

신용카드리뷰

The Credit Card Review

Vol 17-1(2023년 3월)

금융불평등에 대한 실증 연구

김 상 봉

한성대학교 경제학과 교수

김 시 언

주식회사 글로벌금융연구소 연구원

홍 중 혁

한성대학교 경제학과 석사과정



한국신용카드학회
Korean Creditcard Academic Society

www.kci.go.kr

금융불평등에 대한 실증 연구*

김 상 봉**

한성대학교 경제학과 교수

김 시 언***

주식회사 글로벌금융연구소 연구원

홍 중 혁****

한성대학교 경제학과 석사과정

〈Abstract〉

본 연구는 2017년~2021년의 가계금융복지조사의 자료를 활용하여 우리나라의 금융불평등과 금융극화에 대해 다양한 모형으로 실증분석하였다. 상대적 지니계수 추정결과, 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 경상소득 순서로 불평등하고, 신용대출, 담보대출, 부채의 지니계수는 매우 크게 나타나 불평등 정도가 심각하다. 지니계수 분해결과, 직업별로 불평등도에 차이가 있으며, 집단 내 불평등도보다 집단간 변수별 불평등도가 전체 변수별 불평등도에 미치는 영향이 크다. 일반화된 엔트로피지수 추정결과, 부채의 불평등도가 크고 경상소득에 대한 불평등도는 상대적으로 작다. 앳킨슨지수의 불평등도는 신용대출, 담보대출, 부채, 자산, 순자산, 경상소득 순으로 나타난다. 앳킨슨지수의 불평등도 분해결과, 전체불평등도에 신용대출과 담보대출이 불평등도를 증가시키고, 순자산과 경상소득은 불평등도를 완화시키고 있다. EGR 극화지수 추정결과, 양극화는 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 경상소득 순서로 심하게 나타난다. DER 극화지수의 크기는 부채, 자산, 순자산, 경상소득 순서로 나타난다. 또한, 집단내 요소보다 집단간 요소의 상대적 기여도가 훨씬 크다. 집단간 극화의 기여도가 더 높은 것으로 나타나 직업별 소득이 극화되었다고 할 수 있다. Inaki 극화지수는 부채, 경상소득, 자산, 순자산 순서로 크며, 부채의 극화지수는 매우 크다. 다차원불평등도 추정 결과, 순자산, 부채, 담보대출, 신용대출, 경상소득의 기여도의 순서로 나타난다. 전체적으로 금리가 안정적인 시기에 금융불평등도는 증가하고 있으며 금융극화도 증가하고 있다. 이러한 금융불평등과 금융극화의 증가는 담보대출이나 신용대출과 같은 부채를 증가시키면 순자산의 불평등도를 유발하고, 자산의 불평등도를 가지고 온다.

핵심 단어: 금융불평등, 금융극화, 분해방법론, 불평등지수, 극화지수

* 본 연구는 한성대학교 교내학술연구비 지원과제임.

** (제1저자) 서울 성북구 삼선교로 16길 116 한성대학교 연구관 505호, Tel: 02)760-8038, E-mail: brainkim75@hansung.ac.kr

*** (교신저자) 서울 구로구 구로동로 22길 36-6 101호, Tel: 02)6013-5800, E-mail: kseon0704@naver.com

**** (공동저자) 서울 성북구 삼선교로 16길 116 한성대학교 연구관 505호, Tel: 02)760-8038, E-mail: hongjh820@naver.com

I. 서론

불평등 연구에 대한 역사는 상당히 길다. 수 천 년부터 시작되었다. 많은 논의는 18세기와 19세기 고전적 자유주의와 평등의 관점에서 서로 논쟁이 되어 왔다. 자연법 사상에 영향을 받은 홉스(Thomas Hobbes), 로크(John Locke), 스미스(Adam Smith)는 자유주의의 원리를 강조하였다.¹⁾ 반면 자유주의 논의의 비판으로 루소(Jean Jacques Rousseau)는 평등주의 원리를 지향하였다.²⁾ 이후 20세기에 들어서면서 롤스(John Bordley Rawls)의 정의론³⁾, 드워킨(Ronald Dworkin)의 자원평등론⁴⁾, 센(Amartya Kumar Sen)의 능력이론⁵⁾ 등이 등장하였다. 이러한 연구들은 정치, 경제, 사회 등 전분야에 걸친 논쟁이나 연구들이었

- 1) 홉스의 자연법 사상은 비자유주의적 성격을 가지기 때문에 자유주의의 또 다른 원리인 정치권력의 제한에 위배된다. 로크는 소유권의 자연성에 근거하는 자연적 정의를 의미하며 소유의 확대에 의한 불평등 소유의 현실을 정당화한다. 스미스는 불평등한 소유를 정당화하는 분업론에서 노동에 반비례하는 소득분배에 이론적 근거를 제공하는데, 불평등을 교정하려는 모든 행위는 자유의 침해이며 동시에 정의롭지 못하게 된다.
- 2) 루소는 자연권이 상실되고 불평등이 발생하는 역사의 필연적 과정의 분석과 비판으로 자연권을 복원하고 유효화시키는 사회계약으로 역사발전의 규범을 제시하였다.
- 3) 롤스의 정의의 두 원칙은 평등한 자유의 원칙(제1원칙) 및 차등의 원칙과 기회균등의 원칙(제2원칙)으로 구성된다. 제1원칙은 사회구성원의 동등한 기본적 자유를 보장하고, 이는 자존감의 기반으로서 교환의 대상이 되지 않지만, 불평등에 의해 사회적 폐해가 발생하므로 제2원칙이 필요한 것으로 보았다. 즉, 개인의 능력과 권리에 따른 차등적인 사회경제적 불평등은 인정하지만 그 불평등은 거기서 발생한 이익이 최소 수혜자에게 최대한의 이익을 보장하고, 불평등의 원인이 모든 사람에게 균등하게 보장되어야 한다. 따라서 롤스의 정의로운 사회는 동등한 기본적 자유를 가지고 있는 사회구성원들이 공정하고 균등한 기회를 통해 이익을 추구할 수 있는 사회이면서 동시에 그 결과로 생기는 불평등을 개선하기 위해 분배적 정의가 실현되는 복지국가이다.
- 4) 드워킨의 자원평등론은 사회구성원이 갖는 자원의 몫이 가능한 동일하도록 자원을 배분하는 것으로, 수단적 혹은 과정적 평등을 강조한다. 사람들에게 선택의 자유를 최대한 보장하고 자신의 선택에 대해 책임을 지게 하는 것을 정의의 기본원칙이며, 이 원칙에 따른 분배가 진정한 평등으로 규정한다. 따라서 여건에 둔감하고 선택에 민감한 분배원리에 근거한 자유주의적 평등주의적 정의론이라 할 수 있다.
- 5) 센은 자유의 개념을 기회(목적)와 과정(수단)으로 구분하였다. 기회로서 자유는 개인이 가치 있다고 판단하는 것을 성취할 수 있는 실질적 자유 또는 능력에 초점을 두었다. 과정으로서 자유는 선택의 절차 자체에 초점을 맞추어 행동 또는 선택할 수 있는 자유를 의미한다. 이러한 센의 능력이론은 자유의 정도를 평가할 수 있는 지표로 능력이론을 제시하였다. 이는 평등에도 적용될 수 있는 개념으로, 합당한 평등과 합당한 불평등의 관계를 정립하는 것이 중요하다. 기본적으로 능력의 평등을 지향하지만 능력의 평등 공간만이 유일하고 그 외의 다양한 평등공간을 부정하는 것은 아니다.

다. 최근으로 올수록 경제적인 문제가 중요한 상황에서 경제적인 불평등에 대한 연구들이 이루어져 왔다. 주로 소득불평등이 많은 주제로 다루어졌고, 일부 자산불평등에 대한 연구가 있었다.

양극화 연구는 중산층의 몰락(disappearing middle class)과 함께 시작되었다. 1929년 대공황 때까지 극심한 불평등을 겪었다. 루스벨트 대통령의 뉴딜정책을 통해 미국 사회의 방향은 바뀌었다. 즉, 1920~1950년대에 부유층과 노동자계급의 소득격차가 급격히 줄었고 노동자 사이에서도 임금차도 줄어드는 현상이 발생하면 중산층 중심의 사회로 재편되었다. 그러나 중산층 중심의 사회는 1970년대 이후부터 무너지기 시작했다. 이 시기부터 양극화나 극화에 대한 연구가 활발해지기 시작하였다.

본 연구는 기존의 소득불평등과 자산의 일부분인 순자산불평등을 다룬다. 이 과정에서 나타나는 중요한 변수인 금융불평등과 극화를 다룬다. 금리가 하락하는 시기에 담보대출이나 신용대출 등의 부채는 부동산 등의 자산의 가격이 상승함에 따라 순자산은 증가하게 된다. 물론 금리상승기에는 반대로 작용하는 효과가 있다. 그러나 많은 국가들의 금융회사들은 신용점수나 신용등급만 가지고 금융에 대한 접근을 허용하지 않는다는 것은 금융회사 행태와 연결된다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서 이전연구를 살펴보고, 3장에서 자료의 구성과 기초통계량을 살펴본다. 4장에서 불평등에 대해 다루고, 5장에서 양극화를 포함한 극화에 대해 다룬다. 마지막 6장에서 결론을 살펴본다.

