

## 소득불평등의 연령효과와 추이에 관한 연구

정지훈\* · 임병인\*\*

### 논문 초록

이 논문은 전통적인 지니계수와 세 가지 연령조정 지니계수를 1990-2020년 「가계동향조사」 로써 추정하였다. 분석결과, 첫째 전통적인 지니계수로 본 시장소득과 경상소득 기준 소득불평등도는 1990년 이후 약간 하락한 채 유지되다가 1998년 외환위기를 기점으로 크게 증가하였고, 이후 그 추세가 완만하게 증가하고 있다. 둘째, Paglin 지니계수(이하, PG)는 소득유형과 무관하게 3개 연령조정지니계수 중 가장 낮아 Paglin 주장대로 소득불평등상태를 과장하고 있다. 셋째, 시장소득 기준으로 Wertz 지니계수(이하, WG)와 Almås · Havnes · Mogstad 지니계수(이하 AG)의 격차가 커지고 있지만, 경상소득 기준으로는 WG와 AG의 격차가 점차 사라지고 있다. 넷째, 전통적인 지니계수와 PG, 그리고 WG와 연령과 학력차이를 반영한 AG의 격차가 소득유형과 무관하게 계속 커지고 있다. 셋째와 넷째 결과에서 우리나라의 소득불평등상태가 연령과 학력 차이에 의해 영향을 받으면서 증가하지만, 학력 차이는 공적이전소득으로 보전되고 있음을 알 수 있다. 이상에서 공적이전소득이 학력 차이로 인한 소득불평등도를 개선시키는 기능을 하고 있음을 WG와 AG로써 실증했다는 정책적 시사점을 도출할 수 있었다.

**핵심 주제어:** 전통적인 지니계수, Paglin 지수, Wertz 지수, 연령조정지니계수, 소득불평등도  
**경제학문헌목록 주제분류:** D3, H, H5, H8

투고 일자: 2019. 11. 1. 심사 및 수정 일자: 2020. 8. 26. 게재 확정 일자: 2020. 9. 7.

\* 제1저자, 한국직업능력개발원 연구위원, e-mail: jiunjung@krivet.re.kr

\*\* 교신저자, 충북대학교 경제학과 교수, e-mail: billforest22@gmail.com

## I. 서론

우리나라 통계청에서는 「가계금융복지조사」 결과를 발표하면서 주기적으로 지니계수와 5분위배율로써 소득분배상태를 공표하고 있다. 관련 보도 자료에 따르면 (2019. 12. 17) (〈Table 1〉 참조), 「2019년 가계금융복지조사」에 근거한 2018년 균등화 시장소득(근로소득 + 사업소득 + 재산소득 + 사적이전소득 - 사적이전지출) 기준 지니계수는 0.402(2011년 0.418, 2015년 0.396)으로 2017년 0.406보다 약간 하락하였고, 균등화 시장소득 기준 5분위배율(상하위 20%의 소득배율) 역시 2018년 11.15배를 기록해 2017년 11.27배 보다 낮았다. 또한 균등화 처분가능소득(시장소득 + 공적이전소득 - 비소비지출(세금, 공적연금 기여금·사회보험료, 가구간 이전지출, 비영리단체 이전지출, 이자비용 등)) 기준 지니계수는 0.345로 2017년 0.354보다 낮아졌고, 5분위배율은 2017년 6.96에서 2018년 6.54로 0.42%p 낮아졌다.<sup>1)</sup> 한편, 균등화 시장소득과 균등화 처분가능소득 기준 지수 값의 차이는 조세나 공적이전소득 등으로 인한 소득재분배 효과를 의미한다.<sup>2)</sup>

발표 내용 중 눈여겨볼 대목은 지니계수나 5분위 배율을 산출할 때, 전체 가구 외에 근로연령층(18-65세)과 은퇴연령층(66세 이상)도 함께 산출하여 발표하고 있다는 것이다(〈Table 1〉 참조). 그렇다면, 정부기관(통계청)은 무슨 이유로 전체 가구 외에 연령층을 구분하여 소득불평등도지수를 공표하는 것일까? 본 연구는 이런 질문에서 출발한다. 이는 소득이 가구주 연령에 따라 달라 소득불평등상태가 달라질 수 있기 때문이다. 실제로 〈Table 1〉에서 확인할 수 있듯이 근로연령층과 은퇴연령층의 지니계수가 다르고, 두 계층을 모두 반영한 전체 가구 기준 지니계수는 두 계층의 지니계수값 사이에 있는 것을 알 수 있다.

- 
- 1) 참고로 동 보도 자료에서는 상대빈곤율(중위소득의 50%에 미치지 못하는 인구 비율)과 자산의 집중률도 함께 발표하고 있다. 2018년 기준 상대적 빈곤율(시장소득 기준)은 19.9%로 2017년 19.7%보다 0.2%p 악화되었다고 공표하였다. 여기서 균등화소득은 소득을  $\sqrt{n}$  ( $n$ : 가구원수)로 나눈 것이다.
  - 2) 통계청에서는 「가계금융복지조사」 외에도 「가계동향조사」 결과를 분기와 연간 소득과 지출 현황과 추이 등을 주기적으로 발표하고 있는데, 분기는 5분위 배율, 연간은 5분위 배율, 빈곤율, 지니계수 등을 공표하고 있다. 소득분배지표는 「가계동향조사」에서 「가계금융복지조사」로 공식지표를 변경하여 작성하고 있다(17. 12. 21).

〈Table 1〉 Status Quo of Gini Coefficients and RILHQ

Classification		Total			Working Group (18-65yr.)			Retired Group (above 66yr.)		
		2017 (A)	2018 (B)	B-A	2017 (A)	2018 (B)	B-A	2017 (A)	2018 (B)	B-A
Gini	Market Income (C)	0.406	0.402	-0.004	0.373	0.366	-0.007	0.564	0.560	-0.004
	Disposable Income (D)	0.354	0.345	-0.009	0.337	0.325	-0.012	0.419	0.406	-0.013
	C-D	0.052	0.057	-	0.036	0.041	-	0.145	0.154	-
RILHQ	Market Income (C)	11.27	11.15	-0.12	7.89	7.52	-0.37	45.97	41.99	-3.98
	Disposable Income (D)	6.96	6.54	-0.42	6.09	5.67	-0.42	8.82	7.94	-0.88
	C-D	4.31	4.61	-	1.80	1.85	-	37.15	34.05	-

Notes: 1. RILHQ: Ratio of Income for the Lowest quintile to the Highest Quintile.  
 2. Statistical Korea, The Survey of Household Finances and Living Conditions in 2019, 〈Table 6-1〉(p. 38), 〈Table 6-2〉(p. 39).

한편, 지니계수는 기본적으로 소득을 낮은 사람(이하 가구로 칭함)부터 높은 가구 순으로 전체 가구를 나열하여 소득누적비율과 그 누적비율에 대응하는 인구누적비율을 이용하여 계산한다(이런 방식으로 그린 것이 로렌즈곡선이다). 여기서 소득불평등도(이하에서는 지니계수에만 초점을 맞춘다)가 최종 결과인 소득에 의해서만 산출되어 소득을 결정하는 다양한 변수인 연령, 교육 수준(또는 학력) 등이 소득불평등도에 미치는 영향 또는 기여도는 알 수 없다. 이는 지니계수값이 가구를 소득이라는 기준으로 무차별하게 다루고 있음을 말해준다. 전체 가구 중에는 취업을 하지 못하거나 은퇴한 연령의 가구주도 있을 수 있고, 한창 경제활동을 활발하게 하여 소득이 높은 가구들이 있을 수 있는데, 지니계수가 이들의 차이를 반영하지 못하고 있다는 것이다. 이런 문제는 소득이 낮은 가구부터 나열하여 20% 단위로 총 5개 소득분위를 구분한 뒤, 상하위 20%를 비교하는 소득5분위배율에도 그대로 적용된다.

이 같은 지니계수의 한계를 지적하고 그 해결방안을 제시한 학자가 Paglin(1975)이다. Paglin(1975)은 갖가지 연령층으로 구성된 실제 사회에서 사람들이 일생 중 어느 단계에 위치하느냐에 의해 발생하는 소득격차를 지니계수는 반영하지 못한다고 주장하였다. 이는 소득불평등도를 지니계수로 측정할 때에는 연령효과를 감안해야 함을 의미한다. 이를 생애소득가설로써 설명해본다. 일반적으로 소득은 젊어서는 작고 중년에는 생애 중에서 소득이 가장 많고, 은퇴 이후에는 소득이 없거나 점

차 감소될 것이다. 이런 상황에서 앞서 기술한 지니계수 산출방식을 적용하면 연령 차이에서 오는 소득격차를 제대로 반영하지 못하여 지니계수가 과다 추정되는 오류가 발생할 것이다. 이에 Paglin은 자신의 논문(1975)에서 미국의 1947-1972년 지니계수가 과장된 수치라고 주장하였고, 이후 그의 주장을 비판하면서 대안을 제시하는 연구들이 이어졌다.<sup>3)</sup>

한편, 우리나라 통계청에서도 지니계수를 전체 가구 외에 두 연령층을 구분하여 공표하고 있다는 것은 소득분배상태를 측정할 때, 연령효과를 반영해야 함을 시사해준다고 판단된다. 실제로 연령효과를 반영하여 소득불평등상태를 측정하여 분석한 국내 연구로는 임병인·전승훈(2005), 이미진 등(2007), 원중학·성명재(2007), 성명재·박기백(2009), 홍석철·전한경(2013), 운영석 외(2013), 윤종인(2018) 등이 있다.<sup>4)</sup>

본 연구는 연령효과를 반영한 소득불평등 상태를 측정하여 분석한 국내외 연구의 지평을 넓히되, 연령효과 반영을 Paglin(1975)과 그를 비판하며 대안을 제시한 Wertz(1979)와 Almås, Havnes and Mogstad(2012)의 연령조정 지니계수를 1990-2020년 「가계동향조사」의 가구소득에 적용하여 산출하고,<sup>5)</sup> 그 값들을 전통적인 지니계수와 비교하여 우리나라 소득불평등도를 연령 효과 관점에서 새롭게 해석하는 것에 연구목적이 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제 I 장에서 연구의 배경과 필요성, 연구목적을 논의하고, 제 II 장에서는 Paglin(1975) 이후 그에 대한 비판 연혁과 관련 해외 연구, 연령효과를 반영한 국내외 연구들을 상세하게 논의하였다. 제 III 장에서는 사용자 자료인 「가계동향조사」 자료와 Paglin의 연령지니계수를 포함하여 유사한 연령조정 지니계수들에 대한 논의과정을 상술하였다. 제 IV 장에서는 추정결과와 해석을 제시하고, 전통적인 지니계수와 각종 연령조정 지니계수와 차이를 그림과 표로써 설명하였다. 마지막 제 V 장에서는 요약과 함께 그로부터 우리나라의 소득불평등도에 대한 시사점을 도출·제시하였다.

