***	8.9***	0.4
48	5.0**	3.1*	8.0**	5.0**	3.9**	0.8
(4) 1963-67 vs 1973-77						
23	17.5***	3.6*	14.9***	10.2***	2.2	14.9***
24	57.5***	20.2***	13.0***	53.5***	17.7***	11.0***
25	43.2***	13.5***	1.2	35.6***	11.8***	5.4**
26	51.2***	39.3***	5.3**	35.2***	20.7***	6.3**
27	104.9***	113.7***	6.3**	91.1***	101.6***	5.3**
28	109.0***	78.1***	7.3**	100.4***	75.0***	8.2***
29	102.0***	162.3***	0.5	92.5***	137.2***	0.0
30	74.3***	114.7***	20.9***	90.2***	109.0***	1.9
31	59.0***	89.8***	19.9***	78.5***	92.3***	2.6
32	41.8***	62.2***	21.2***	51.5***	56.1***	1.4
33	32.6***	68.8***	23.0***	59.8***	75.4***	3.3*
34	62.6***	78.8***	24.5***	97.6***	81.2***	0.0
35	58.5***	71.9***	26.5***	93.2***	79.2***	0.0
36	33.2***	29.1***	18.9***	43.2***	34.2***	0.1
37	5.0**	19.0***	45.8***	14.7***	32.8***	7.9***
38	7.4**	3.9*	9.0***	10.3***	3.9*	0.0
(5) 1973-77 vs 1983-87						
20	18.9***	71.1***	5.8**	21.5***	55.5***	8.4***
21	50.1***	69.4***	7.3**	39.9***	62.5***	7.3**
22	18.8***	7.3**	5.4**	20.8***	9.4***	0.2
23	13.4***	23.9***	2.2	15.0***	27.3***	0.3
24	14.0***	40.4***	3.1*	20.6***	32.5***	0.0
25	11.7***	24.4***	0.5	21.2***	21.3***	0.8
26	14.4***	20.2***	5.0**	22.7***	14.8***	1.0
27	1.2	7.2**	1.5	2.0	7.2***	0.0
28	0.2	6.9**	14.5***	0.2	6.6**	3.1*

Notes: 1) Null hypothesis is that quantiles of 5 different cohorts are the same when their family heads are of an age. For example, first row of '(1) 1933-1937 vs 1943-1947' shows the test results comparing 5 cohorts born in 1933-1937 and 5 cohorts born in 1943-1947.

2) Null hypothesis: (a) the same median, (b) the same 90% quantile, (c) the same 10% quantile. ***, **, * show significance at 1%, 5%, 10%.

한다. 또한 비교대상은 각각 1933~1937년생과 1943~1947년생, 1943~1947년생과 1953~1957년생, 1953~1957년생과 1963~1967년생, 1963~1967년생과 1973~1977년생, 그리고 1973~1977년생과 1983~1987년생이다.

결과를 정리하면 다음과 같다. 시장소득을 이용하거나 처분가능소득을 이용하거나 귀무가설은 대체로 기각된다. 즉 두 코호트가 같은 연령일 때 분위값이 같다고 보기는 어렵다는 뜻이다. 따라서 출생연도가 최근인 코호트일수록 중앙값, 90% 분위값, 10% 분위값이 더 크다고 볼 수 있으므로 ‘코호트 간 생애소득의 차이’로서의 코호트-소득수준효과가 있었음을 알 수 있다.

물론 귀무가설을 기각할 수 없는 경우도 있었다. 두 가지 경우인데, 하나는 1943~1947년생과 1953~1957년생을 비교한 검정 그리고 처분가능소득을 이용한 10% 분위값 검정에서 나타나는데, 이 중에 더 두드러진 것은 후자이다. 소득이 10% 분위값인 가구란 저소득층에 속하므로 이 결과는 세대가 바뀌어도 저소득층 소득의 변화가 크지 않았음을 시사한다.

3. 코호트분석결과의 요약

이 절에서의 분석결과를 연령효과와 코호트효과를 중심으로 요약하면 다음과 같다.