II. 이전연구

불평등과 극화 또는 양극화에 대한 연구는 매우 오랜 역사를 가지고 있다. 주로 소득을 중심으로 불평등도(inequality)가 측정되어 왔다.⁶⁾ 이러한 불평등도는 빈곤(poverty)이나 후생(welfare)의 개념과 반드시 같지 않다. 예를 들어, 소득에서 빈곤율의 의미는 빈곤선 이하의 소득을 가지는 개인(가구)의 비율을 말하며, 소득불평등도는 소득 전체의 분포를 정의하기 때문에 빈곤율보다 넓은 범위를 말한다. 즉, 소득분포의 하위 부분만 살펴보는 것이 아니라 중간이나 상위 부분도 중요하게 볼 수 있다. 또한, 소득 측면에서 소득불평등도를 후생과 비교하면, 소득불평등도는 좁은 개념으로 볼 수 있다. 후생과 소

6) 불평등도지수의 기준이 되는 공리로, 익명성(anonymity) 또는 대칭성(symmetry), 동차성(homogeneity) 또는 규모비의존성(scale independence), 인구동차성(population homogeneity)의 공리 또는 인구비의존성(population independence), 이전원칙(transfer principle)의 공리 또는 피구-달튼 원칙(Pigou-Dalton principle)의 네 가지를 만족해야 하고, 하위집단으로 나누는 경우에 분해성(decomposability)을 만족해야 한다. 자세한 이론적 배경은 김상봉 (2022)를 참조하라.

득불평등은 전체 분포에 초점을 가진다는 점에서 비슷하다. 그러나 소득불평등도는 분포의 퍼짐(dispersion)이나 분산만을 고려하지만, 후생은 분포의 퍼짐과 동시에 평균도 고려하기 때문이다. 그러나 이러한 불평등도, 빈곤, 후생의 개념은 서로 연관되어 있다고 할 수 있다.

불평등도(inequality)와 극화(polarization)의 개념도 약간 다르다고 할 수 있다.⁷⁾ 예를 들어, 소득의 경우에 상대적 소득불평등도지수를 활용하여 불평등도를 측정한다고 하고, 사회의 구성원의 소득이 모두 두 배로 증가한다면 불평등도는 같게 된다. 소득불평등에 대한 연구들은 지니계수나 일반화된 엔트로피지수 등을 활용하였으나, 소득불평등의 추세나 원인 분석을 하였고 분포의 변동 등으로 연구들이 다양화되었다. 이러한 원인은 중산층의 몰락(disappearing middle class)이라는 시대적 문제가 발생하고 있었다. 1970년대 중산층의 몰락은 소득불평등의 심화 현상과 동일시되는 경우가 있으나, Wolfson (1994)은 두 가지 개념에 차이가 있다고 보았다. 또한, Esteban and Ray (1994)는 불평등지수 분석에 자주 사용되는 지니계수 등은 분포의 변동을 반영하지 못하는 것을 지적하였다. 따라서 양극화를 포함하는 극화(polarization)는 분포의 변동을 반영하기 위해 등장이다. 극화 중에 n 개의 집단(group)으로 나누어지는 것을 다극화라고 하고, 두 개의 집단으로 나누어지는 극화를 양극화(bi-polarization)라고 한다.

불평등을 표현하는 지수는 상당히 많다. 먼저, 분위수를 활용한 분위배율(quantile ratio)과 로렌즈곡선과 분위수를 활용한 배율(share ratio)이 있다. 둘째, Gini (1912)는 상대적 소득불평등도를 측정하는 상대적 지니계수(relative Gini coefficient)는 절대적 지니계수를 평균으로 나누어 정규화한 것으로 정의하였으므로, 절대적 지니계수는 상대적 지니계수에 평균을 곱한 값으로 정의된다.⁸⁾ 상대적 지니계수는 로렌즈곡선과 소득 등의 개별 변수 등의 균등분배가 이루어지는 균등선인 45도 직선의 면적을 분모로 하고 균등선 이하를 분자로 하여 산출된다. 만약 완전히 균등하게 분배되는 경우에 값은 지니계수는 0이며, 완전 불평등할 경우에 1이 된다. 따라서 상대적 지니계수는 절대적 지니계수와 달리 소득의 경우에 최빈층의 소득점유율 변화에 큰 가중치를 주게 된다. 셋째, 타일(Theil, 1967)지수 또는 엔트로피지수(Theil's entropy index)는 각 개인의 소득 등을 모집단의 평균과 비교하여 불평등도를 산출한다(김상봉, 2021b). 이러한 타일의 엔트로피지수는 전체가 여러 하위집단(group)으로 구성된다면, 개별 하위집단에서 불평등도의 합으로 분해될 수 있다. 타일의 엔트로피지수는 보편적인 형태인 일반화된 엔트로피(Generalized Entropy, GE) 지수의 함수형태로 사용되기도 한다(Jenkins, 1995). 넷째, 앳킨슨(Atkinson,

7) 극화에 대한 보다 자세한 개념이나 공리체계의 위배 등은 김상봉 (2022)를 참조하라.

8) 평균격차(mean difference)는 확률분포에서 나온 두 독립된 소득 등에 대한 값에 대한 차이의 절대값에 대한 평균이다. 절대적 평균격차는 절대적 불평등도를 측정하는 절대적 지니계수의 두 배가 된다.

1970)지수는 기존의 불평등도지수들의 측정에 있어서 특정한 가치판단 또는 사회후생함수를 내포하고 있으나, 측정의 배경이 되는 사회후생함수를 정의하기 힘들다고 보았고, 사회후생함수가 명확하게 잘 나타낼 수 있도록 앳킨슨지수를 제안하였다. 이외에도 척도에 영향을 받지 않는 불평등지수로 변동계수(coefficient of variation), 상대평균편차(relative mean deviation), 지니계수(Gini index), 엔트로피지수(entropy index), 로그분산(variance of logarithms) 등이 있다(김상봉, 2022).

극화지수도 여러 종류가 존재한다. 첫째, 울프슨(Wolfson, 1994)지수 또는 W지수는 중산층의 소멸정도를 표현한다. Wolfson (1994)은 공리체계부터 시작하는 것이 아니라, 로렌즈곡선에서 극화지수를 유도하였다. 중산층을 중위소득 부근의 인구계층으로 정의하였고, 이러한 중위소득을 중심으로 소득의 퍼짐 정도가 커질수록 소득의 양극화가 커진다는 정의를 통해 중산층의 몰락을 양극화로 보았다. 따라서 중위소득에서 소득의 퍼짐 정도인 분산이 커질수록 중산층 규모도 줄어든다는 가설을 전제로 하여, 중위소득과 상위계층과 하위계층간 소득 차이의 절대값을 이용하여 산출된다. 둘째, ER(Esteban and Ray, 1994)지수는 서수적인 다극화 측정법이다. ER지수류의 연구는 동질성-이질성 접근법(identification-alienation approach)에 기반하고 있다. 극화(polarization)는 서로 다른 집단(group)에 속한 개인들 사이에 적대감(antagonisms)의 합계로 표시된다(김상봉, 2022). 적대감은 같은 집단내에서 동질성(identification)과 더불어 다른 집단간에 소외감 또는 이질성(alienation)이 합해진 결과이며, 이를 합하여 극화지수로 나타난다. 따라서 극화는 집단내에서 동질성이 증가하면 커지고, 적대감이 증가할 때도 커진다. 개별 집단의 중앙값 사이에 역진적 소득이전이 발생하면 극화는 증가하지만, 누진적 소득이전이 발생하면 극화는 감소한다. 또한, ER지수는 이러한 하위집단 적당한 규모의 집단은 소수로 존재해야 한다. 이러한 점은 집단들의 문제이며, 분리된 개인은 중요하지 않은 것으로 본다. 셋째, EGR(Esteban, Gradin, and Ray, 1999)는 ER지수를 개선하였다. ER지수는 전체 모집단이 성, 인종, 종교 등과 같이 이미 외생적으로 여러 개의 집단으로 분리되어 있다고 가정하면, 극화정도를 추정할 수 있다. 그러나 외생적으로 집단이 분리되지 않는다면 이를 분리하는 기준이 따로 없다. 소득을 예로 들면, 많은 인구의 소득분포가 연속적으로 존재할 때 분리할 집단의 수 또는 어떤 기준으로 집단을 분리할 지에 대한 문제가 존재한다. 넷째, Duclos, Esteban and Ray (2004)의 극화지수(DER)를 제시하였다. DER지수는 소득 등의 변수에 대해 계층을 구분할 때 임의적인 기준으로 양극화를 측정하는 것이 아니라, 소득계층 전반에 대하여 동질성과 이질성을 측정하는 극화지수가 된다. 이외에도 Wang and Tsui (1998)가 제안한 TW지수, Zhang and Kanber (2000)의 ZK지수 등이 있다.

불평등도지수와 극화지수와 약간 차이가 있으나, 어떤 사회의 불평등 구조를 이해하기 위해 다차원적인 고려가 필요한데, 이러한 경우에 다차원 불평등지수(multidimensional inequality index)를 활용할 수 있다. 예를 들어, 소득불평등 논의에서 다양한 소득 등의

원천을 다차원으로 확장할 수 있다. 일반적으로 소득은 개인의 후생수준을 나타낼 수 있는 구매능력의 대리지표(proxy)가 될 수 있는데, 소득 중에서도 처분가능소득이 대리지표로 가장 유사하다고 할 수 있다. 그러나 노동에 대한 보상이나 자영업자 소득만으로 처분가능소득을 구성한다고 보기 어려운데, 임금 이외에 다양한 차원의 소득원천이 존재할 수 있기 때문이다. 금융자산거래로부터 나오는 배당금, 이자, 거래소득 등이 존재할 수 있고, 비금융자산자산에서 발생하는 소득이 있을 수 있으며, 정부가 개입하여 발생하는 소득인 각종 조세 및 보조금과 사회간접자본으로부터의 소득 등이 포함될 수 있다. Maasoumi (1986, 1999)는 각 개인으로부터 도출된 사회후생의 평균을 이용하여 지수를 정규화하였다. 그러나 Bourguignon (1999)은 평균적인 개인(각 차원의 평균)으로 정규화하여 불평등지수가 가져야 하는 다른 공리들들을 만족한다.