3) Paglin(1975)은 자신이 제안한 지니계수를 연령 지니계수(age-Gini coefficient)라고 명명했지만, 본 연구에서는 Paglin(1975)을 논의할 때를 제외하고는 연령조정지니계수라는 명칭으로 사용하고자 한다.

4) 대표적인 해외연구로는 Deaton and Paxson(1994, 1997)이 있다.

5) 2019년 자료는 분기 자료로 구분하여 분석하고, 2020년의 경우 현재 시점에 접근 가능한 1/4 분기까지 분석에 활용하였다.

## II. 국내외 기존 연구개요

### 1. Paglin과 그 후속 연구

Paglin (1975)은 기존 지니계수가 지닌 문제점을 해결하기 위해 연령이 반영된 완전히 평등한 분배 상태는 대각선을 연결하는 직선이 아니고 로렌즈곡선과 유사하게 약간 아래쪽으로 치진 곡선 형태(P-기준선)라고 부르고 새로운 지니계수 산출방법을 제시하였다. 그리고 지니계수로 전환이 가능한 보통의 로렌즈곡선과 P-기준선 사이에 존재하는 면적으로 구한 지니계수를 연령지니계수(age-Gini coefficient)라고 불렀다.

Wertz (1979)는 Paglin (1975)이 연령지니계수를 모든 가구들이 연령집단의 평균 소득과 동일한 소득일 때 산출하는 전통적인 방식의 지니계수를 계산한 뒤, 그 값을 전통적인 지니계수( $G$ )에서 차감하고 있음을 보이고, 새로운 조정지니계수(adjusted Gini coefficient)를 제시하였다. 그리고 그가 제시한 연령조정지니계수가 Paglin이 계산한 연령조정지니계수보다 작다고 주장하였다. 유의해야 할 것은 Wertz가 제시한 새로운 조정지니계수는 완전평등의 경우 0, 완전불평등은 2의 값을 가진다는 것이다. 이 때문에 Wertz는 같은 분포의 불평등도를 비교하는 경우, 가구수( $n$ )가 크면 전통적인 지니계수와 WG값의 반값(WG/2)과 비교해야 한다고도 주장하였다(Wertz, 1979, p. 672).

Formby and Seaks (1980)도 Paglin의 주장을 받아들이지만, 논리적인 결론에 대한 직관력은 수용할 수 없다고 주장하면서 수정(Modified) Paglin-Gini(이하, MP-Gini)를 제시하였다. 그들은 Paglin의 P-기준선으로 연령계층으로 구분한 뒤, (연령계층 내의 가구소득이 모두 동일하게 분포되어 있다고 가정) 계층별 평균소득을 오름차순으로 정리하여 로렌즈곡선과 동일하게 그림을 그린 뒤, Paglin 지니계수를 계산한 것에 오류가 있다고 주장하였다. 즉, P-기준선과 로렌즈곡선간의 차이가 연령과 소득 프로파일(profile)을 제대로 추적하지 못한 채 소득불평등도를 계산하고 있다는 것이다. 이런 주장에 근거하여 그 크기가 '전통적인 Gini계수' > 'MP-Gini' > 'Paglin Gini' 순임을 보였다. Formby and Seaks (1980)는 상한 값을 제시하지 않았지만, P-Gini 값의 범위가 0-1사이에 있지 않다고 하여 Wertz (1979)와 유사한 주장을 펼쳤다(Formby and Seaks, 1980, p. 480, [그림 1] 참조).

Almås, Havnes and Mogstad (2012)는 연령집단(또는 계층)별 평균소득 계산을 가구주연령 외에 다른 변수, 예를 들어 가구주 학력 또는 교육수준 등을 반영한 동등화소득(equalizing income)으로 추정하여 계산, 적용해야 한다고 주장하였다(Almås, Havnes and Mogstad, 2012, p.397).

## 2. Paglin 방식을 적용한 소득불평등 관련 해외 연구

앞서 연령조정지니계수 관련 기존 연구들을 Paglin(1975) 이후 주요 연구들에 대하여 일별해보았다. 같은 맥락에서 그와 같은 주장에 근거하여 연령을 조정한 불평등 측정 및 분석 관련 문헌들은 특정 국가의 부(富) 또는 소득불평등과 그 추이에 대한 효과들을 살펴본 것들이 대부분이라고 볼 수 있다(Paglin, 1975; Mookherjee and Shorrocks, 1982; Formby et al., 1989; Pudney, 1993; Almås et al., 2011 등). 이하에서 이들 연구에 대하여 간략하게 살펴본다.

Paglin(1975)은 미국의 경우 1947~1972년 기간 동안, 소득과 부의 분포에 대한 연령 조정 효과를 연구했는데, 전통적인 지니계수는 부와 소득의 불평등을 과장하며 연령 조정이 소득 불평등의 평탄한 시간 추세를 하락하는 시간 추세로 전환시킨다고 했다.

Mookherjee and Shorrocks(1982)는 영국의 소득 불평등에 대해 연구했는데, 그들이 산출한 연령조정지니계수로는 소득 불평등의 상승 추세가 하락 추세로 바뀔 것을 보였다.

Formby et al. (1989)은 Paglin(1975)을 확장하여 1980~1986년 기간을 분석하고, 전통적인 Gini 계수보다 연령조정지니계수가 급격히 상승해 왔다는 것을 발견했다.

Pudney(1993)는 중국사례를 연구하여 관측된 소득과 부의 불평등을 연령 효과로 설명할 수 있는 부분이 크지 않다고 주장하였다.

Bishop et al. (1997)은 미국의 1976~1989년 Current Population Survey(CPS) 자료를 이용하여 불평등에 대해 연령뿐만 아니라 인종, 여성 가구주, 대학교육 등과 관련한 인구학적 효과를 분석했다. 분석결과에 따르면, 연령 효과는 인종 효과보다 다소 크지만, 일반적으로 시간에 따라 하락한다는 것이다.<sup>6)</sup>

Almås et al. (2011)은 1967~2000년 기간 동안 모든 노르웨이 남자들의 소득에

대한 행정자료를 바탕으로 연령 조정된 불평등 척도들을 사용하면서 시간에 따라 연령 구조 변화가 불평등 변화에 미치는 영향을 분석했다. 분석결과, 1980년대 및 1990년대 초 기간에 소득 불평등의 상당한 상승은 베이비부머들이 연령-소득 프로파일의 정점에 접근하고 있다는 사실에 의해 어느 정도 설명됨을 보였다.

다음은 연령 조정된 불평등 측정과 분석을 하나의 특정한 국가 등에 한정시키지 않고 여러 국가 또는 도시로 확장하여 국가별 또는 도시별 부 또는 소득의 불평등을 측정하며 비교, 분석하려고 시도한 연구로 Hirsch et al. (1980)과 Almås and Mogstad (2012)로 그리 많지 않은 편이다. 이하에서 두 연구에 대해서 간략하게 논의해본다.

Hirsch et al. (1980)은 미국에서 1970년 기준으로 250,000명 이상 인구를 가진 124개 Standard Metropolitan Statistical Areas (SMSAs)에 대한 연령조정지니계수를 계산했는데, 전통적인 지니계수로 측정된 소득 불평등의 약 1/3이 연령과 관계된다는 것과 연령 내 불평등의 도시 간 분산이 전체 불평등의 도시 간 분산보다 상대적으로 더 크다는 것을 발견했다.

Almås and Mogstad (2012)은 국가별로 비교 가능한 Luxembourg Wealth Study (LWS) 자료를 이용하여 연령 조정이 이탈리아와 미국 각각에 대해 부(富)의 불평등의 시간 추세뿐만 아니라, 캐나다, 핀란드, 독일, 이탈리아, 스웨덴, 영국, 미국 등의 부의 불평등의 순위에 미치는 영향을 실증적으로 분석했다. 분석결과, 부의 분포 순위는 연령을 조정하는데 사용된 방법들에 따라 상당히 민감하다는 것을 발견했고, 이전 연구들이 제시해 왔던 것보다 연령 조정은 덜 중요할 수도 있다고 해석했다.

### 3. 연령효과를 반영한 소득불평등 관련 국내 연구

임병인·전승훈(2005)은 1998-2002년 『한국노동패널조사』 자료로써 가구주 연령대별 지니계수를 계산한 결과, 연도에 따라 약간의 차이가 나타나지만 대체로 가구주 연령이 증가함에 따라 소득불평등이 증가함을 보였다.