첫째, 연령-소득수준효과와 연령-소득분배효과를 모두 확인하였다. 자료상의 한 계로 인해 모든 연령의 소득수준을 보여주는 코호트는 없었지만 비교적 일관성있는 연령-소득수준효과를 파악할 수 있었다. 이 효과의 특징은 다음과 같다. 50세 이전까지는 꾸준히 증가하다가 50대 초중반에 정점에 도달하였던 것으로 나타났다. 하지만 50대 후반부터 소득은 꽤 빠른 속도로 감소하였던 것으로 보인다. 다음으로 생애 전체의 연령-소득분배효과, 즉 연령이 많을수록 소득분배지표가 상승한다는 특징은 중요하다. 즉 20~30대에는 큰 변화가 없지만 40~50대에 서서히 높아지고 60대 이후에는 뚜렷하게 상승하였다. 이는 다른 코호트의 연령프로파일이 비슷하다는 결과로부터 알 수 있는 것이며 세대가 바뀌어도 일관성 있는 연령효과가 존재하였음을 의미하는 것이다. 따라서 어떤 시기에 어떤 코호트를 선택하더라도 그들 내의 소득분배는 시기 또는 출생연도보다는 연령에 의존한다고 이해할 수 있다. 즉 동일한 코호트에 속한 가구들 간의 소득분배는 주로 가구주 연령에 의존한다.

둘째, 코호트-소득수준효과가 있었음을 확인하였다. 이 효과는 출생연도가 다른 코호트들이 동일 연령일 때 소득의 전반적인 수준이 코호트에 따라 달랐음을 의미하는 것으로 예를 들면 2005년 40세가 된 1965년생의 전반적인 소득수준보다 2015년 40세가 된 1975년생의 전반적인 소득수준이 더 높았다는 뜻이다. 그런데 1965년생과 1975년생의 결과를 구할 수 있는 연령대 대부분에서 이와 같은 결과를 얻는다면 우리는 1965년생의 생애소득보다 1975년생의 생애소득보다 더 많았다고 생각할 수밖에 없다. <Table 4>의 Mood 검정결과는 이를 지지하는 것으로 판단된다. 따라서 코호트-소득수준효과는 1945~1975년생의 경우 이전 세대보다는 후속 세대의 생애소득이 더 많았음을 의미한다.

이외에도 몇 가지 결과를 얻었다. 우선 시장소득에 의한 결과와 처분가능소득에 의한 결과의 차이로부터 소득재분배정책의 실효성을 확인할 수 있다. 그 효과는 전 연령에 걸쳐 나타나고 있지만 두드러진 효과를 보이는 것은 60세 이상의 고령일 때이다. 또한 소득의 10%분위값은 코호트가 다르다고 하더라도 유의하게 달랐다고 보기 어려운 경우가 많았다. 소득이 10%분위값인 가구가 저소득층에 속한다는 점을 고려한다면 진지하게 받아들여야 할 결과이다.

결국 우리나라의 소득분배 추이에는 매우 많은 측면들이 작용하여 왔음을 알 수 있다. 즉 연령효과뿐만 아니라 코호트효과도 작용했다. 여기에 더하여 최근 출생한 코호트 내의 변화, 실효성 있는 정부정책, 저소득층의 소득정체 가능성과 이에 대한 경기변동효과 등도 작용하였을 것이다. 이하에서는 타일지수의 분해를 수행함으로써 기존의 연구결과와 본 연구의 코호트분석결과가 어떻게 종합적으로 고찰될 수 있는가에 대하여 논의하기로 한다.

V. 가구주 연령에 의한 타일지수 분해

연령효과와 코호트효과를 정리하면 모두 4가지 효과가 있다. 우선 연령효과란 코호트는 같고 연령이 다른 집단 간 차이이다. 여기에는 각 집단 소득분배의 차이에 따른 ‘연령-소득분배효과’와 집단 간 소득수준의 차이에 따른 ‘연령-소득수준효과’가 있다. 한편 코호트효과란 코호트는 다르고 연령이 같은 집단 간 차이이다. 여기에도 각 집단 소득분배의 차이에 따른 ‘코호트-소득분배효과’와 집단 간 소득수준의 차이에 따른 ‘코호트-소득수준효과’가 있다.