Ⅲ. 자료

3.1 가계금융복지조사

금융불평등도를 측정하기 위해 신용정보가 포함된 미시자료 데이터를 얻어 소득, 자산, 직업 등으로 금융불평등에 미치는 영향을 파악할 수 있다.⁹⁾ 자산과 소득을 파악할 수 있고, 이용가능한 자료로 통계청이 제공하는 가계금융복지조사를 활용할 수 있다. 가계금융복지조사는 가구구성, 자산, 부채, 소득, 가계지출, 노후생활 등에 대해 설문한다(김상봉, 2022). 가계금융복지조사(2010년~)는 2010년부터 하나의 시계열로 제공하였는데, 이후에 가계금융조사(2010년~2011년, 표본 1만 가구)와 가계금융복지조사(2012년~, 표본 2만 가구)로 분리되었다. 2013년 이후 조사표의 조사부문별 항목 내역이 일부 변경되기도 한다.

이러한 가계금융복지조사는 표본조사이기 때문에, 표본오차와 조사과정에서 나타날 수 있는 비표본오차가 존재할 수 있다. 또한, 2010~2011년에 1만 가구 조사인 가계금융조사와 2012년 이후 2만 가구 조사로 변경되었기 때문에 가계금융복지조사의 결과에 차이가 있을 수 있다. 2018년부터 소득 및 처분가능소득, 비소비지출은 국세청, 보건복지부 등의 행정자료와 면접조사 자료를 활용하여 새롭게 작성되고 있다. 따라서 전년의 비교

9) 물론 이러한 경우에도 대출 등의 부채가 실제로 발생된 경우에 분석이 가능하다. 즉 대출을 신청한 개인이 거절되거나 대출 신청을 한 적이 없다면 분석에 도움이 되지 않는다. 따라서 대출 등의 실행 여부와 별도로 의도 등으로 분석하기 어려운 것은 마찬가지이다. 대출 등의 부채에 대한 실행 의도는 따로 설문을 통해만 가능하다.

등과 시계열 특성을 감안하기 위해 2017년부터 자료를 활용할 수 있다.¹⁰⁾ 가계금융조사는 설문조사의 방식을 취하고 있고, 다양한 오류들이 존재하지만 설문항목에 따라 소득, 자산 등의 변화에 대한 부분을 살펴볼 수 있다.

3.2 기초통계량

2017년~2021년의 가계금융복지조사에서 가구¹¹⁾의 가구주 만연령, 순자산, 자산, 부채, 경상소득, 이전소득, 경상소득, 이전소득, 처분가능소득, 담보대출금액, 신용대출금액을 나타낸다.

여기서 순자산은 평균자산¹²⁾에서 평균부채¹³⁾를 뺀 금액을 말한다. 가구소득(경상소득)은 가구에서 한 해 동안 경상적(정기적, 규칙적, 예측 가능한)으로 벌어들이는 소득으로, 일시적 또는 우연히 발생하는 비경상소득(복권, 경조금 등)은 제외된다. 따라서 가구소득(경상소득)은 근로소득¹⁴⁾, 사업소득(사업수입인 총매출액에서 비용인 재료비, 인건비, 임대료, 이자 등을 차감한 금액)¹⁵⁾, 재산소득¹⁶⁾, 공적 이전소득¹⁷⁾, 사적 이전소득(가구간

10) 응답 자료의 경우에 근로소득이 높을수록 과소 보고되고, 금융소득에서 무응답 또는 응답을 하는 경우에도 금융소득을 크게 과소 보고되는 경우가 있다. 반대로 소득이 낮은 경우에 응답한 소득이 행정자료의 소득보다 커지는 경향이 있고, 응답한 소득과 행정자료 소득 사이의 차이가 큰 경우도 있다. 또한, 금융소득이 최상층에서 누락이 많은 것으로 나타난다. 자산의 경우 응답한 결과를 직접 과세 자료와 비교하면 주택의 경우 두 자료의 자산 분포가 근접하지만, 자산 편중이 보다 심한 토지의 경우에 최상층의 일부가 누락되었으며, 금융자산의 경우 보다 심각하다(김상봉, 2022).

11) 가계금융복지조사에서 가구는 1인 또는 2인 이상이 모여 주거 또는 소득과 지출 등 생계를 같이 하는 생활 단위를 말한다. 가구주는 조사 기준일 현재 가구의 생계를 실질적으로 책임지고 있는 사람이다.

12) 자산은 금융자산과 실물자산으로 구분된다. 금융자산은 저축과 현금주지 전월세보증금으로 나누어진다. 실물자산은 부동산금액과 기타 실물자산(자동차, 권리금을 포함하는 기타금액)으로 나누어진다.

13) 부채는 금융부채와 임대보증금으로 구분된다. 금융부채는 담보대출금액, 신용대출금액, 신용카드 대출관련대출금액, 외상할부미상환금액, 계탄후불입금액, 개인직장빌린금액으로 구분된다.

14) 근로소득은 국세청과 보건복지부의 근로소득(종합소득세, 원천세), 일용 근로소득, 자활급여의 행정자료를 활용한다.

15) 사업소득(종합소득세, 원천세)은 국세청의 행정자료를 활용한다.

16) 재산소득은 두 가지로, 금융소득(종합소득세, 원천세)과 사업소득 중 부동산 임대소득(종합소득세) 국세청의 행정자료를 활용한다.

17) 공적 이전소득은 공적연금(연금지급액), 기초연금, 양육수당(양육수당, 양육보조금, 아동수당, 한부모가족아동양육수당, 출산장려금 등), 장애수당(장애인연금, 장애수당, 장애아동수당), 기초생활보장지원금(생계급여, 주거급여, 교육급여, 해산급여, 장제급여), 근로·자녀장려금을 활용하고 있다.

이전소득, 비영리단체 이전소득 등)으로 구분된다.

2021년에 가구주 만연령은 58.1세로 나타난다. 순자산은 3.8억원으로 나타난다. 자산은 4.6억원, 부채는 7.2천만원으로 나타난다. 가구소득은 5.6천만원, 이전소득은 7.7백만원, 처분가능소득은 4.6천만원으로 나타난다. 담보대출은 4.2천만원, 신용대출은 8백만원으로 나타난다.

<표 1> 주요 변수 기초통계량

단위: 명, 만원

구분	가구주 만연령	순자산	자산	부채	경상 소득	이전 소득	처분가 능소득	담보대출 금액	신용대출 금액
2017	관측치	18,497	18,497	18,497	18,497	18,497	18,497	18,497	18,497
	평균	55.2	31,083	37,709	6,627	5,231	454	4,305	633
	표준편차	14.9	53,487	65,492	21,201	5,653	779	4,341	2,969
	최소값	18	-116,460	1	0	0	0	-46,241	0
	최대값	106	1,995,400	2,670,200	1,150,000	161,310	9,358	95,422	800,000
2018	관측치	18,640	18,640	18,640	18,640	18,640	18,640	18,640	18,640
	평균	56.0	33,660	40,611	6,951	5,363	492	4,379	4,049
	표준편차	14.8	57,498	68,201	19,463	5,815	820	4,332	3,202
	최소값	19	-122,423	1	0	0	0	-27,273	0
	최대값	107	1,746,200	2,346,200	750,000	239,335	8,782	147,561	690,000
2019	관측치	18,406	18,406	18,406	18,406	18,406	18,406	18,406	18,406
	평균	56.9	33,894	40,830	6,935	5,414	541	4,401	4,037
	표준편차	14.7	56,881	66,031	18,288	5,614	850	4,113	2,855
	최소값	19	-148,335	1	0	0	0	-31,419	0
	최대값	101	1,177,180	1,343,000	677,650	251,794	12,000	147,306	559,650
2020	관측치	18,064	18,064	18,064	18,064	18,064	18,064	18,064	18,064
	평균	57.6	34,127	41,243	7,116	5,495	616	4,483	4,159
	표준편차	14.8	57,874	66,637	18,128	5,564	890	4,210	12,866
	최소값	20	-137,330	1	0	0	0	-37,375	0
	최대값	102	1,267,900	1,518,417	674,650	225,116	11,442	179,227	556,650
2021	관측치	18,187	18,187	18,187	18,187	18,187	18,187	18,187	18,187
	평균	58.1	38,503	45,736	7,233	5,538	771	4,551	4,224
	표준편차	15.0	64,205	73,088	18,329	5,574	892	4,254	12,814
	최소값	19	-63,427	1	0	40	0	-43,952	0
	최대값	103	1,626,255	1,674,255	674,650	219,905	11,600	174,576	556,650

자료 : 가계금융복지조사, 재산출

부채 중에 신용대출금액은 하위의 대출용도별로 사업자금마련금액, 거주주택구입금액, 거주주택 이외 부동산구입금액, 전월세보증금마련금액, 부채상환금액, 생활비마련금액, 기타용도금액으로 나누어진다. 2021년에 신용대출금액 평균은 816만원이다. 이 중에서 사업자금마련금액이 211만원(25.9%), 생활비마련금액이 174만원(21.3%), 기타용도금액이 136만원(16.7%)으로 나타난다. 거주주택이외 부동산구입금액은 99만원(12.1%), 거주주택 구입금액이 82만원(10.1%)으로, 부동산 관련 구입금액이 181만원(22.2%)이며, 전월세보증금마련금액 66만원까지 포함하면 247만원(30.2%)으로 증가한다. 따라서 신용대출금액은 대부분 생활비 사업이나 생활비 용도로 쓰이고 있으며, 담보대출이 모자라는 경우에도 사용되고 있을 것으로 예상된다.