6) 그 밖에 다른 인구학적 요인의 효과는 다음과 같다. 소득의 규모 분포에 대해 인종 효과는 단지 작게 나타나며 시간에 따라 감소한다. 그리고 여성 가구주와 대학교육의 효과는 꽤 상당하며 시간에 따라 증가한다.

이미진 외(2007)은 1-8차 『한국노동패널조사』 자료를 활용하여 다양한 분석을 수행하였다. 그 중 횡단면 자료를 이용한 경상소득 기준 지니계수에 따르면, 저연령집단보다 고연령집단의 지니계수가 높아 연령이 많아지면서 소득불평등이 악화됨을 보였다.

원종학·성명재(2007)는 1982-2006년 통계청 『가계동향조사』를 이용하여 가구주연령에 따라 지니계수를 분해하여 총인구 기준 지니계수를 연령집단 내 지니계수가 1/3, 연령집단 간 지니계수가 2/3 설명함을 보이면서 총인구 기준 지니계수가 증가한 것을 고연령집단의 비중이 증가하였다고 주장하였다.

성명재·박기백(2009)도 1982-2008년 통계청 『가계동향조사』에 변이제공계수(SCV)를 적용하여 1982-1994년에는 인구구조변화가 소득분배에 미치는 영향이 거의 0에 가까웠지만, 1994-2008년에는 14.9%나 되었다는 결과를 제시하였다.

홍석철·전한경(2013)은 소득불평등척도 중에서 소득로그값의 분산을 이용한 연도별·가구주 연령별 가구소득의 대수분산 추정법을 1990-2010년 『가계동향조사』 자료에 적용하여 소득불평등도가 약 60% 정도 악화되었는데, 그 중 인구구조 변화(고령화)에 의한 기여도가 약 1/4 정도로 추정된다고 하여 인구고령화가 불평등을 악화시킨다고 주장하였다.<sup>7)</sup>

윤영석 외(2013)는 1993-2011년 『농가경제통계』 원자료를 연령별 균형패널로 구축한 뒤 농가경영주의 고령화가 농가소득불평등에 미치는 영향을 지니계수와 대수평균편차로써 분석하였다. 그 중 대수편차평균 지수 분해결과, 경영주 연령이 증가할수록 소득불평등에 대한 기여율이 커짐을 보였다.

윤종인(2018)은 1990-2015년 『가계동향조사』 중 2인 이상 도시가구를 6개 연령별 하위집단으로 구분하여 타일(Theil) 지수 분해기법을 적용하여 분석한 결과, 연령집단 내 성분의 비중은 꾸준히 하락하였으며, 집단 간 성분의 비중은 꾸준히 증가해왔음을 보였다. 또한 집단간 성분비중은 연령집단 간의 소득수준의 차이가 중요해지고 있음을 의미한다고 주장하였다.<sup>8)</sup>

7) 홍석철·전한경(2013)은 대수분산이 평균으로부터 거리가 먼 자료일수록 의미가 과장되는 문제점에도 있음에도 불구하고 전체 계층의 소득분배뿐만 아니라 연령별, 계층별 분석에 적용하는데 용이하다는 점을 들어 대수분산추정법을 활용하고 있다.

8) 한편, 해외 연구 중 연령효과를 반영한 대표적인 연구로는 Deaton and Paxson(1994, 1997)을 들 수 있다. Deaton and Paxson(1994)는 대만의 개인소득분포조사(Personal Income Distribution Surveys)의 1976-1990년(1978년 제외) 자료, 미국은 1980-1990 CEX

기존 연구들의 주요 발견을 요약하면, 인구구조의 고령화가 전체 소득불평등도의 상당부분을 설명하며, 연령이 증가하고 그들의 비중이 높을수록 소득불평등도가 증가한다는 점을 밝히고 있다. 이 연구와 기존 연구들과의 차별성은 다음과 같다. 첫째, 전통적인 지니계수 대안으로 제시된 Paglin의 연령지니계수 문제점을 지적하면서 추정 방법을 개선한 연령조정지니계수들의 이론적 의미와 연혁을 개괄한다. 둘째, 지금까지 국내에서 시도하지 않았던 연령 및 교육 효과를 통제한 연령조정 지니계수를 추정하고, 나아가 전통적인 지니계수와의 격차와 그 의미를 분석한다. 셋째, 기존 연구들은 연령효과 설명을 위해 지니계수 분해기법(임병인·전승훈, 2005; 이미진 등, 2007; 원종학·성명재, 2007), 변이제공계수(성명재·박기백, 2009), 연도별·가구주 연령별 가구소득의 대수분산 추정법(홍석철·전한경, 2013), 대수평균편차분해(윤영석 외, 2013), 타일지수 분해기법(윤종인, 2018) 등을 활용하지만, 본 연구는 Paglin의 P-기준선에 근거한 지니계수 기반의 연령효과로 사용한다는 점에서 차이가 있다.

### Ⅲ. 자료와 연구방법

#### 1. 분석 자료

본 연구에서 사용하는 『가계동향조사』는 우리나라의 대표적인 가구조사(조사단위: 가구)로서 조사목적은 가구의 생활수준실태와 그 변동사항을 파악하기 위해서

---

(Consumer Expenditure Surveys) 자료, 영국은 1969-1990년 가구지출조사(Family Expenditure Survey) 자료로써 항상소득가설(Permanent Income Hypothesis)의 특별한 경우에는 소득분포가 변하지 않을 때조차도 연령에 따라 소득불평등도(지니계수)와 소비의 불평등도가 연령에 따라 증가하고 있음을 보였다. Deaton and Paxson(1997)에서는 저축과 불평등의 평생소득가설(life cycle model) 이론에 근거하여 미국(1980년-1992년 CEX자료), 영국(1969년-1992년 가구지출조사, Family Expenditure Survey), 대만(1976년-1990년 개인소득분포조사, Survey of Personal Income Distribution), 태국(1976, 1981, 1986, 1988, 1990, 1992년 등 6개 연도의 사회경제조사, Socioeconomic Surveys) 자료로써 소비와 총소득의 불평등 코호트 내 불평등, 즉 분배상태가 코호트 연령이 증가하면서 악화됨을 보였다. 이에 반해 일본을 연구한 Shirahase(2015)는 1980년대 중반 이후 고령층 가구의 소득 불평등이 전반적으로 감소했음을 보였고, Preston(1984), Higgins and Williamson(2002), Bussolo, et al. (2015) 과 Chen et al. (2017) 등도 인구고령화가 소득불평등을 완화시킨다고 주장하였다.

가계의 수입과 지출을 조사하여 국민소비수준 변화의 측정 및 분석, 소비자물가지수 편제에 필요한 가중치 모집단 자료 등 각종 경제, 사회정책에 필요한 자료를 제공, 공공사업 시행으로 인한 세입자의 주거대책비 산정 및 국민주택 공급대상의 기준설정 자료를 제공하는 것에 있다(통계청 홈페이지 참조).

본 연구에서는 가구단위의 일관성을 확보하기 위해 1990~2020년 기간 중 2인 이상 가구의 가구주, 배우자, 가구원들의 소득을 합한 가구 기준 시장소득과 경상소득을 활용하였다.<sup>9)</sup> 시장소득은 근로소득과 사업소득, 재산소득, 그리고 사적이전소득(가구간 이전, 할인혜택, 기타이전소득)의 합이고, 경상소득은 시장소득에 공적이전소득(공적연금, 기초연금(기초노령연금), 사회수혜금, 사회적 현물이전, 세금환급금)을 합산한 것이다. 연령은 가구주 연령으로 조정하였고, 소득은 균등화지수( $\sqrt{n}$ ,  $n$ : 가구원수)를 반영한 균등화소득이다.

분석대상들에 대한 기초통계를 5년 단위(단, 마지막 연도는 자료제공 문제로 부득이 2018년 자료를 제공)로 제시한 것이 <Table 2>이다. 기초통계량 중 근로소득 가구의 평균연령과 교육수준(연수)은 점차 증가 양상, 가구원 수는 미미하게 감소하고 있다. 월평균 시장소득과 경상소득은 2000년 수준이 1995년 수준보다 낮았지만, 이후에는 점증하고 있다. 이는 1997년 말에 촉발된 외환위기 때문으로 보인다. 연령별 월평균 시장소득의 경우, 29세 이하 연령계층은 2008년 글로벌 금융위기로 인해 2010년의 평균소득이 이전에 비하여 하락한 뒤 증가하였지만, 이후 연도에는 등락이 엇갈리게 나타나고 있다. 이는 경상소득 기준도 동일하다. 60세 이상 연령계층은 1995년 이후 2000년, 2005년까지 하락하다가 이후 증가하고 있고, 경상소득 기준 추세도 동일하다. 다른 연령계층인 30대, 40대, 50대는 월평균 시장소득 및 경상소득과 그 추세가 동일한 것으로 나타났다.

9) 「가계동향조사」가 2006년부터 1인 가구를 조사, 발표하고 있지만, 2006년 이전 기간을 포함하여 추세를 파악하기 위해서는 2인 이상 가구들을 분석대상으로 하는 것이 적절하다고 판단하였다. 또한 2016년부터 「가계금융복지조사」로 지니계수 산출 기준 자료를 바꾸면서 「가계동향조사」 조사대상과 방법이 개편되었다. 특히, 「가계동향조사」 개편에 기인한 학술적 논의를 고려할 때, 이 연구에서 제시한 2017년과 2018년 소득불평등도 값에 대한 해석에 주의할 필요가 있다. 참고로 우석진·정지운(2019)은 2017년 이후 「가계동향조사」 분석결과에서 제기된 1분위 소득의 감소와 그 원인에 대한 탐색의 일환으로 기계학습 알고리즘을 이용하여 표집에 의한 변화분과 소득 변화분의 분해를 시도하였고, 그 결과 2017년 대비 2018년은 표본 차이보다 소득 차이가, 2016년 대비 2018년은 표본 차이가 소득 차이보다 더 큰 것으로 파악되었다. 한편, 2019년 이후의 경우 분기자료를 활용하였다.