앞 절의 코호트분석결과에 따르면, 연령-소득분배효과와 연령-소득수준효과는 모두 있었던 것으로 보인다. 또한 코호트-소득수준효과도 있었던 것으로 보이며 이것이 생애소득의 차이에 따른 코호트효과로 해석될 수 있다. 하지만 코호트-소득분배효과는 약했던 것으로 보인다.

여기에서는 각 연도별 표본 전체를 대상으로 구한 연간 타일지수를 가구주 연령에 의해 분해한 결과를 제시한다. 타일지수는 집단 간 성분과 집단 내 성분으로 분해할 수 있고 중첩항이 남지 않는다. 여기에서 집단이란 특정 연도에 가구주가 동일한 연령을 갖는 연령집단을 말한다. 따라서 각각은 연령집단 간 성분과 연령집단 내 성분에 해당된다. 그렇다면 연령-소득분배효과와 코호트-소득분배효과는 집단 내 성분으로 나타나게 될 것이다. 한편 연령-소득수준효과와 코호트-소득수준효과는 집단 간 성분으로 나타나게 될 것이다. 즉 집단 내 성분에도 연령효과와 코호트효과가 혼합되어 있으며 집단 간 성분에도 연령효과와 코호트효과가 혼합되어 있음을 알 수 있다. 다만 앞에서 코호트-소득분배효과가 매우 약하였다는 결과를 얻은 바 있으므로 집단 내 성분은 주로 연령-소득분배효과를 반영한다.

〈Table 5〉에서 시장소득을 이용한 경우 집단 내 성분은 1990년 0.135에서 꾸준히 증가하여 2011년 0.190에 이른다. 하지만 이후 서서히 하락하여 2015년에는 0.174이다. 한편 집단 간 성분은 1990년 0.015에서 서서히 증가하다가 2000년대 들어 급속히 증가하여 2015년에는 0.079에 이른다. 따라서 집단 내 성분의 비중은 1990년 89.7%에서 2015년 68.7%로 감소하였고 집단 간 성분의 비중은 1990년 10.2%에서 2015년 31.2%로 크게 증가하였다.

처분가능소득을 이용한 결과도 비슷하다. 집단 내 성분은 1990년 0.122이었고 이후 하락하였지만 2002년 이후 꾸준히 증가하여 2011년 0.145까지 높아졌다. 하지만 이후 안정되어 2015년 0.123에 이른다. 한편 집단 간 성분은 1990년 0.014 근방에서 낮은 수준을 유지하다가 1999년에는 0.07까지 떨어졌지만 이후 꾸준히 증가하여 2015년에는 0.036에 이른다. 각 성분의 비중을 보면 집단 내 성분의 비중은 1990년 89.5%에서 2015년 77.5%로 감소하였고 집단 간 성분의 비중은 1990년 10.4%에서 2015년 22.4%로 크게 증가하였다.