<표 2> 신용대출금액의 대출용도별 기초통계량

단위: 만원

구분		신용대출금액(대출용도별)							
		총액	사업자금 마련금액	거주주택 구입금액	거주주택 이외 부동산구 입금액	전월세보 증금마련 금액	부채상환 금액	생활비마 련금액	기타용도 금액
2017	관측치	18,497	18,497	18,497	18,497	18,497	18,497	18,497	18,497
	평균	633	176	83	75	53	49	132	64
	표준편차	2,969	1,844	1,040	1,101	575	907	734	1,147
	최소값	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	140,000	100,000	37,000	72,098	18,000	60,000	33,000	140,000
2018	관측치	18,640	18,640	18,640	18,640	18,640	18,640	18,640	18,640
	평균	700	194	70	124	57	38	127	90
	표준편차	3,202	1,761	953	1,615	724	745	645	1,361
	최소값	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	154,388	77,000	63,000	96,000	43,800	60,000	18,000	140,000
2019	관측치	18,406	18,406	18,406	18,406	18,406	18,406	18,406	18,406
	평균	689	210	59	87	63	36	136	99
	표준편차	2,855	1,840	782	1,142	870	630	720	1,075
	최소값	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	70,000	70,000	38,200	37,400	48,000	50,000	22,200	54,000
2020	관측치	18,064	18,064	18,064	18,064	18,064	18,064	18,064	18,064
	평균	757	215	55	109	67	40	160	111
	표준편차	3,221	1,936	691	1,775	867	545	799	1,076
	최소값	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	100,000	76,000	24,413	100,000	48,000	26,000	28,000	37,420
2021	관측치	18,187	18,187	18,187	18,187	18,187	18,187	18,187	18,187
	평균	816	211	82	99	65	48	174	136
	표준편차	3,162	1,830	955	1,444	773	585	888	1,327
	최소값	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	80,000	80,000	30,000	59,500	30,000	25,000	35,000	74,000

자료 : 가계금융복지조사, 재산출

<표 3> 신용대출금액의 대출용도별 비중(평균)

단위: 만원

	신용대출 금액	사업자금 마련금액	거주주택 구입금액	거주주택 이외 부동산구입금액	전월세보 증금마련 금액	부채상환 금액	생활비마 련금액	기타용도 금액
2017	633	176	83	75	53	49	132	64
	100%	27.9%	13.2%	11.8%	8.4%	7.8%	20.8%	10.1%
2018	700	194	70	124	57	38	127	90
	100%	27.7%	10.0%	17.7%	8.1%	5.4%	18.2%	12.9%
2019	689	210	59	87	63	36	136	99
	100%	30.4%	8.5%	12.6%	9.2%	5.2%	19.7%	14.4%
2020	757	215	55	109	67	40	160	111
	100%	28.4%	7.3%	14.5%	8.9%	5.3%	21.1%	14.6%
2021	816	211	82	99	65	48	174	136
	100%	25.9%	10.1%	12.1%	8.0%	5.9%	21.3%	16.7%

자료 : 가계금융복지조사, 재산출

변수별 전년대비증감은 다음과 같다. 가구주연령은 매년 0.5~0.9세 증가하고 있으며,

2019년 이후 감소하고 있다. 순자산은 전년대비로 2018년 2,577만원 증가하였으나 2019년 235만원, 2020년 233만원으로 증가액수가 감소하다가 2021년 4,376만원 증가하였다. 자산은 전년대비로 2018년 2,902만원, 2019년 219만원 증가하였으며, 2020년 414만원, 2021년 4,493만원으로 증가하였다. 부채는 전년대비로 2018년 325만원 증가하였으나 2019년 16만원 감소하였으며, 2020년 181만원, 2021년 117만원 증가하였다.

경상소득은 전년대비로 2018년 132만원, 2019년 51만원, 2020년 81만원, 2021년 43만원 증가하였다. 이전소득은 전년대비로 2018년 38만원, 2019년 49만원, 2020년 76만원, 2021년 155만원 증가하였다. 처분가능소득은 전년대비로 2018년 74만원, 2019년 22만원, 2020년 82만원, 2021년 68만원 증가하였다. 담보대출은 전년대비로 2018년 197만원 증가하였다가 2019년 12만원 감소하였고, 2020년 122만원, 2021년 65만원 증가하였다. 신용대출금액은 전년대비로 2018년 66만원 증가하였다가 2019년 11만원 감소하였고, 2020년 68만원, 2021년 59만원 증가하였다. 표에는 나타나 있지 않으나, 2018년과 2021년의 순자산, 자산, 부채의 변화는 거주주택금액과 거주주택이외의부동산금액의 증가가 주요한 원인일 것으로 예상된다.

<표 4> 변수별 전년대비증감

단위: 세, 만원

구분	가구주 만연령	순자산	자산	부채	경상소 득	이전 소득	처분가 능소득	담보대 출금액	신용대출금액							
									총액	사업자 금마련 금액	거주주 택구입 금액	거주주 택이외 부동산 구입금 액	전월세 보증금 마련금 액	부채상 환금액	생활비 마련금 액	기타용 도금액
2018	관측치	143	143	143	143	143	143	143	143	143	143	143	143	143	143	143
	평균	0.8	2,577	2,902	325	132	38	74	197	66	17	-14	49	4	-11	-4
	표준편차	-0.1	4,011	2,709	-1,738	162	42	-9	-366	233	-83	-87	514	149	-162	-90
	최소값	1.0	-5,963	0	0	0	0	18,968	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	1.0	-249,200	-324,000	-400,000	78,025	-576	52,139	-110,000	14,388	-23,000	26,000	23,902	25,800	0	-15,000
2019	관측치	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234	-234
	평균	0.9	235	219	-16	51	49	22	-12	-11	16	-11	-37	6	-3	8
	표준편차	-0.1	-617	-2,170	-1,175	-200	30	-219	-1,361	-348	79	-171	-473	146	-115	75
	최소값	0.0	-25,912	0	0	0	0	-4,146	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	-6.0	-569,020	-1,003,200	-72,350	12,459	3,218	-255	-130,350	-84,388	-7,000	-24,800	-58,600	4,200	-10,000	-86,000
2020	관측치	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342	-342
	평균	0.7	233	414	181	81	76	82	122	68	5	-3	22	4	4	24
	표준편차	0.1	994	605	-160	-51	40	97	142	366	96	-92	633	-4	-85	79
	최소값	1.0	11,005	0	0	0	0	-5,956	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	1.0	90,720	175,417	-3,000	-26,678	-558	31,921	-3,000	30,000	6,000	-13,787	62,600	0	-24,000	5,800
2021	관측치	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123	123
	평균	0.5	4,376	4,493	117	43	155	68	65	59	-4	27	-11	-2	8	14
	표준편차	0.2	6,330	6,451	202	11	2	45	-52	-59	-106	264	-331	-93	41	89
	최소값	-1.0	73,903	0	0	40	0	-6,577	0	0	0	0	0	0	0	0
	최대값	1.0	358,355	155,838	0	-5,211	158	-4,651	0	-20,000	4,000	5,587	-40,500	-18,000	-1,000	7,000

2017년~2021년 4년간 연평균증감을 보면, 가구주연령은 평균 0.7세 증가하였다. 순자산은 1,855만원, 자산은 2,077만원, 부채는 152만원 증가하였다. 경상소득은 77만원, 이전소득은 79만원, 처분가능소득은 61만원 증가하였다. 담보대출금액은 93만원, 신용대출금액은 46만원 증가하였다.

동기간 연평균증가율(CAGR)을 보면, 순자산은 5.5% 증가하였다. 경상소득은 1.4%, 이전소득은 14.1%, 처분가능소득은 1.4% 증가하였다. 담보대출금액은 2.3%, 신용대출금액은 6.5% 증가하였다.