〈Table 2〉 Descriptive Statistics

Classification	1990	1995	2000	2005	2010	2015	2018	
Age (year)	39.0	41.4	44.1	46.7	48.2	50.3	52.9	
Education Level (year)	11.6	12.0	12.1	12.0	12.6	12.9	13.0	
Number of Family Members (Person)	4.0	3.7	3.5	3.3	3.3	3.2	3.1	
Monthly Average Market Income (Ten Thousand Won)	445.2	633.0	587.5	640.6	679.7	725.9	740.3	
Monthly Average Current Income (Ten Thousand Won)	449.1	638.9	599.6	659.7	713.0	767.1	793.7	
Monthly Average Market Income by Ages (Ten Thousand Won)	< 29	300.9	459.9	414.2	497.2	469.3	462.4	487.3
	30-39	415.2	618.4	594.3	680.1	734.4	766.0	814.3
	40-49	540.6	696.8	679.4	755.7	816.8	914.6	938.8
	50-59	542.2	763.6	633.9	659.0	735.0	835.4	916.6
	60 <	325.0	431.7	376.8	333.9	339.8	347.9	372.7
Monthly Average Current Income by Ages (Ten Thousand Won)	< 29	304.9	463.0	421.5	506.0	488.2	484.9	507.1
	30-39	416.9	621.2	599.1	690.9	760.7	792.0	846.3
	40-49	543.6	701.2	687.9	768.0	837.0	934.0	956.9
	50-59	552.2	774.1	650.0	676.4	759.0	859.8	942.4
	60 <	343.6	455.4	415.1	386.8	417.9	450.1	492.1

- Notes: 1. Household Income and Expenditure (1990-2018).  
 2. All statistics means weighted average, especially, monthly average wage is recalculated based on CPI in 2015.  
 3. based on the household with 2 and more family members.

## 2. 대표적인 연령조정지니계수들의 산식

Paglin (1975) 은 연령이 반영된 완전히 평등한 분배상태는 대각선을 연결하는 직선이 아니고 로렌즈곡선과 유사하지만 약간 아래쪽으로 치진 곡선형태인 P-기준선을 이용하여 소득불평등도를 측정해야 한다고 주장했고, 그에 근거하여 보통의 로렌즈곡선과 P-기준선 사이에 존재하는 면적으로 연령지니계수 측정방법을 제시하였다. 그러나 후속 연구자들이 Paglin (1975) 의 연령지니계수 산출방식에 오류가 있다고 주장하면서 연령조정지니계수 산출방법을 새롭게 제시하였다.<sup>10)</sup>

10) 이외에도 유사한 논의는 Paglin(1977, 1979, 1989), Danziger et al. (1977), Minarik (1977), Nelson(1977), Kurien(1977) 등을 참조하면 된다.

이상의 논의를 체계적으로 살펴보기 위해 전통적인 지니계수 산출식을 제시해본다.<sup>11)</sup> 이제  $n_{ij}$  (또는  $n_{kr}$ )를 연소득이 소득계층  $i$  (또는  $k$ )에 속하면서 가구주 연령은  $j$  (또는  $r$ )연령계층에 속하는 가구수,  $(i, j)$  또는  $(k, r)$ 에 속하는 가구들의 소득수준을  $y_{ij}$  또는  $y_{kr}$ , 연령 계층  $j$ 에 속하는 모든 가구들의 평균소득을  $m_j$ , 전체 집단( $n$ 개)의 평균소득을  $\mu$ 라고 한다(이는 Wertz(1979), pp.670-671에서 발췌, 인용).

$$G = \frac{\sum_j \sum_i n_{ij} \sum_r \sum_k n_{kr} |y_{ij} - y_{kr}|}{2\mu n^2} \quad (1)$$

이 때 상대적인 평균차를 이용하여 지니계수 산출식을 제시하면 식 (1)과 같다. 상대적인 평균차는  $n$ 명의 사람을 순서대로 둘씩 짝지으면서 구한 소득격차이다. 상대적인 평균차는  $n(n-1)$ 만큼의 경우의 수가 존재하며,  $n$ 이 충분히 큰 경우  $n^2$ 로 나타낼 수 있으므로 식 (1)에  $n^2$ 으로 제시되어 있다. 지니계수는 임의의 두 사람의 소득 격차의 절대값( $|y_i - y_j|$ )을 구한 후 이를  $n^2$ 로 나누어 평균소득차를 구하고, 그 값을 다시  $2\mu$ 로 나누면 산출된다.

이상과 같은 지니계수 산출식을 이용하여 Paglin의 연령지니계수 산출식을 제시해본다. Paglin은 1975년 논문(p.601의 각주 3)에서 상대적 평균 차이(mean difference)  $\Delta_1$ 를 식 (2)와 같이 제시하였다.

$$\Delta_1 = \frac{1}{n(n-1)} \sum_{j=1}^n \sum_{k=1}^n |y_j - y_k| f_j f_k \quad (2)$$

단,  $y$ : 변수(소득을 의미),  $f$ : 빈도

지니계수는 식 (2)를  $2\mu$ 로 나누어 산출한다. 즉,  $G = \Delta_1 / 2\mu$  (단,  $\mu$ : 평균소득)와 같다. Paglin은 P-기준선에 해당되는 상대적인 평균차를  $\Delta_1'$ 로 표기한 뒤,

11) 주지하다시피 지니계수를 산출하는 수식에는 다양한 것이 있으나 여기서는 상대적인 평균차를 이용한 수식으로 설명한다. 이는 Paglin(1975)이 연령지니계수를 상대적인 평균차를 이용하여 제시하였고, 후속 연구들도 상대적인 평균차를 사용하여 비판하였기 때문이다.

연령지니계수를  $(\Delta_1 - \Delta'_1)/2u$ 와 같이 산출할 수 있다고 하였다.

한편, Wertz(1979)는 Paglin이 구한 연령지니계수가 모든 가구들이  $m_j$ 와 동일한 소득일 때 산출하는 전통적인 방식의 지니계수 산출방식에 의한 것임을 보인 뒤, 그 값을 전통적인 지니계수에서 차감한 것이라고 주장하였다. 그 식을 Wertz(1979)는 식 (3)과 같이 제시하고, 이를 Paglin Gini계수라고 명명하였다. 따라서 식 (3)은 식 (2)와 연계된  $(\Delta_1 - \Delta'_1)/2u$ 와 같다.

$$PG = \frac{\sum_j^n \sum_i^n n_{ij} \sum_r^n \sum_k^n n_{kr} (|y_{ij} - y_{kr}| - |m_j - m_r|)}{2\mu n^2} \quad (3)$$

Wertz(1979)는 Paglin이 연령계층  $j$ 에 속하는 모든 가구의 소득을 평균하여  $m_j$ 로 표기하고, 지니계수 계산방식을 순서대로 따라가면 연령조정지니계수를 식 (4)와 같다고 주장하였다.<sup>12)</sup>

$$ADJG = \frac{\sum_j^n \sum_i^n n_{ij} \sum_r^n \sum_k^n n_{kr} |(y_{ij} - y_{kr}) - (m_j - m_r)|}{2\mu n^2} \quad (4)$$

Wertz(1979)는 자신이 제시한 연령조정 지니계수인 식 (4)의 ADJG가 PG보다 크므로 Paglin지수가 자신의 연령조정 지니계수(ADJG)보다 작다고 주장하였다.<sup>13)</sup> 결국 Wertz(1979)는 전통적인 지니계수와 PG의 차이가 지니계수 산출식 논리를 이용하면 평균적인 연령-소득 프로파일을 과다 추정한다는 것이다. 따라서 Wertz는 연령조정 지니계수를 자신이 제안한 연령조정지니계수(ADJG, 이하 WG)로 계산해야 한다고 주장하였다. 유의해야 할 것은 Wertz(1979)는 자신이 제안한 연령조정지니계수값이 완전평등일 경우 0, 완전불평등은 2의 값을 가짐을 보였다는 것이다. 이 때문에 Wertz는 같은 분포의 불평등도를 비교하는 경우, 가구수( $n$ )가 크면

12) 식 (4)는 Wertz(1979)의 표기방식이 다르다는 것인데, 이는 본 연구에서 제시한 전통적인 지니계수와 일관되게 비교하기 위함이다.

13) 이와 같은 대소관계는  $|A - B| \geq |A| - |B|$ 이 항상 성립한다는 명제 하에서도 증명된다.