〈Table 5〉 Decomposition of Theil index by age of family head

year	Before tax income					Disposable income				
	Theil	within group		between group		Theil	within group		between group	
1990	0.150	0.135	(0.897)	0.015	(0.102)	0.137	0.122	(0.895)	0.014	(0.104)
1991	0.142	0.127	(0.895)	0.015	(0.104)	0.128	0.115	(0.896)	0.013	(0.103)
1992	0.130	0.117	(0.901)	0.013	(0.098)	0.117	0.105	(0.900)	0.012	(0.099)
1993	0.136	0.121	(0.888)	0.015	(0.111)	0.123	0.109	(0.891)	0.013	(0.108)
1994	0.130	0.114	(0.873)	0.017	(0.126)	0.117	0.102	(0.873)	0.015	(0.126)
1995	0.137	0.123	(0.898)	0.014	(0.101)	0.122	0.110	(0.902)	0.012	(0.097)
1996	0.138	0.126	(0.913)	0.012	(0.086)	0.121	0.110	(0.910)	0.011	(0.089)
1997	0.140	0.127	(0.908)	0.013	(0.091)	0.123	0.112	(0.911)	0.011	(0.088)
1998	0.170	0.157	(0.925)	0.013	(0.074)	0.150	0.139	(0.928)	0.011	(0.071)
1999	0.182	0.172	(0.944)	0.010	(0.055)	0.157	0.150	(0.953)	0.007	(0.046)
2000	0.157	0.139	(0.884)	0.018	(0.115)	0.127	0.115	(0.903)	0.012	(0.096)
2001	0.160	0.141	(0.880)	0.019	(0.119)	0.130	0.118	(0.907)	0.012	(0.092)
2002	0.164	0.145	(0.883)	0.019	(0.116)	0.132	0.120	(0.914)	0.011	(0.085)
2003	0.178	0.155	(0.871)	0.023	(0.128)	0.144	0.131	(0.907)	0.013	(0.092)
2004	0.182	0.160	(0.876)	0.022	(0.123)	0.146	0.133	(0.910)	0.013	(0.089)
2005	0.197	0.170	(0.860)	0.028	(0.139)	0.156	0.141	(0.901)	0.015	(0.098)
2006	0.204	0.174	(0.851)	0.030	(0.148)	0.159	0.142	(0.894)	0.017	(0.105)
2007	0.210	0.175	(0.833)	0.035	(0.166)	0.159	0.140	(0.880)	0.019	(0.119)
2008	0.214	0.174	(0.810)	0.041	(0.189)	0.158	0.136	(0.861)	0.022	(0.138)
2009	0.230	0.179	(0.779)	0.051	(0.220)	0.169	0.140	(0.830)	0.029	(0.169)
2010	0.228	0.181	(0.795)	0.047	(0.204)	0.162	0.137	(0.846)	0.025	(0.153)
2011	0.239	0.190	(0.794)	0.049	(0.205)	0.171	0.145	(0.847)	0.026	(0.152)
2012	0.227	0.173	(0.761)	0.054	(0.238)	0.160	0.131	(0.819)	0.029	(0.180)
2013	0.233	0.170	(0.730)	0.063	(0.269)	0.159	0.127	(0.798)	0.032	(0.201)
2014	0.236	0.167	(0.705)	0.069	(0.294)	0.158	0.124	(0.779)	0.035	(0.220)
2015	0.253	0.174	(0.687)	0.079	(0.312)	0.158	0.123	(0.775)	0.036	(0.224)

Notes: Families are grouped into whose head are age of 20s, 30s, 40s, 50s, 60s, 70s. The proportions of each component are in parenthesis.

집단 내 성분과 집단 간 성분 중에서는 전자가 훨씬 더 크다. 다만 시장소득과 처분가능소득 중 어느 것을 이용하더라도 시간일 지날수록 집단 간 성분의 비중은 증가하고 집단 내 성분의 비중은 감소한다는 것이 특징이다. 그러한 특징이 두드러진 것은 2010년 전후부터였다. 이 시기에 집단 내 성분은 안정되거나 오히려 하락

하였다. 반면에 이 시기에 집단 간 성분은 뚜렷하게 증가하였고 타일지수의 1/3 또는 1/5에 이를 정도이다.

가구주 연령에 따른 타일지수 분해결과를 연령효과와 코호트효과와 연결시키면 다음과 같다. 집단 내 성분의 변동이 크지 않은 것은 연령-소득분배효과와 코호트-소득분배효과의 합이 안정적이었음을 의미한다. 한편 집단 간 성분이 증가하기 시작했다는 것은 연령-소득수준효과와 코호트-소득수준효과의 합이 커졌음을 의미한다.

물론 그 이유는 앞의 코호트분석결과에서 찾을 수 있다. 우선 연령-소득분배효과는 뚜렷했지만 코호트-소득분배효과는 그렇지 않았고, 이 두 효과의 합을 나타내는 집단 내 성분도 큰 변동을 겪지 않았다. 반면에 연령-소득수준효과와 코호트-소득수준효과는 뚜렷했기 때문에 이 두 효과의 합을 나타내는 집단 간 성분은 뚜렷하게 증가했다. 결론적으로 가구주 연령에 의한 타일지수 분해는 연령 또는 코호트에 따른 ‘소득분배’보다 연령 또는 코호트에 따른 ‘소득수준의 차이’가 더 중요함을 보여 준다.