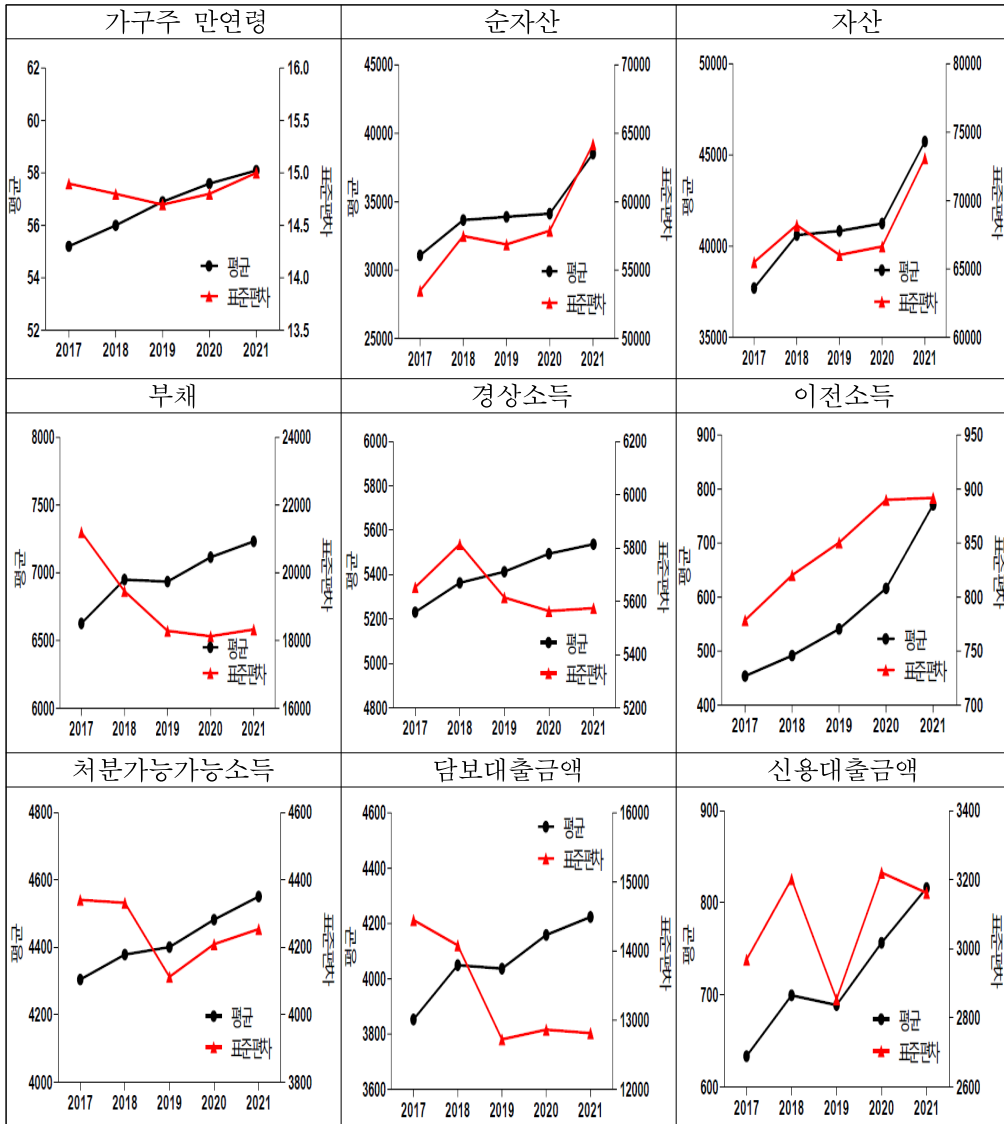
<표 5> 변수별 연평균증감 및 연평균증가율(2017~2021)

단위: 세, 만원

구분	가구주 만연령	순자산	자산	부채	경상 소득	이전 소득	처분 가능 소득	담보 대출 금액	신용대출금액							
									총액	사업 자금 마련 금액	거주 주택 구입 금액	거주주택 이외 부동산구 입금액	전월 세보 증금 마련 금액	부채 상환 금액	생활 비마 련금 액	기타 용도 금액
연평균증감	0.7	1,855	2,007	152	77	79	61	93	46	9	0	6	3	0	11	18
연평균증가율 (CAGR)	1.3%	5.5%	4.9%	2.2%	1.4%	14.1%	1.4%	2.3%	6.5%	4.6%	-0.4%	7.1%	5.4%	-0.6%	7.2%	20.8%

주요 변수별 평균 및 표준편차는 다음과 같다. 순자산의 평균은 증가하고 있으며, 표준편차는 2018년과 2021년에 증가하였다. 경상소득의 평균은 증가하고 있지만, 표준편차는 2018년 이후에 감소하고 있다. 이전소득의 평균과 표준편차는 증가하고 있다. 처분가능소득의 평균은 증가하고 있으나, 표준편차는 2019년까지 감소하다가 이후에 증가하고 있다. 담보대출금액의 평균은 2019년 약간 감소하였으나 전체적으로 증가하고 있으며, 표준편차는 2019년 이후에 작아지고 있다. 신용대출금액의 평균은 2019년에 감소하였으나 이후 증가하고 있으며, 표준편차는 증가와 감소를 반복하고 있다. 신용대출금액 내의 사업자금마련대출금액의 평균과 표준편차는 2021년에 감소하였다. 또한, 그림에서 경상소득은 완만하게 증가하고 있다. 그러나 2018년에 부채, 순자산, 담보대출, 신용대출은 급격히 증가하였고, 2021년에 순자산, 자산, 신용대출은 급격히 증가하였다.

<그림 1> 주요 변수별 평균 및 표준편차(2017~2021)



다음은 주요 변수의 상관관계수를 나타낸다. 순자산은 자산과 양(+)의 상관관계가 높게 나타나고, 자산은 부채와 상관관계가 양(+)으로 높게 나타나며, 부채는 담보대출금액과 상관관계가 양(+)으로 높게 나타난다.¹⁸⁾

18) 신용대출금액을 보다 세분화하면 사업자금마련금액(0.595), 거주주택 외 부동산구입금액(0.473), 기타용도금액(0.402), 거주주택구입금액(0.294), 생활비마련금액(0.266), 전월세보증금마련금액(0.252), 부채상환금액(0.238)과 상관관계가 높다.

<표 6> 주요 변수의 상관관계계수

	가구주 만연령	경상소득	순자산	자산	부채	담보대출금액	신용대출금액
가구주 만연령	1.0000						
(p-value)	0.0000						
경상소득	-0.2335	1.0000					
(p-value)	0.0000	0.0000					
순자산	0.0344	0.5129	1.0000				
(p-value)	0.0000	0.0000	0.0000				
자산	0.0010	0.5375	0.9660	1.0000			
(p-value)	0.7703	0.0000	0.0000	0.0000			
부채	-0.1011	0.3519	0.3949	0.6189	1.0000		
(p-value)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000		
담보대출금액	-0.1065	0.2954	0.2931	0.4925	0.8600	1.0000	
(p-value)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	
신용대출금액	-0.1141	0.1993	0.0795	0.1589	0.3232	0.1568	1.0000
(p-value)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

가계금융복지조사에서 가구주 직업대분류코드가 10개로 많이 존재하고, 전체에 비해 매해 4,400개 이상의 값이 존재하지 않는다. 이러한 미관측치수는 종사상지위에서 무직자수와 거의 일치한다.¹⁹⁾ 한국표준직업분류의 대분류코드별 인원을 보면, 평균으로 전문가 및 관련종사자²⁰⁾, 사무종사자²¹⁾, 장치·기계조작 및 조립종사자²²⁾, 단순노무종사자²³⁾, 기능원 및 관련기능종사자²⁴⁾, 판매종사자²⁵⁾, 농림어업 숙련 종사자²⁶⁾, 서비스 종사자²⁷⁾,

19) 이러한 다양한 직업대분류를 보다 단순화하기 위해 직능에 따라 4가지로 분류할 수도 있지만, 특성이 직업의 특성이 사라지는 문제가 발생할 수 있다.

20) 전문가 및 관련종사자는 과학 전문가 및 관련직, 정보통신 전문가 및 기술직, 공학 전문가 및 기술직, 보건·사회복지 및 종교 관련직, 교육 전문가 및 관련직, 법률 및 행정 전문직, 경영·금융전문가 및 관련직, 문화·예술·스포츠 전문가 및 관련직으로 구성된다.

21) 사무종사자는 경영 및 회계 관련 사무직, 금융 사무직, 법률 및 감사 사무직, 상담·안내·통계 및 기타 사무직으로 구성된다.

22) 장치·기계조작 및 조립종사자는 식품가공 관련 기계 조작직, 섬유 및 신발 관련 기계 조작직, 화학 관련 기계 조작직, 금속 및 비금속 관련 기계 조작직, 기계 제조 및 관련 기계 조작직, 전기 및 전자 관련 기계 조작직, 운전 및 운송 관련직, 상하수도 및 재활용 처리 관련 기계 조작직, 목재·인쇄 및 기타 기계 조작직으로 구분된다.

23) 단순노무종사자는 건설 및 광업 관련 단순 노무직, 운송 관련 단순 노무직, 제조 관련 단순 노무직, 청소 및 경비 관련 단순 노무직, 가사·음식 및 판매 관련 단순 노무직, 농림·어업 및 기타 서비스 단순 노무직으로 구성된다.

관리자²⁸⁾, 군인 순으로 인원이 많은 것으로 나타난다.

<표 7> 한국표준직업분류의 대분류코드별 인원

		관리 자	전문가 및 관련 종사자	사무 종사자	서비스 종사자	판매 종사자	농림 어업 숙련 종사자	기능원 및 관련기능 종사자	장치·기 계조작 및 조립 종사자	단순 노무 종사자	군인	전체	미관 측
2017	빈도(명)	411	2,194	2,085	1,190	1,350	1,197	1,584	2,081	1,951	53	18,497	4,401
	비율(%)	2.9	15.6	14.8	8.4	9.6	8.5	11.2	14.8	13.8	0.4		
	누적비율(%)	2.9	18.5	33.3	41.7	51.3	59.8	71.0	85.8	99.6	100.0		
2018	빈도(명)	345	2,161	2,206	1,181	1,322	1,234	1,569	2,056	1,988	33	18,640	4,545
	비율(%)	2.5	15.3	15.7	8.4	9.4	8.8	11.1	14.6	14.1	0.2		
	누적비율(%)	2.5	17.8	33.4	41.8	51.2	59.9	71.1	85.7	99.8	100.0		
2019	빈도(명)	344	2,091	2,060	1,230	1,251	1,198	1,574	1,988	2,030	29	18,406	4,611
	비율(%)	2.5	15.2	14.9	8.9	9.1	8.7	11.4	14.4	14.7	0.2		
	누적비율(%)	2.5	17.7	32.6	41.5	50.6	59.3	70.7	85.1	99.8	100.0		
2020	빈도(명)	328	2,043	1,959	1,159	1,205	1,217	1,455	1,919	1,904	25	18,064	4,850
	비율(%)	2.5	15.5	14.8	8.8	9.1	9.2	11.0	14.5	14.4	0.2		
	누적비율(%)	2.5	17.9	32.8	41.5	50.7	59.9	70.9	85.4	99.8	100.0		
2021	빈도(명)	313	2,010	1,953	1,215	1,184	1,314	1,433	1,896	2,021	26	18,187	4,822
	비율(%)	2.3	15.0	14.6	9.1	8.9	9.8	10.7	14.2	15.1	0.2		
	누적비율(%)	2.3	17.4	32.0	41.1	49.9	59.8	70.5	84.7	99.8	100.0		
평균	빈도(명)	290	1,750	1,711	996	1,052	1,027	1,269	1,657	1,649	28		

24) 기능원 및 관련기능종사자는 식품가공 관련 기능직, 섬유·의복 및 가죽 관련 기능직, 목재·가구·악기 및 간판 관련 기능직, 금속 성형 관련 기능직, 운송 및 기계 관련 기능직, 전기 및 전자 관련 기능직, 정보 통신 및 방송장비 관련 기능직, 건설 및 채굴 관련 기능직, 기타 기능 관련직으로 구성된다.