전통적인 지니계수와 자신이 주장한 연령조정지니계수의 절반(WG/2) 과 비교해야 한다고 설명하고 있다(Wertz, 1979, p. 672).<sup>14)</sup>

마지막으로 Almås, Havnes and Mogstad(2012, p. 396)가 제시한 연령조정 전술한 방식과는 다른 방식의 연령조정 지니계수(AG)를 논의해본다.

$$AG = \frac{\sum_j^n \sum_i^n n_{ij} \sum_r^n \sum_k^n n_{kr} |(y_{ij} - \tilde{y}_{ij}) - (y_{kr} - \tilde{y}_{kr})|}{2\mu n^2} \quad (5)$$

단,  $\tilde{y}$ : 동등화소득(equalizing income)<sup>15)</sup>

Almås, Havnes and Mogstad(2012)는 식 (5)의 연령계층  $j$ 에 속하는 가구들의 평균소득  $m_j$ 는 가구주 연령만이 반영된 소득이므로 소득에 영향을 주는 다른 변수, 예를 들어 가구주 학력(또는 교육수준) 등에 의한 소득격차를 반영하지 못한다고 주장하였다. 그들은 연령계층별 평균소득을 연령 외의 다른 변수들을 반영한 동등화소득 개념을 이용하여 추정하는 것이 적절하므로 식 (5)야말로 Paglin(1975)의 기존 지니계수에 대한 비판을 더 정확하게 반영한 연령조정지니계수라고 주장하였다.<sup>16)</sup> 결국 Almås, Havnes and Mogstad(2012)가 다변량 회귀 모형을 이용하여

14) 이와 같은 최대값의 차이는 완전한 평등상태(perfect equality)에 대한 견해가 다르기 때문이다(Almås, Havnes and Mogstad, 2012, p. 398).

15) 식 (5)는 Almås, Havnes and Mogstad(2012, p. 397)을 인용한 것인데, 여기서 동등화소득(equalizing income)은 다음과 같다.

$$\tilde{y}_i = \frac{un \sum_j f(a_i)g(X_j)}{\sum_k \sum_j f(a_k)g(X_j)} = \frac{un e^{\phi_i}}{\sum_k e^{\phi_k}}$$

단,  $e^{\phi_k}$ : 연령과 상관관계가 있는 다른 소득창출요인의 효과들을 통합한 개인  $k$ 의 연령집단에 속하는 순-연령 효과,  $i$ : 개인,  $a$ : 연령집단,  $X$ : 개인의 특성벡터,  $\mu$ : 평균소득,  $n$ : 가구수

Almås, Havnes and Mogstad(2012)는 연령과 상관관계가 있는 다른 소득창출요인 효과를 모두 반영한 소득을 동등화소득(equalizing income)이라 명명하였다. 이 개념은 본 연구에서 사용한 균등화소득과는 다르다는 점에 유의하여야 한다.

16) 이는 연령효과 외에 교육수준의 차이가 반영된 조정지니계수임에도 본 연구에서는 연령조정 지니계수라는 명칭으로 사용한다.

소득을 발생시키는 다른 요인, 예를 들어 연령, 교육수준, 가구원수, 직업, 직종, 근무연수 등 다양한 요인들을 통제하면서 순 연령 효과(net age effect) 만을 추출할 수 있는 연령조정지니계수를 개발하였다는 점에서 Paglin(1975) 과 Wertz(1979)의 연령조정지니계수보다 이론적으로 더 정교하고 발전한 형태라고 평가할 수 있다.<sup>17)</sup>

#### IV. 전통적인 지니계수와 3개 연령조정 지니계수의 비교 분석

본 연구에서는 Almås, Havnes and Mogstad(2012)에서 제시된 STATA 추정 Procedure를 차용하여 추정된 PG, WG, AG 등을 제시한다(〈Figure 1〉, 〈Figure 2〉, 〈Table 3〉, 〈Table 4〉 참조).<sup>18)</sup>

먼저 전통적인 지니계수를 시장소득과 경상소득 기준으로 구분하여 소득분배상태와 그 추이를 논의하고, 3개의 연령조정지니계수인 PG, WG, AG으로 본 소득분배상태와 그 추이를 살펴본다. 이어서 3개의 연령조정지니계수 중 WG, AG 간의 차이를 설명한다.<sup>19)</sup> 마지막으로 전통적인 지니계수와 PG, WG, AG 등 세 연령조정지니계수의 차이를 비교한다.

첫째, 시장소득 기준 전통적인 지니계수로 본 소득불평등도는 1990년 0.336이었다가 이후 약간 하락한 채로 유지되다가 1998년 외환위기를 기점으로 크게 증가하였고, 이후부터 그 추세가 완만하게 증가하는 양상을 보여준다. 경상소득 기준 전통적인 지니계수는 시장소득기준보다 수치 자체가 작지만 추세는 비슷하다.

17) 그럼에도 Almås, Havnes and Mogstad(2012)도 가구주 연령 외에 교육수준만을 통제하여 AG를 추정하였다. 본 연구에서도 그들과 동일하게 가구주 연령과 교육수준을 통제하여 AG를 도출하였다.

18) 추정에 사용한 STATA의 Syntax는 다음과 같다.  
 adgini depvar [agegroups] [if] [in] [, controls(varlist) estname(string) equalizing(varname) all paglin regress \_options]. 여기에 남성가구주 연령과 교육수준을 반영하여 PG, WG, AG 등을 추정하였다. 교육수준은 초등학교 졸업이면 6, 대졸이면 16 등 학업연수로 변수화한 것이다.

19) Wertz는 전통적인 지니계수값의 범위(0과 1 사이)와 달리 WG값이 0과 2 사이 값을 가짐을 보였다. 그럼에도 1보다 큰 연령조정지니계수가 제시된 해외 연구는 찾을 수 없었다. 이에 대해서는 Almås, Havnes and Mogstad(2011), 〈Figure 4〉(p.643)와 〈Figure 5〉(p.644), Formby and Seaks(1980)의 〈Figure 1〉(p.480)과 〈Table 1〉(p.481) 참조.

PG는 소득유형과 무관하게 3개 연령조정지니계수 중 가장 낮은 수치를 보여주고 있다. 외환위기 직후인 1999년 분석대상기간 중 최고 높은 수치인 0.256을 시현하였고, 다음 해인 2000년에 급격하게 떨어진 후 글로벌 금융위기 직전인 2007년에 0.253으로 외환위기 이후 최고의 소득불평등도를 보여주고 있다. 이후에는 하락 추세로 반전되었지만, 2018년 이후 약간 증가하였다. PG는 수치 자체가 네 개 지니계수 중에서 가장 작아 <Figure 1>과 <Figure 2>에서 보듯이 가장 아래쪽에 위치하고 있다. 이는 Paglin의 주장에 근거할 때, 우리나라의 전통적인 지니계수도 소득 불평등상태를 과장하고 있다는 것이다.<sup>20)</sup> 이 결과는 앞서 논의한 기존 해외 연구의 결과들과 동일하다.

WG 역시 소득유형과 무관하게 추세가 전통적인 지니계수와 유사하다. 시장소득으로 본 WG도 외환위기와 그 직후연도인 1998년과 1999년에 불평등도가 각각 0.333, 0.342였고, 2000년 급락하였다가 이후 계속 증가하였다. 예상대로 글로벌 금융위기 이후인 2007년과 2008년의 불평등도가 0.355로 증가하였다가 2017년까지 지속적으로 하락하고 있다. 2018년부터 다시 증가추세로 반전되었다. 경상소득 기준은 불평등도 자체를 떨어뜨렸지만, 추세는 시장소득 기준과 사실상 같다.

AG는 시장소득 기준으로 보면, <Figure 1>과 <Figure 2>에서 보듯이 WG와 사실상 추세가 같다. 경상소득기준에서는 그 차이가 거의 없다고 말할 수 있을 정도로 추세선이 거의 동일하다. 연도별로 보면, 외환위기 이후인 1999년 0.346으로 최고치를 보여주었고, 2000년에 0.323으로 하락한 이후 글로벌 금융위기가 지난 2010년과 2011년에 0.366으로 최고치를 보인 후 2014년까지 하락하였다. 2015년 이후 다시 증가하고 있다.

20) 이런 Paglin의 주장과 그 연장선에서 볼 때, 우리나라에서 지니계수 산출에 널리 활용되고 있는 자료, 즉 통계청의 「도시가계연보」와 현재의 「가계동향조사」 자료, 통계청, 금융감독원, 한국은행이 공동으로 조사하여 발표하고 있는 「가계금융·복지조사」, 노동연구원의 「노동패널자료」, 한국조세재정연구원의 「재정패널조사」를 비롯한 각종 패널자료 등에 근거한 지니계수 역시 과장된 것이라고 말할 수 있다.