연령-소득수준효과, 즉 연령에 따른 소득격차는 고령층의 빈곤문제로 인해 잘 알려져 있는 편이다. 이에 따라 정부정책도 이 문제에 집중되어 왔던 것으로 보인다. 이는 연령-소득수준효과에 대한 올바른 분석에 기초한 것으로 적절한 정책효과를 지닐 것으로 생각할 수 있다.

반면에 코호트-소득수준효과에 대해서는 잘 알려져 있지 않다. 이 문제는 중요할 뿐만 아니라 또 다른 가능성을 시사하고 있다. 연령-소득수준효과가 있을 때, 고령층의 증가는 저소득층의 증가를 초래할 것이므로 소득분배지표를 상승시킬 것이다. 반면에 코호트-소득수준효과가 있을 때에는, 시간이 지남에 따라 이전 세대의 고령층보다 소득수준이 높은 후속 세대가 고령층으로 등장하게 된다. 그렇다면 이 변화는 소득분배지표의 상승을 중화시킬 수도 있다.

하지만 집단 간 성분의 증가에 비추어 볼 때 현재까지 우리나라에서 이런 결과가 나타났다고 보기는 어렵다. 현재 우리나라에서는 고령층의 빈곤이 문제이다. 다만 이전 세대에 비해 소득수준이 높은 현재 중장년층이 미래에 부유한 고령층이 된다면 이는 향후 소득분배지표의 안정에 도움이 될 것이다. 우리는 현재의 소득분배에만 관심을 갖고 있지만 미래의 소득분배는 현재 우리가 무엇을 하는가에 의해 크게 달라질 수 있다. 소득분배문제와 관련된 새로운 과제인데, 현재 중장년층이 미래에

빈곤한 고령층이 되지 않도록 지금부터 노력해야 한다.

VI. 결론 및 시사점

본 연구는 2015년까지의 가구자료를 이용하여 우리나라 소득분배지표에서 나타난 최근의 변화를 분석하였다. 이 변화를 설명하기 위해 코호트분석을 수행하였고, 연령효과와 코호트효과를 이용하여 고령화의 영향을 분석하였다. 주요결과를 정리하면 다음과 같다.

첫째, 시장소득을 이용한 소득분배지표는 상승하였지만 처분가능소득을 이용한 소득분배지표는 2010년 이후 하향 안정되고 있다. 두 결과의 차이는 정부의 소득재분배정책이 실효성을 지님을 의미하는 것이며, 처분가능소득의 소득원천에 따른 타일지수 분해 결과에서도 확인되고 있다. 즉 2010년 이후 타일지수는 공공이전소득에 의해 16.4%나 하락하였다. 2017년 대통령선거 후보 TV 토론에서 한 후보는 “우리나라가 세계에서 빈부격차가 가장 큰 나라가 되었다”라고 말하였지만 이는 사실과 거리가 먼 발언이다.

둘째, 기존 연구에서 연령효과라고 간주되었던 것을 본 연구는 4가지로 구분하였다. 크게 연령효과와 코호트효과로 구분하였으며, 이를 다시 연령효과는 연령-소득수준효과와 연령-소득분배효과 그리고 코호트효과는 코호트-소득수준효과와 코호트-소득분배효과로 구분하였다. 코호트분석결과에 의해 얻은 결과를 정리하면 다음과 같다. 모든 코호트에서 공통적으로 나타난 연령효과에 따르면, 연령이 50세 초반일 때 소득이 정점에 도달하였고 연령이 많을수록 소득분배지표가 상승하였다. 또한 코호트효과에 따르면, 출생연도가 최근인 코호트일수록 소득이 더 많았지만 그렇다고 해서 소득분배지표가 더 높았다고 볼 수는 없었다.

셋째, 표본 전 가구를 대상으로 한 타일지수를 가구주 연령에 의해 분해하였다. 결과에 따르면 집단 내 성분의 비중은 꾸준히 하락하였으며, 집단 간 성분의 비중은 꾸준히 증가하여 왔다. 집단 간 성분의 증가는 연령집단 간의 소득수준의 차이가 중요해지고 있음을 의미하는 것이다. 이 분해결과는 코호트분석결과에 의해 설명될 수 있다. 우선 연령-소득분배효과는 뚜렷했지만 코호트-소득분배효과는 그렇지 않았다. 따라서 이 두 효과의 합을 나타내는 집단 내 성분의 비중이 감소하였던 것이다. 반면에 연령-소득수준효과와 코호트-소득수준효과는 뚜렷했다. 따라서 이

두 효과의 합을 나타내는 집단 간 성분은 뚜렷하게 증가했던 것이다.