25) 판매종사자는 영업직, 매장 판매 및 상품 대여직, 통신 및 방문·노점 판매 관련직으로 구성된다.

26) 농림어업 숙련 종사자는 농·축산 숙련직, 임업 숙련직, 어업 숙련직으로 구성된다.

27) 서비스 종사자는 경찰·소방 및 보안 관련 서비스직, 돌봄·보건 및 개인 생활 서비스직, 운송 및 여가 서비스직, 조리 및 음식 서비스직으로 구성된다.

28) 관리자는 공공 기관 및 기업 고위직, 행정·경영 지원 및 마케팅 관리직, 전문 서비스 관리직, 건설·전기 및 생산 관련 관리직, 판매 및 고객 서비스 관리직으로 구성된다.

<표 8> 종사상 지위자수

		상용근로자	임시/일용근로자	고용원이 있는 자영업자	고용원이 없는 자영업자	무급가족종사자	기타 종사자(실적급의 보험설계사, 대리운전기사, 학습지 방문 교사 등)	기타(무직자, 가사, 학생 등)	전체
2017	빈도(명)	7,311	2,274	951	3,348	3	209	4,401	18,497
	비율(%)	39.5	12.3	5.1	18.1	0.0	1.1	23.8	
	누적비율(%)	39.5	51.8	57.0	75.1	75.1	76.2	100.0	
2018	빈도(명)	7,273	2,324	905	3,376	2	215	4,545	18,640
	비율(%)	39.0	12.5	4.9	18.1	0.0	1.2	24.4	
	누적비율(%)	39.0	51.5	56.3	74.5	74.5	75.6	100.0	
2019	빈도(명)	7,084	2,406	805	3,269	11	220	4,611	18,406
	비율(%)	38.5	13.1	4.4	17.8	0.1	1.2	25.1	
	누적비율(%)	38.5	51.6	55.9	73.7	73.8	75.0	100.0	
2020	빈도(명)	6,838	2,232	722	3,181	14	227	4,850	18,064
	비율(%)	37.9	12.4	4.0	17.6	0.1	1.3	26.9	
	누적비율(%)	37.9	50.2	54.2	71.8	71.9	73.2	100.0	
2021	빈도(명)	6,767	2,318	746	3,301	6	228	4,821	18,187
	비율(%)	37.2	12.8	4.1	18.2	0.0	1.3	26.5	
	누적비율(%)	37.2	50.0	54.1	72.2	72.2	73.5	100.0	

IV. 불평등도 추정과 요인분해

여기서는 이전연구에서 소개된 불평등도지수를 산출하고 일반적으로 많이 사용되는 지수에 대해 분해를 한다. 소득불평등도를 요인분해 하는 방법은 크게 두 가지로 나눌 수 있다. 먼저 소득원천별로 요인을 분해할 수 있다. 예를 들어, 경상소득이 근로소득, 사업소득, 재산소득, 사적이전소득, 공적이전소득 등으로 구성되어 있다고 하자. 이와 같은 소득원천별 소득의 불평등도가 전체 가구의 불평등도에 얼마나 영향을 미쳤는지를 요인분해할 수 있다. 둘째, 하위집단별로 요인분해 방법으로, 소득에 대해 연령별 분해 또는 소득규모별로 요인을 분해할 수 있다.

4.1 분위배율(quantile ratio)과 배율(share ratio) 불평등지수

분위 배율은 다음과 같이 추정된다.

$$\widehat{QR}(p_1, p_2) = \frac{\widehat{Q}(p_2)}{\widehat{Q}(p_1)} \quad (1)$$

여기서 $Q(p)$ 는 p 분위수를 나타내고, p_1 과 p_2 는 백분위수이다. 예를 들어, 소득 분위 배율이 커진다는 것은 분모인 하위계층에 비해 분자인 상위계층의 상대적 소득이 증가

한 것이다. 이러한 경우 상위계층과 하위계층의 소득차가 확대됨에 따라 소득분배가 악화되었다고 할 수 있다. 따라서 상위계층의 소득이 매우 크고 하위계층의 소득이 매우 작다면, 소득 분위배율은 무한대에 가까워 값이 산출되지 않는다. 반대로 소득분배가 가장 균등하다면, 10분위 배율의 경우 상위 10% 계층의 소득과 하위 10% 계층의 소득이 같아지므로 1이 된다.

경상소득 또는 소득 10분위배율은 2018년~2020년까지 계속 감소하고 있으므로 소득분배는 개선되었다고 할 수 있다. 그러나 순자산의 10분위배율은 소득보다 매우 크며, 계속하여 증가하고 있어 순자산분배는 악화되고 있다. 자산의 10분위배율은 소득보다 크지만 순자산보다 작게 나타나며, 2020년을 제외하고 악화되고 있다. 부채, 담보대출, 신용대출의 10분위배율은 2017년~2021년에 산출되지 않을 정도로 크게 나타나 연도별로 증감을 비교할 수 없으나 이미 매우 불평등하다고 할 수 있다.

<표 9> 소득, 순자산, 자산의 10분위배율

	소득	순자산	자산
2017	12.3464	77.6556	55.6887
2018	12.1132	78.0000	55.4294
2019	11.5898	87.0787	59.6401
2020	10.8825	92.8876	59.2405
2021	10.1002	99.6835	68.3755
전체	11.3043	87.4000	59.8212

주: 모든 추정치는 5% 이내에서 유의함

배율(share ratio)은 다음과 같이 추정된다.⁴⁷⁾

$$\widehat{SR}(p_1, p_2, p_3, p_4) = \frac{\widehat{GL}(p_2) - \widehat{GL}(p_1)}{\widehat{GL}(p_4) - \widehat{GL}(p_3)} \quad (2)$$

여기서 $GL(p)$ 는 일반화된 로렌즈곡선을 나타내며, p_1, p_2, p_3, p_4 는 백분위수를 나타낸다. 사회계층간 양극화 문제가 심각해지는 경우에 배율이 사용되기도 한다. 또한, 로렌즈곡선(Lorenz curve)은 한 사회의 구성원에 대해 소득 등의 값이 가장 낮은 사람부터 높아지는 순서대로 배열하는 경우, 하위 몇 퍼센트(%)에 속하는 사람들이 전체소득 중에서 몇 퍼센트(%)를 차지하고 있는지에 대해 나타내는 점을 나타낸다(김상봉, 2022).

이러한 변수에 대한 배율은 계층 간 전체소득에서 차지하는 비율의 변화에 대한 비율을 나타낸다. 예를 들어, 이는 모든 가계의 소득수준을 최하위에서부터 최상위까지 모두

47) 분모와 분자가 이전의 분위배율과 달리 바뀌어 있다. 즉 분자는 소득 등의 하위계층의 변화를 나타내고 분모는 상위계층의 변화를 나타낸다.

나열하고, 이를 순서에 따라 10%씩 계층으로 묶어(10분위배율) 두 개의 상위계층과 두 개의 하위계층의 소득격차를 비교한다. 그 값이 작을수록 분배 변화가 불평등한 구조임을 나타낸다.

소득배율은 2018년에 감소하였다가 2019년 이후 증가하고 있다. 순자산배율은 2018년에 감소했다가 이후 증가하고 있다. 자산배율은 2018년 감소, 2019년 증가, 2020년 증가, 2021년 감소로 계속 변화하고 있다. 부채, 담보대출, 신용대출의 배율은 모든 기간 동안에 0으로 나타난다.