〈Table 3〉 Statistics of Traditional Gini and PG · WG · AG

Year	Traditional Gini (G)	PG	WG	AG	Difference			
					G-PG	G-WG	G-AG	WG-AG
1990	0.336	0.205	0.313	0.315	0.131	0.023	0.021	-0.002
1991	0.328	0.203	0.306	0.310	0.125	0.022	0.018	-0.004
1992	0.319	0.193	0.294	0.300	0.126	0.025	0.019	-0.006
1993	0.322	0.199	0.298	0.303	0.123	0.024	0.019	-0.005
1994	0.321	0.196	0.296	0.303	0.125	0.025	0.018	-0.007
1995	0.327	0.218	0.305	0.311	0.109	0.022	0.016	-0.006
1996	0.327	0.221	0.307	0.312	0.106	0.020	0.015	-0.005
1997	0.326	0.213	0.303	0.311	0.113	0.023	0.015	-0.008
1998	0.352	0.248	0.333	0.339	0.104	0.019	0.013	-0.006
1999	0.359	0.256	0.342	0.346	0.103	0.017	0.013	-0.004
2000	0.341	0.230	0.317	0.323	0.111	0.024	0.018	-0.006
2001	0.346	0.238	0.322	0.328	0.108	0.024	0.018	-0.006
2002	0.348	0.238	0.323	0.327	0.110	0.025	0.021	-0.004
2003	0.363	0.239	0.332	0.339	0.124	0.031	0.024	-0.007
2004	0.369	0.245	0.340	0.346	0.124	0.029	0.023	-0.006
2005	0.378	0.244	0.346	0.351	0.134	0.032	0.027	-0.005
2006	0.386	0.250	0.353	0.357	0.136	0.033	0.029	-0.004
2007	0.390	0.253	0.354	0.360	0.137	0.036	0.030	-0.006
2008	0.394	0.252	0.355	0.364	0.142	0.039	0.030	-0.009
2009	0.399	0.244	0.355	0.362	0.155	0.044	0.037	-0.007
2010	0.397	0.236	0.351	0.366	0.161	0.046	0.031	-0.015
2011	0.401	0.232	0.352	0.366	0.169	0.049	0.035	-0.014
2012	0.399	0.223	0.346	0.361	0.176	0.053	0.038	-0.015
2013	0.401	0.217	0.343	0.361	0.184	0.058	0.040	-0.018
2014	0.406	0.213	0.344	0.365	0.193	0.062	0.041	-0.021
2015	0.414	0.203	0.344	0.367	0.211	0.070	0.047	-0.023
2016	0.421	0.206	0.349	0.374	0.215	0.072	0.047	-0.025
2017	0.431	0.197	0.352	0.383	0.234	0.079	0.048	-0.031
2018	0.463	0.219	0.385	0.405	0.244	0.078	0.058	-0.020
2019 1/4	0.458	0.205	0.383	0.413	0.253	0.075	0.045	-0.030
2019 2/4	0.441	0.198	0.365	0.394	0.243	0.076	0.047	-0.029
2019 3/4	0.441	0.206	0.372	0.408	0.235	0.069	0.033	-0.036
2019 4/4	0.438	0.221	0.378	0.425	0.217	0.060	0.013	-0.047
2020 1/4	0.469	0.222	0.402	0.434	0.247	0.067	0.035	-0.032

Note: based on the market income for 1990-2020 with an equivalence scale.

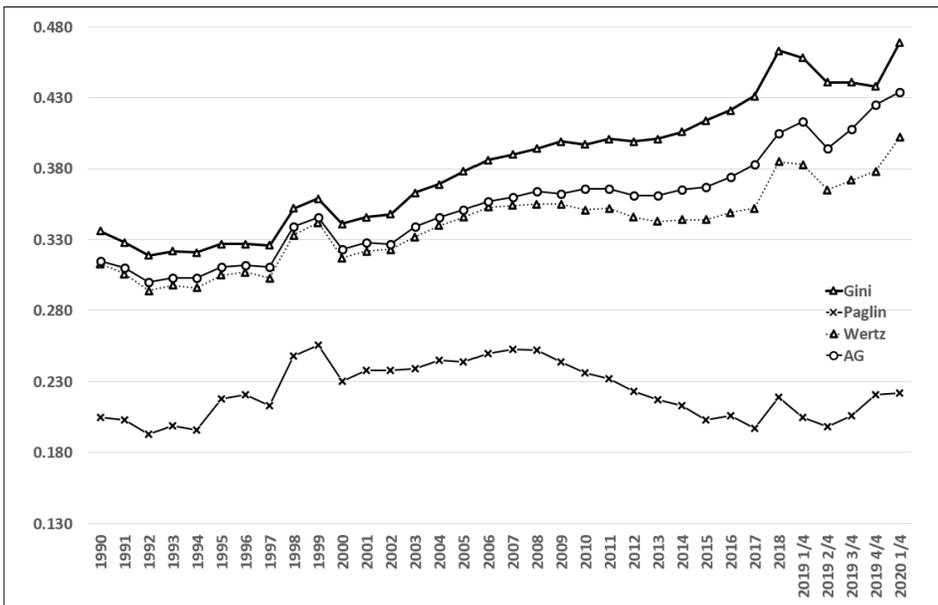
〈Table 4〉 Statistics of Traditional Gini and PG · WG · AG

Year	Traditional Gini (G)	PG	WG	AG	Difference			
					G-PG	G-WG	G-AG	WG-AG
1990	0.334	0.202	0.310	0.313	0.132	0.024	0.021	-0.003
1991	0.325	0.200	0.303	0.306	0.125	0.022	0.019	-0.003
1992	0.316	0.191	0.292	0.297	0.125	0.024	0.019	-0.005
1993	0.320	0.199	0.297	0.302	0.121	0.023	0.018	-0.005
1994	0.319	0.195	0.295	0.302	0.124	0.024	0.017	-0.007
1995	0.324	0.217	0.303	0.310	0.107	0.021	0.014	-0.007
1996	0.324	0.219	0.304	0.310	0.105	0.020	0.014	-0.006
1997	0.323	0.212	0.302	0.310	0.111	0.021	0.013	-0.008
1998	0.348	0.247	0.330	0.337	0.101	0.018	0.011	-0.007
1999	0.353	0.255	0.338	0.342	0.098	0.015	0.011	-0.004
2000	0.331	0.228	0.311	0.316	0.103	0.020	0.015	-0.005
2001	0.336	0.236	0.316	0.321	0.100	0.020	0.015	-0.005
2002	0.338	0.237	0.317	0.321	0.101	0.021	0.017	-0.004
2003	0.350	0.236	0.324	0.331	0.114	0.026	0.019	-0.007
2004	0.355	0.241	0.331	0.337	0.114	0.024	0.018	-0.006
2005	0.361	0.240	0.335	0.340	0.121	0.026	0.021	-0.005
2006	0.367	0.247	0.341	0.343	0.120	0.026	0.024	-0.002
2007	0.368	0.250	0.341	0.344	0.118	0.027	0.024	-0.003
2008	0.369	0.246	0.340	0.343	0.123	0.029	0.026	-0.003
2009	0.372	0.238	0.338	0.344	0.134	0.034	0.028	-0.006
2010	0.367	0.229	0.332	0.336	0.138	0.035	0.031	-0.004
2011	0.371	0.228	0.334	0.336	0.143	0.037	0.035	-0.002
2012	0.369	0.221	0.330	0.332	0.148	0.039	0.037	-0.002
2013	0.369	0.215	0.326	0.328	0.154	0.043	0.041	-0.002
2014	0.369	0.210	0.325	0.326	0.159	0.044	0.043	-0.001
2015	0.369	0.199	0.321	0.322	0.170	0.048	0.047	-0.001
2016	0.374	0.201	0.325	0.327	0.173	0.049	0.047	-0.002
2017	0.379	0.192	0.325	0.328	0.187	0.054	0.051	-0.003
2018	0.406	0.215	0.355	0.356	0.191	0.051	0.050	-0.001
2019 1/4	0.406	0.197	0.352	0.353	0.209	0.054	0.053	-0.001
2019 2/4	0.383	0.188	0.331	0.332	0.195	0.052	0.051	-0.001
2019 3/4	0.384	0.195	0.335	0.337	0.189	0.049	0.047	-0.002
2019 4/4	0.385	0.213	0.345	0.350	0.172	0.040	0.035	-0.005
2020 1/4	0.415	0.214	0.370	0.375	0.201	0.045	0.040	-0.005

Note: based on the current income for 1990-2020 with an equivalence scale.

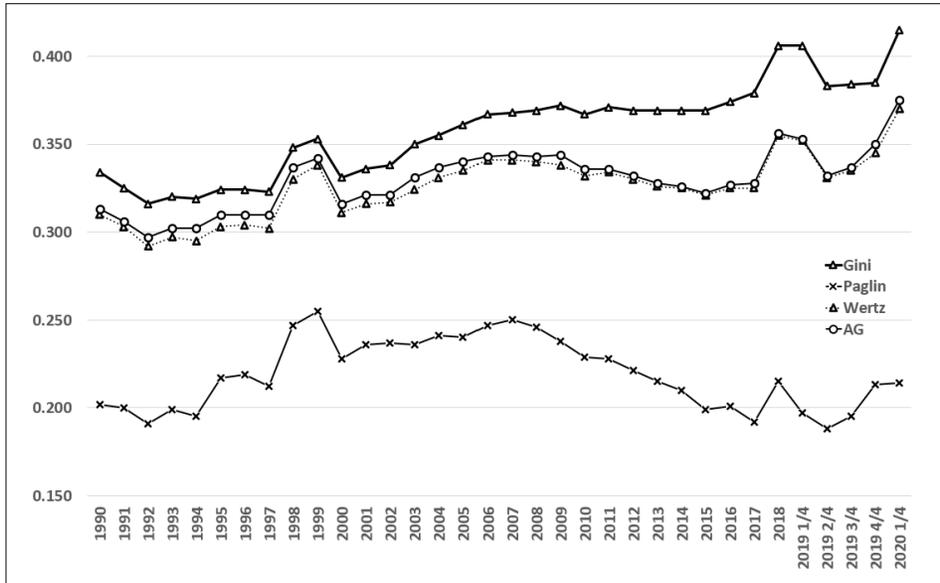
둘째, 3개의 연령조정지니계수 중 WG, AG 간의 차이를 살펴본다. 시장소득 기준으로는 WG와 AG의 격차가 커지고 있지만(〈Table 3〉, 〈Figure 1〉 참조), 경상소득 기준으로는 WG와 AG의 격차가 사라져 거의 없다고 말할 수 있을 정도이다(〈Table 4〉, 〈Figure 2〉 참조). WG는 연령효과만을 반영하여 산출한 것이고, AG는 연령 외에 가구주의 교육수준도 반영한 연령조정지니계수이다. 결국 WG와 AG의 차이는 가구소득에 영향을 미치는 학력 차이에 의해 유발되는 전체 소득불평등도에 대한 기여 정도라고 해석할 수 있다. 그 차이가 시장소득을 기준으로 점차 커지고 있다는 것은 학력 차이가 전체 소득불평등도에 기여하는 정도가 더 커지고 있음을 시사해준다. 이는 고등학교 과정이 실질적인 의무교육에 가깝고, 대학진학률(당해연도 고교 졸업자 중 진학자 ÷ 당해연도 고교 졸업자 \* 100)이 점차 증가하여 2010년 75.4%(통계청 국가지표체계에서 인용)를 정점으로 감소추세로 반전되었고, 2017년 말 현재 전체 국민 중에서 대졸자가 차지하는 비중이 48%에 이르지만, 우리나라의 소득불평등도에 학력 격차가 주는 영향이 여전히 증가하고 있다는 것이다. 이에 반해, 경상소득 기준으로 본 WG와 AG의 격차가 사라지고 있는데, 이는 학력차이로 인한 소득 격차를 공적이전소득으로 보전하기 때문이라고 판단된다.