고령화가 소득분배 악화의 요인이라고 생각하는 이유는 주로 연령효과에 있다. 본 연구는 이에 더하여 코호트효과에 주목하였고, 연령효과와 코호트효과가 어떻게 작용하는가에 따라 고령화의 영향이 달라질 수 있음을 보였다. 우리나라에서 관찰된 코호트효과는 코호트-소득수준효과인데, 그 핵심내용은 1945년 이전에 출생한 세대에 비해 그 이후 출생한 세대의 소득수준이 높다는 점이다. Modigliani and Cao (2004)의 관점에 따르면, 우리나라의 코호트-소득수준효과는 경제성장이 소득분배에 미치는 영향을 파악한다. 따라서 우리나라 소득분배 추이의 장기적 특징, 즉 1990년대 중반까지는 소득분배지표가 낮았고 이후 상승하였다는 결과는 1990년 후반 이후 나타난 경제성장률의 지속적 하락과 무관하지 않다.

연령효과와 코호트효과를 함께 고려하면 정책에 대한 유의미한 시사점을 얻을 수 있다.

첫째, 최근 노인층의 빈곤문제에 대한 새로운 시각을 제공한다. 1935년생과 1945년생의 소득수준은 후속 코호트의 것보다는 낮았던 것으로 보인다. 이는 현재 이 코호트들의 빈곤문제가 연령효과와 코호트-소득수준효과가 함께 작용하여 나타난 결과임을 의미한다. 바꾸어 말하면, 현재 고령층의 빈곤현상은 그들 코호트가 고령층이 되었을 뿐만 아니라 역사적으로 생애소득이 낮은 집단이었기 때문에 나타난 문제이다. 따라서 최근 고령층의 빈곤문제는 연령효과와 코호트효과가 얹힌 복합적인 현상이며 이 세대에 특수한 문제일 수 있다.

둘째, 1945~1975년생 코호트는 이전 세대에 비해 생애소득이 많은 집단이다. 따라서 시간이 지나 이들이 고령층이 될 때에는 고령층의 빈곤문제가 완화될 가능성이 있다. 중요한 것은 이들이 고령층이 될 때 빈곤층으로 전락하지 않도록 해야 한다는 점이다. 현재 우리나라의 소득분배 관련 정책은 고령층에 집중되어 있는데, 이것이 시급한 문제이기는 하지만 - 미래의 고령층인 - 현재의 중장년층을 위한 정책도 논의되어야 한다. 즉 현재의 중장년층이 노후생활을 영위하기 위해 필요한 생애소득을 유지하고 이를 훼손하지 않도록 하는 정책이 필요하다.

셋째, 현재 젊은 세대와 관련된 시사점도 중요하다. 1985년생의 경우 20~30세의 짧은 연령대에 대해 얻은 결과이므로 조금 더 많은 자료의 축적이 필요하다. 하지만 최근 젊은 세대의 생애소득은 직전 세대의 생애소득과 큰 차이가 없을 수 있다. 이 결과는 최근 젊은 세대가 느끼는 불안감을 잘 설명해 준다. 이 세대들은

1945~1975년생 세대들이 경험했던 계층상승을 느끼기 어려울 것이기 때문이다. 즉 1945~1975년생들이 - 이전 세대들보다 생애소득이 많았기 때문에 - 이전 세대와 비교하면서 자신들의 계층상승을 경험했던 것과 다를 수 있다.

끝으로 본 연구의 한계는 다음과 같다. 소득분배에서 나타난 코호트효과를 분석하기에 적합한 방법은 개인의 생애소득을 이용하는 것이다. 하지만 이러한 자료를 구할 수 없었기 때문에 본 연구는 가구자료를 이용하여 코호트분석을 수행하였다. 물론 가구당 부양가족수 등의 특성은 코호트 간에 큰 차이가 없었던 것으로 보이지만 다른 특성의 차이까지 통제하기는 어렵다. 향후 생애소득을 이용한 연구가 이루어질 수 있도록 통제가 축적되기를 기대해 본다.