<표 10> 소득배율($Q(p2=0.1)-Q(p1=0.2))/(Q(p4=0.9)-Q(p3=0.8))$)

	소득	순자산	자산
2017	0.1444	0.0179	0.0248
2018	0.1351	0.0175	0.0240
2019	0.1439	0.0182	0.0257
2020	0.1497	0.0183	0.0261
2021	0.1678	0.0181	0.0239
전체	0.1444	0.0179	0.0248

주: 모든 추정치는 5% 이내에서 유의함

부채 등이 무한대로 나타나는 이유는 다음과 같다. 아래의 표는 2017년과 2021년의 분위별 금액을 나타낸다.⁴⁸⁾ 담보대출금액과 신용대출금액 모두 하위 75% 정도에서 값이 나타나기 시작한다. 2017년부터 2021년 전체를 대상으로 하더라도, 담보대출금액은 하위 65%에서 값이 나타나기 시작하고, 신용대출금액은 하위 80%부터 나타나기 시작한다. 대출이 있는 경우의 담보대출금액의 하한이 신용대출금액의 하한보다 낮은 이유는 담보가 신용을 채워줄 수 있는 역할을 하기 때문이다. 대출할 의도가 아예 없거나, 담보가 있더라도 추가로 대출을 받거나 담보가 없는 경우에 신용대출을 받을 수 있는 경우에 보다 상위 분위로 이동하게 된다. 따라서 연도마다 약간의 차이가 있으나 담보대출금액은 35%가 받고 있으며, 신용대출금액은 상위 20% 정도만이 받고 있다고 할 수 있다. 또한 여기서 금리가 낮은 시기에 담보대출과 신용대출을 정책적으로 분리할 필요가 있다. 담보대출은 담보물건에 대해 신용을 반영할 것이 아니라, 담보물건의 가격변화에 대한 담보대출이 설정되어야 한다. 예를 들어, 주택담보대출은 주택에 대한 주택담보대출과 전세자금대출을 더한 금액을 전체대출로 보고, 주택가격의 경기변동에 따른 2사이클을 계산하여 담보가액을 설정할 수 있다.⁴⁹⁾ 여기서 차주의 신용상태는 배제될 필요가 있는데, 그 이유는 담보가 있는 물건이기 때문이다. 반면에 신용대출의 기본이 되는 신용등급을

48) 2017년 이후의 전체기간에 대해 금액의 차이가 있을 뿐이며, 분포는 비슷하다.

49) 일반적으로 금융권에서 장기부도율을 계산할 때 경기변동의 2사이클을 계산한다. 보다 자세한 산업별 경기변동에 대한 것은 김상봉 외 (2009)와 김상봉 외 (2012)를 참조하라.

산출할 경우에 주택보유여부를 빼고 주택담보대출이나 전세자금대출을 변수로 활용할 필요가 있다.

<표 11> 분위별 담보대출금액 및 신용대출금액(2017과 2020년)

단위: 만원

퍼센트	2017				2021			
	담보대출금액		신용대출금액		담보대출금액		신용대출금액	
	최소값	최대값	최소값	최대값	최소값	최대값	최소값	최대값
1%	0	0	0	0	0	0	0	0
5%	0	0	0	0	0	0	0	0
10%	0	0	0	0	0	0	0	0
25%	0	0	0	0	0	0	0	0
50%	0	0	0	0	0	0	0	0
75%	3,000	500,000	0	79,886	3,500	284,462	0	59,500
90%	10,560	500,000	1,500	82,200	12,700	300,000	2,000	70,000
95%	18,000	690,000	3,283	100,000	20,000	300,000	4,700	74,000
99%	48,000	800,000	11,000	140,000	51,600	556,650	14,000	80,000

따라서 중앙값 이상에서 값이 분포하기 때문에, 5분위배율과 10분위배율은 무한대로 나타난다. 또한 배율은 모두 0이 된다.

4.2 상대적 및 절대적 지니계수

4.2.1 추정

소득을 예를 들면, 로렌즈곡선은 소득이 낮은 사람부터 높은 사람까지 순서대로 나타난 후, 누적인구백분율에 대한 누적소득점유율을 그래프로 나타낸다. 상대적 지니계수는 절대적 지니계수를 평균으로 나누어 정규화한 값이므로, 절대적 지니계수는 상대적 지니계수에 평균을 곱한 값이다. 일반적으로 경제가 성장하고 국민의 전체평균소득이 증가한다면, 절대적 지니계수는 증가하게 된다. 그러나 절대적 지니계수는 최빈층의 소득 변화에 민감하게 변화하지 않는 단점이 있다.⁵¹⁾ 상대적 지니계수는 이러한 절대적 지니계수의 단점을 보완하고, 최빈층의 소득점유율 변화에 큰 가중치를 주게 된다.

상대적 지니계수가 커질수록 소득불평등 정도가 심한 것을 나타낸다. 즉, 지니계수가 0에 가까울수록 평등하며, 1에 가까울수록 불평등하다. 상대적 지니계수는 신용대출, 담

51) 정부가 다양한 방식으로 소득 재분배 정책을 도입하여 소득불평등 정도가 개선되었다고 주장하기도 한다. 그러나 절대적 지니계수의 변화만으로 소득불평등 정도를 설명하는 경우에 최빈층의 소득점유율이 낮아지는 경우가 발생하기도 한다.

보대출, 부채, 순자산, 자산, 경상소득 순서로 불평등한 것으로 나타난다. 지니계수가 0.4를 넘어서면 불평등이 심하다고 할 수 있다. 신용대출, 담보대출, 부채의 지니계수는 0.70이상으로 불평등 정도가 심각한 수준이라고 할 수 있다.

경상소득에 대한 상대적 지니계수는 2018년 이후 감소하고 있다. 여기서 나타나지 않지만 기초통계에서도 볼 수 있듯이 이전소득 등의 증가가 경상소득의 증가보다 컸기 때문으로 보여 진다. 그러나 순자산에 대한 상대적 지니계수는 소득에 대한 지니계수보다 크고 그 값도 계속 커지고 있어 불평등지수가 커지고 있다. 자산에 대한 상대적 지니계수는 2020년을 제외하고 커지고 있다. 부채에 대한 지니계수는 2020년까지 작아지다가 2021년에 증가하였고, 담보대출에 대한 지니계수가 2020년까지 작아지다가 2021년에 증가하였다. 신용대출에 대한 지니계수는 매우 불평등한 상태로 거의 1에 가까우며 2018년에 증가했다가 이후 감소하고 있다.

<표 12> 주요 변수의 상대적 지니계수 추정치

상대적 지니계수						
	경상소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출
2017	0.4576	0.6100	0.5976	0.7985	0.8510	0.9234
2018	0.4587	0.6151	0.6008	0.7962	0.8504	0.9248
2019	0.4515	0.6204	0.6043	0.7960	0.8480	0.9210
2020	0.4445	0.6217	0.6023	0.7926	0.8460	0.9208
2021	0.4408	0.6261	0.6081	0.7942	0.8493	0.9158
전체	0.4508	0.6198	0.6035	0.7957	0.8491	0.9214
상대적 지니계수의 전년대비 증감						
2018	0.0011	0.0051	0.0032	-0.0023	-0.0006	0.0014
2019	-0.0072	0.0053	0.0035	-0.0002	-0.0024	-0.0038
2020	-0.0070	0.0013	-0.0020	-0.0034	-0.0020	-0.0002
2021	-0.0037	0.0044	0.0058	0.0016	0.0033	-0.0050
2017년대비 2021년 증감률	-3.67%	2.64%	1.76%	-0.54%	-0.20%	-0.82%

주: 모든 추정치는 5% 이내에서 유의함

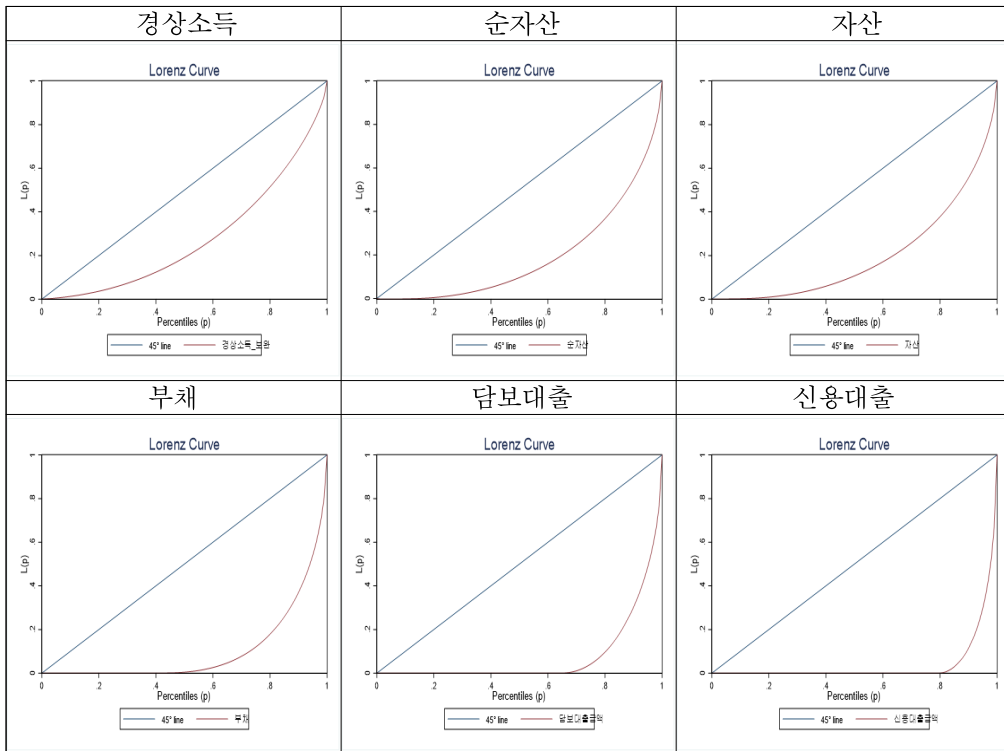
절대적 지니계수의 경우 경상소득은 2019년부터 감소하고 있다. 순자산과 자산은 관측기간 동안 증가하고 있다. 부채, 담보대출, 신용대출은 2019년을 제외하고 증가하고 있다.