〈Figure 1〉 Trends in Traditional Gini and PG·WG·AG



Note: based on the market income for 1990-2020 with an equivalence scale.

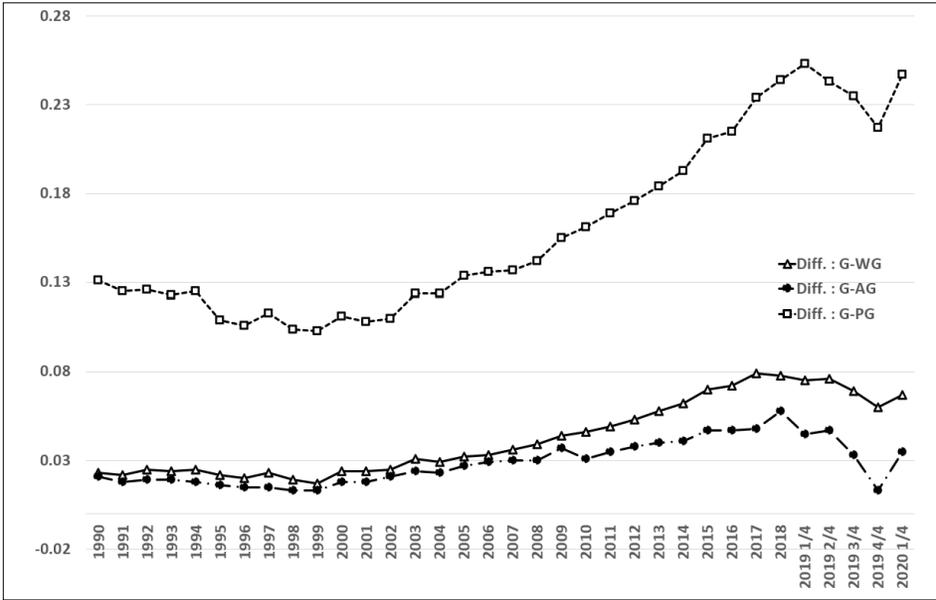
(Figure 2) Trends in Traditional Gini and PG · WG · AG



Note: based on the current income for 1990-2020 with an equivalence scale.

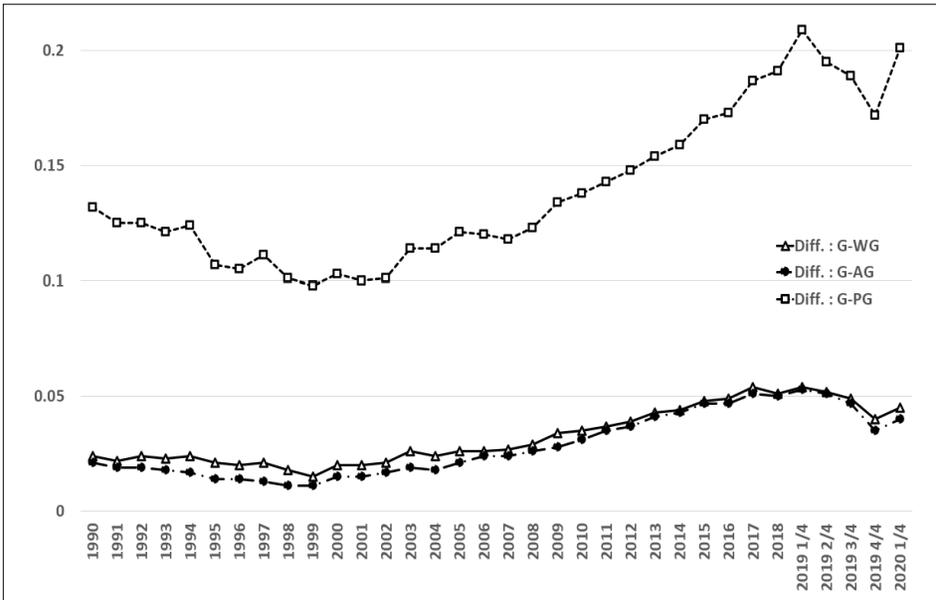
셋째, 전통적인 지니계수와 연령 효과를 반영한 PG, WG와 연령과 학력차이를 반영한 AG와의 격차가 소득유형과 무관하게 시간이 흐르면서 계속 커지고 있다 (〈Figure 3〉, 〈Figure 4〉 참조). 이는 횡단면 내에서 연령에 따른 소득 격차가 점차 증대하고 있다는 의미이다. 결국 우리나라의 전체 소득불평등도에서 차지하는 연령 효과, 즉, 연령집단 간의 소득격차가 점차 커지고 있다는 것이다. 또한 가구주의 학력차이를 반영한 AG와 연령차이만을 반영한 WG의 차이가 최근으로 올수록 점증하고 있다. 이상에서 우리나라의 경우, 연령과 학력차이가 소득불평등상태에 여전히 기여하고 있으며, 그 정도가 점점 더 커지고 있음을 시사한다. 특징적인 것은 연령효과가 아닌 학력 차이는 경상소득에 의하여 거의 사라지고 있어, 공적이전소득으로 학력차이에 의한 소득격차가 보전되고 있음을 시사해준다.

〈Figure 3〉 Trends of (G-PG) · (AG-PG) · (AG-WG)



Note: based on the market income for 1990-2020 with an equivalence scale.

〈Figure 4〉 Trends of (G-PG) · (AG-PG) · (AG-WG)



Note: based on the current income for 1990-2020 with an equivalence scale.

## VI. 요약 및 정책적 시사점

본 연구는 지금까지 전통적인 지니계수가 가구주의 연령 차이에 따른 소득구조의 변화를 반영하지 못한다는 문제를 해결하기 위해 제시된 Paglin(1975)의 PG를 비롯하여 WG, AG 등 3개의 대표적인 연령조정지니계수를 활용하여 1990-2020년 동안 우리나라의 소득불평등도를 산출하여 연령효과와 학력 차이를 분리하고, 그 정책적 시사점을 도출하였다.

주요 분석결과들을 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전통적인 지니계수로 본 시장소득 기준 소득불평등도는 1990년 0.336이었다가 이후 약간 하락한 채로 유지되다가 1998년 외환위기를 기점으로 크게 증가한 이후, 그 추세가 완만하게 증가하는 양상을 보여준다. 경상소득 기준 전통적인 지니계수는 시장소득기준보다 수치 자체가 작지만 추세는 비슷하였다. 이 추세는 연령조정지니계수(PG, WG, AG)와 유사하여 연령효과를 반영해도 소득불평등도 값 자체는 작아졌지만, 추세를 변화시키지 못함을 확인해준다.

둘째, PG는 소득유형과 무관하게 3개 연령조정지니계수 중 가장 낮은 수치를 보여주고 있어, Paglin의 주장에 근거할 때, 우리나라의 소득불평등상태를 과장하고 있음을 보여준다. 이 결과는 기존 해외 연구들과 동일하다.

셋째, 시장소득 기준으로 WG와 AG의 격차가 커지고 있지만, 경상소득 기준으로는 WG와 AG의 격차가 점차 사라져가고 있는 것으로 나타났다. WG와 AG의 차이는 가구소득에 영향을 주는 학력 차이가 전체 소득불평등도에 미치는 기여도라고 해석할 수 있으므로 시장소득을 기준으로는 학력 차이가 전체 소득불평등도에 기여하는 정도가 더 커지고 있음을 시사해준다. 반면에 경상소득 기준으로 본 WG와 AG의 격차는 거의 없어 학력차이로 인한 소득 격차를 공적이전소득으로 보전되었을 것으로 판단된다.

넷째, 전통적인 지니계수와 연령 효과를 반영한 PG, WG와 연령과 학력차이를 반영한 AG와의 격차가 소득유형과 무관하게 시간이 흐르면서 계속 커지고 있다. 이는 우리나라의 소득불평등상태가 연령과 학력차이에 의해 여전히 영향을 받고 있고, 그 정도가 집중하고 있음을 시사한다.

이상의 분석결과에서 첫째, 연령조정지니계수가 전통적인 지니계수가 소득불평등 상태를 과장하고 있음을 확인해주며, 둘째 연령효과가 아닌 학력 차이는 경상소

득에 의하여 거의 사라지고 있어, 공적이전소득으로 학력차이에 의한 소득격차가 보전되고 있음을 시사해준다. 따라서 공적이전소득이 학력 차이에 의한 소득불평등을 개선시키는 역할을 하고 있음을 WG와 AG라는 두 연령조정지니계수로써 실증했다는 정책적 시사점을 도출할 수 있다.

다만, 본 연구에서는 연령조정지니계수 값의 범위가 전통적인 지니계수 값과 다르다는 사실 때문에 계수들의 직접적인 비교보다는 그 추세와 3개 연령조정지니계수와의 차이에 근거하여 분석했다는 한계가 있다.