■ 참 고 문 헌

1. 성명재·박기백, “인구구조변화가 소득분배에 미치는 영향,” 『경제학연구』, 제57권 제4호, 2009.
(Translated in English) Sung, Myung Jae and Ki-baeg Park, “Effects of Demographic Changes on Income Inequality in Korea,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 57, No. 4, 2009, pp.5-37.
2. 원종학·성명재, 『소득분배 격차 확대의 원인과 정책 대응방향』, 한국조세연구원, 2007.
(Translated in English) Weon, Jonghak and Myung Jae Sung, *Increasing Income Inequality in Korea and Policy Suggestions*, Korean Institute of Public Finance, 2007.
3. 조윤제 외, 『한국의 소득분배: 추세, 원인, 대책』, 한울, 2016.
(Translated in English) Cho, Yoon-Je et al., *Income Distribution of Korea: Trend, Causes and Policy Recommendations*, Hanul Books, 2016.
4. Almås, I., T. Havnes, and M. Mogstad, “Baby Booming Inequality? Demographic Change and Earnings in Norway, 1967-2000,” *Review of Economic Inequality*, Vol. 9, 2011, pp.629-650.
5. Attanasio, O. P., “Personal Saving in the United States,” In *International Comparisons of Household Saving*, ed. J. M. Poterba, pp.57-123, Chicago: University of Chicago Press, 1994.
6. Berloff, G. and P. Villa, “Differences in Equivalent Income Across Cohorts of Households: Evidence from Italy,” *Review of Income and Wealth*, Vol. 56, 2010,

pp. 693-714.

7. Bönke, T., G. Corneo, and H. Lüthen, "Lifetime Earnings Inequality in Germany," *Journal of Labor Economics*, Vol. 33, 2015, pp. 171-208.
8. Cowell, F. A., "Measurement of Inequality," in A. B. Atkinson and F. Bourguignon eds., *Handbook of Income Distribution*, Amsterdam, 2000, pp. 87-166.
9. Deaton, A., "Panel Data from Time Series of Cross Sections," *Journal of Econometrics*, Vol. 30, 1985, pp. 109-126.
10. Modigliani, F., and S. L. Cao, "The Chinese Saving Puzzle and the Life-Cycle Hypothesis," *Journal of Economic Literature*, Vol. 42, 2004, pp. 145-170.
11. Heathcote, J., and G. L. Violante, K. Storesletten, "Two Views of Inequality over the Time Life Cycle," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3, 2005, pp. 765-775.
12. Paglin, M., "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision," *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 598-609.

A Study on the Age Effects and the Cohort Effects of Income Distribution in Korea*

Jong In Yoon**

Abstract

We investigate the age effects and the cohort effects of income distribution in Korea during 1990-2015. Our main results are as follows. First, we obtain a secular rise of inequality based on the before-tax income but a moderate rise of that based on after-tax income. These results mean that the government policy has been effective. Second, age-income level effects, age-income distribution effects, and cohort-income level effects are likely to be significant but cohort-income distribution effect is not. Third, Theil index decompositions by age show that between-age group effects have grown faster than within-age group effects. Recently, between-age group effects contribute to the overall income distribution more than within-age group effects. We can obtain meaningful implications about explaining the past movement of income distribution and predicting inequality of younger generations and older ones in the future.

Key Words: income distribution, demographic structure, aging, Gini coefficient, Theil index, cohort analysis

JEL Classification: D31, D63

Received: Feb. 27, 2017. Revised: Sept. 14, 2017. Accepted: Feb. 26, 2018.

* I would like to thank anonymous referees for their helpful comments but all the remaining errors are mine. This research was supported by Baekseok University in 2018.

** Associate Professor, Division of Business and Commerce, Baekseok University, Munam-ro 76, Dongnam-gu, Cheonan 31065, Korea, Phone: +82-41-550-0525, e-mail: jiyoon@bu.ac.kr