#### ■ 참 고 문 헌

1. 성명재 · 박기백, “인구구조변화가 소득분배에 미치는 영향,” 『경제학연구』, 제57집, 제4호, 2009, pp. 5-37.  
(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. 우석진 · 정지운, 『소득인가 표본인가?: 가계동향조사의 1분위 소득의 변화 요인 분석』, 재정전 문가네트워크-거시재정분과, 한국조세재정연구원, 2019, pp. 61-98.  
(Translated in English) Woo, Seokjin, and Ji Un Jung, *Income or Sample?: Analysis of Changes in Percentile Income in Household Income and Expenditure Survey*, Korea Institute of Public Finance, 2019, pp. 61-98.
4. 윤영석 · 이병훈 · 박준기, “농가의 고령화가 소득불평등에 미치는 영향-연령효과와 실증분석을 중심으로,” 『농업경제』, 제36권, 제3호, 2013, pp. 33-51  
(Translated in English) Yun, Young Seok et al., “Effects of Aging Farm Households on Income Inequality: Focusing on Empirical Analysis of the Age Effects,” *Journal of Rural Development*, Vol. 36, No. 3, 2013, pp. 33-51.
5. 윤종인, “우리나라 소득분배의 연령효과와 코호트효과에 관한 연구,” 『경제학연구』, 제66집 제1호, 한국경제학회, 2018, pp. 81-114.  
(Translated in English) Yoon, Jong In, “A Study on the Age Effects and the Cohort Effects of Income Distribution in Korea,” *Korean Journal of Economic Studies*, Vol. 66, No. 1,

- 2018, pp. 81-114.
6. 이미진 · 김미혜 · 홍백의, 남성고령자의 소득불평등에 관한 연구, 『사회보장연구』, 제23권, 제1호, 2007, pp. 1-26.  
(Translated in English) Lee, Mi Jin, Mee Hye Kim, and Baeg Eui Hong, "A Study on Income Inequality of Older Males," *Journal of Korean Social Security*, Vol. 23, No. 1, pp. 1-26.
  7. 이준구, 『소득분배의 이론과 현실』, 제2판, 다산출판사, 1989.  
(Translated in English) Lee, Joon Koo, *The Theory and Realities of Income Distribution*, 2nd Edition, Dasan Publishing Company, 1989.
  8. 임병인 · 전승훈, "연령집단별 소득불평등도와 전체불평등도에 대한 기여도 분석," 한국노동패널 제6차 학술대회 발표논문집, 2005.  
(Translated in English) Lim, Byung In, and Seung-hoon Jeon, "An Analysis on the Contribution of Income Inequality and Total Inequality by Age Groups," in the Proceedings of the 6th Korea Labor and Income Panel Study Conference.
  9. 홍석철 · 전한경, "인구고령화와 소득불평등의 심화," 『한국경제의 분석』, 제19권, 제1호, 2013, pp. 71-112.  
(Translated in English) Sok Chul Hong and Hankyung Jun, "Population Aging and Deepening Income Inequality in Korea," *Journal of Korean Economic Analysis*, Vol. 19, No. 1, 2013, pp. 71-112
  10. Almås, I., and M. Mogstad, "Older or Wealthier? The Impact of Age Adjustment on Wealth Inequality," *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 114, Iss. 1, March 2012, pp. 24-54.
  11. Almås, I., T. Havnes, and M. Mogstad, "Baby Booming Inequality? Demographic Change and Earnings Inequality in Norway, 1967-2000," *The Journal of Economic Inequality*, Vol. 9, Iss. 4, December 2011, pp. 629-650.
  12. \_\_\_\_\_, "Adjusting for Age Effects in Cross-sectional Distributions," *The Stata Journal*, Vol. 12, No. 3, 2012, pp. 393-405.
  13. Becker, G. S., *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education, the 3<sup>d</sup> Edition*, The University of Chicago Press, 1993.
  14. Bishop, J. A., J. P. Formby, and W. J. Smith, "Demographic Change and Income Inequality in the United States, 1976-1989," *Southern Economic Journal*, Vol. 64, No. 1, 1997, pp. 34-44.
  15. Bussolo, M., J. Koettl, and E. Sinnott, *Golden Aging: Prospects for Healthy, Active, and Prosperous Aging in Europe and Central Asia*, World Bank, 2015.
  16. Chen, X., B. Huang, and S. Li, "Population Ageing and Inequality: Evidence from China," *The World Economy*, Vol. 41, No. 8, 2017, pp. 1976-2000.
  17. Danziger, S., R. Haveman, and E. Smolensky, "The Measurement and Trend of Inequality: Comment," *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, 1977, pp. 505-512.
  18. Deaton, A. S. and C. H. Paxson, "Intertemporal Choice and Inequality," *Journal of Political Economy*, Vol. 102, No. 3, 1994, pp. 437-467.

19. \_\_\_\_\_, "The Effects of Economic and Population Growth on National Savings and Inequality," *Demography*, Vol. 34, No. 1, 1997, pp.97-114.
20. Formby, J. P. and T. G. Seaks, "Paglin's Gini Measure of Inequality: A Modification," *American Economic Review*, Vol. 70, 1980, pp.479-482.
21. Formby, J. P., T. G. Seaks, and W. J. Smith, "On the Measurement and Trend of Inequality: A Reconsideration," *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, 1989, pp.256-264.
22. Higgins, M., and J. G. Williamson, "Explaining Inequality the World Round: Cohort Size, Kuznets Curves, and Openness," *Southeast Asian Studies*, Vol. 40, No. 3, 2002, pp.268-302.
23. Hirsch, B. T., T. G. Seaks, and J. P. Formby, "Inter-age and Intra-age Income Inequality: A Cross-sectional Analysis," *Southern Economic Journal*, Vol. 46, Iss. 4, April 1980, pp.1187-1196.
24. Kurien, C. J., "The Measurement and Trend of Inequality: Comment," *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, 1977, pp.517-519.
25. Minarik, J. J., "The Measurement and Trend of Inequality: Comment," *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, 1977, pp.513-516.
26. Mincer, J., *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.
27. Mookherjee, D., and A. Shorrocks, "A Decomposition Analysis of the Trend in UK Income Inequality," *The Economic Journal*, Vol. 92, No. 368, 1982, pp.886-902.
28. Nelson, E. R., "The Measurement and Trend of Inequality: Comment," *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, 1977, pp.497-501.
29. Paglin, M., "The Measurement and Trend of Inequality: A Basic Revision," *The American Economic Review*, Vol. 65, No. 4, 1975, pp.598-609.
30. \_\_\_\_\_, "The Measurement and Trend of Inequality: Reply," *The American Economic Review*, Vol. 67, No. 3, 1977, pp.520-531.
31. \_\_\_\_\_, "The Measurement and Trend of Inequality: Reply," *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 4, 1979, pp.673-677.
32. \_\_\_\_\_, "On the Measurement and Trend of Inequality: Reply," *The American Economic Review*, Vol. 79, No. 1, March 1989, pp.265-266.
33. Preston, S. H., "Children and the Elderly; Divergent Paths for America's Dependents," *Demography*, Vol. 21, No. 4, 1984, pp.435-457.
34. Pudney, S., "Income and Wealth Inequality and the Life Cycle. A Non Parametric Analysis for China," *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 8, No. 3, 1993, pp.249-276.
35. Shirahase, S., "Income Inequality among Older People in Rapidly Aging Japan," *Research in Social Stratification and Mobility*, Vol. 41, 2015, pp.1-10.
36. Wertz, K. L., "The Measurement of Inequality: Comment," *The American Economic Review*, Vol. 69, No. 4, 1979, pp.670-672.

## A Study on an Age Effect of Income Inequality and Its Trend in Korea

Ji Un Jung\* · Byung In Lim\*\*

### Abstract

This paper estimates the traditional Gini coefficient and the three age-adjusted Gini coefficient, using the Household Income and Expenditure Survey for 1990-2020. Empirical results are as follows: first, the traditional Gini coefficient, based on the market and the current income, has been lowered during 1990-1997 but soared after 1997, and increased gradually since then. Second, the Paglin Gini coefficient (hereafter, PG) shows the lowest of three age-adjusted indices, meaning an exaggeration of the income inequality. Third, the gap between the Wertz Gini index (hereafter, WG) and Gini index by Almås · Havnes · Mogstad (hereafter, AG) by the market income is widening but disappearing by the current income. Fourth, the difference between the traditional Gini coefficient and PG, it between WG and AG keeps growing. The last two results imply that the income inequality has been affected, and increased by the age disparity or the education gap. However, the education gap, not the age gap, is covered with the public transfer income. In this context, the gap between WG and AG validates that the public transfer income plays a role in improving the income inequality worsened by the education disparity.

**Key Words:** Traditional Gini coefficient, Paglin Index, Wertz Index, Age-adjusted Gini coefficient, Income Inequality

**JEL Classification:** D3, H, H5, H8

---

*Received: Nov. 1, 2019. Revised: Aug. 26, 2020. Accepted: Sept. 7, 2020.*

\* First Author, Research Fellow, Korea Research Institute for Vocational Education & Training, #802 Social Policy Building, Sejong National Research Complex, 370 Sicheong-daero, Sejong-si 30147, Korea, Phone: +82-44-415-5302, e-mail: jiuujung@krivet.re.kr

\*\* Corresponding Author, Professor, Department of Economics, Chungbuk National University, Chungdae-ro 1, Seowon-Gu, Cheongju, Chungbuk 28644, Korea, Phone: +82-43-261-2216, e-mail: billforest22@gmail.com