<표 13> 주요 변수의 절대적 지니계수 추정치

절대적 지니계수						
	경상소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출
2017	2393.9625	18961.1945	22533.4945	5291.4349	3278.5158	584.9395
2018	2460.1572	20703.8061	24398.9088	5534.9438	3443.5298	647.0902
2019	2444.5702	21027.5001	24672.4094	5520.1334	3423.3863	634.6868
2020	2442.6126	21217.6992	24842.1104	5640.0113	3518.7176	696.8068
2021	2441.0384	24107.1458	27812.2965	5744.7333	3587.2578	747.2914
전체	2437.5339	21219.9145	24870.1333	5546.4272	3450.2182	662.0132
절대적 지니계수의 전년대비 증감						
2018	66.1947	1742.6116	1865.4143	243.5089	165.0140	62.1507
2019	-15.5870	323.6940	273.5006	-14.8104	-20.1435	-12.4034
2020	-1.9576	190.1991	169.7010	119.8779	95.3313	62.1200
2021	-1.5742	2889.4466	2970.1861	104.7220	68.5402	50.4846

다음 그림은 전체기간의 변수에 대한 로렌즈곡선을 나타낸다.

<그림 2> 변수에 대한 로렌즈곡선(전체기간)



4.2.2 요인분해

(1) Rao (1969)의 지니계수 분해(원천별)

Rao (1969)는 지니계수에 불평등요인으로 분해하였는데, 지니계수가 다음 식과 같이 분해 가능하다고 보았다.

$$I(\tilde{y}) = \frac{\mu_k}{\mu_{\tilde{y}}} \tilde{C}_k \quad (3)$$

여기서 $\tilde{y}$ 가 소득 등의 순위변수(ranking variable)일 경우에 $\mu_{\tilde{y}}$ 는 $\tilde{y}$ 의 평균, $\tilde{C}_k$ 는 집중계수(coefficient of concentration) 또는 집중도지수(concentration index)이다.

지니계수에서 연도별 개별변수가 전체에서 차지하는 비중은 순자산이 가장 크고, 경상소득, 담보대출, 신용대출 순서로 나타난다. 집중도지수는 순자산, 담보대출, 신용대출, 경상소득 순서로 나타난다. 즉, 담보대출, 신용대출, 경상소득의 집중도지수가 지니계수보다 크기 때문에 전체불평등도지수를 증가시키고 있다. 한편, 지니계수에 대한 절대적 기여도와 각 원천 1%변화에 대한 상대적 기여도는 순자산이 매우 크게 나타나며, 담보대출, 경상소득, 신용대출 순서로 나타난다.

<표 14> Rao의 분해방법론에 따른 지니계수 분해

		개별변수가 전체에서 차지하는 비중(변수 비중)	집중도 지수	절대적 기여도	상대적 기여도			개별변수가 전체에서 차지하는 비중(변수 비중)	집중도 지수	절대적 기여도	상대적 기여도
2017	순자산	0.7618	0.5961	0.4542	0.8111	2018	순자산	0.7690	0.6019	0.4628	0.8183
	담보대출	0.0944	0.5886	0.0556	0.0993		담보대출	0.0925	0.5867	0.0543	0.0959
	신용대출	0.0155	0.3643	0.0057	0.0101		신용대출	0.0160	0.3848	0.0062	0.0109
	경상소득	0.1282	0.3473	0.0445	0.0795		경상소득	0.1225	0.3458	0.0424	0.0749
	합계	1.0000	-	0.5599	1.0000		합계	1.0000	-	0.5656	1.0000
2019	순자산	0.7697	0.6069	0.4672	0.8222	2020	순자산	0.7663	0.6073	0.4654	0.8219
	담보대출	0.0917	0.5839	0.0535	0.0942		담보대출	0.0934	0.5758	0.0538	0.0950
	신용대출	0.0157	0.3763	0.0059	0.0104		신용대출	0.0170	0.3756	0.0064	0.0113
	경상소득	0.1229	0.3387	0.0416	0.0733		경상소득	0.1234	0.3301	0.0407	0.0719
	합계	1.0000	-	0.5682	1.0000		합계	1.0000	-	0.5662	1.0000
2021	순자산	0.7845	0.6138	0.4815	0.8400	전체	순자산	0.7707	0.6064	0.4673	0.8233
	담보대출	0.0861	0.5734	0.0493	0.0861		담보대출	0.0915	0.5821	0.0532	0.0938
	신용대출	0.0166	0.3530	0.0059	0.0102		신용대출	0.0162	0.3724	0.0060	0.0106
	경상소득	0.1128	0.3236	0.0365	0.0637		경상소득	0.1217	0.3371	0.0410	0.0723
	합계	1.0000	-	0.5732	1.0000		합계	1.0000	-	0.5676	1.0000

(2) Lerman and Yitzhaki (1985)의 지니계수 분해(원천별 및 하위집단별)

Lerman and Yitzhaki (1985)는 지니계수를 다음과 같이 분해하였다. R_k 가 개별 원천 k 내에서의 순위와 전체의 순위 간의 순위상관계수(지니상관계수), G_k 가 개별 원천 k 의 상대적 지니계수 또는 요인 k 에 대한 집중도지수, S_k 가 개별 원천 k 의 전체에 대한 비중이라고 하자. 이때 위의 식에서 각 개별 원천 k 에, 개별 원천 k 의 집중도지수 (concentration index) $Cov(x_k, F)$ 를 곱하고 μ_k 로 나누면 분해된 개별 원천별 요인들의 합계는 다음과 같다.

$$\begin{aligned} G &= \sum_{k=1}^K \left[\frac{Cov(x_k, F)}{Cov(x_k, F_k)} \cdot \frac{2 Cov(x_k, F_k)}{\mu_k} \cdot \frac{\mu_k}{\mu} \right] \\ &= \sum_{k=1}^K R_k G_k S_k \end{aligned} \quad (4)$$

소득을 예로 들면, R_k 가 총소득과 근로소득과의 순위상관계수(지니상관계수), G_k 가 근로소득의 지니계수, 그리고 S_k 가 총소득에서 근로소득이 차지하는 비중을 나타낼 때 근로소득이 총소득의 불평등(지니계수)에 기여하는 정도를 C_k 라고 하면 이는 다음과 같이 산출된다.

$$C_k = R_k \times G_k \times S_k \quad (5)$$

즉, 근로소득의 총소득불평등에 대한 기여도인 C_k 는 근로소득의 지니계수 G_k 에 근로소득과 총소득 간의 지니상관계수 R_k , 그리고 근로소득이 총소득에서 차지하는 비중 S_k 를 곱한 값이 된다(김상봉, 2022). 이와 같이 각 소득원천을 k, l, m, n 이라 하면, 이러한 소득원천이 총소득불평등에 대한 기여도를 계산할 수 있으며, 이러한 소득원천별 소득의 기여도를 모두 합하면 다음과 같이 총소득의 지니계수와 같아진다.

$$\text{총소득 지니계수} = C_k + C_l + C_m + C_n \quad (6)$$

원천별 지니계수 분해결과는 Rao의 분해결과와 유사하다. 특히 절대적 기여도, 상대적 기여도는 Rao의 분해결과와 유사하지만, 지니계수와 지니상관계수를 표시하고 있다. 지니계수는 신용대출, 담보대출, 순자산, 경상소득의 순서로 나타난다. 지니상관계수는 순자산, 경상소득, 담보대출, 신용대출 순서로 나타난다.

<표 15> Lerman and Yitzhaki의 원천별 지니계수 분해

		개별변수가 전체에서 차지하는 비중(S k)	지니 상관계 수(R _k)	지니 계수 (G _k)	절대적 기여도(S _k*_R _k * _G k)	상대적 기여도(S _k*_R _k * _G k/G)			개별변수가 전체에서 차지하는 비중(S k)	지니 상관계 수(R _k)	지니 계수 (G _k)	절대적 기여도(S _k*_R _k * _G k)	상대적 기여도(S _k*_R _k * _G k/G)
2017	순자산	0.7618	0.9773	0.6100	0.4542	0.8111	2018	순자산	0.7690	0.9786	0.6151	0.4628	0.8183
	담보대출	0.0944	0.6916	0.8510	0.0556	0.0993		담보대출	0.0925	0.6899	0.8504	0.0543	0.0959
	신용대출	0.0155	0.3945	0.9234	0.0057	0.0101		신용대출	0.0160	0.4161	0.9248	0.0062	0.0109
	경상소득	0.1282	0.7588	0.4576	0.0445	0.0795		경상소득	0.1225	0.7539	0.4587	0.0424	0.0749
	합계	1.0000	-	-	0.5599	1.0000		합계	1.0000	-	-	0.5656	1.0000
2019	순자산	0.7697	0.9783	0.6204	0.4672	0.8222	2020	순자산	0.7663	0.9769	0.6217	0.4654	0.8219
	담보대출	0.0917	0.6886	0.8480	0.0535	0.0942		담보대출	0.0934	0.6806	0.8460	0.0538	0.0950
	신용대출	0.0157	0.4086	0.9210	0.0059	0.0104		신용대출	0.0170	0.4079	0.9208	0.0064	0.0113
	경상소득	0.1229	0.7501	0.4515	0.0416	0.0733		경상소득	0.1234	0.7425	0.4445	0.0407	0.0719
	합계	1.0000	-	-	0.5682	1.0000		합계	1.0000	-	-	0.5662	1.0000
2021	순자산	0.7845	0.9803	0.6261	0.4815	0.8400	전체	순자산	0.7707	0.9784	0.6198	0.4673	0.8233
	담보대출	0.0861	0.6751	0.8493	0.0493	0.0861		담보대출	0.0915	0.6855	0.8491	0.0532	0.0938
	신용대출	0.0166	0.3854	0.9158	0.0059	0.0102		신용대출	0.0162	0.4042	0.9214	0.0060	0.0106
	경상소득	0.1128	0.7341	0.4408	0.0365	0.0637		경상소득	0.1217	0.7478	0.4508	0.0410	0.0723
	합계	1.0000	-	-	0.5732	1.0000		합계	1.0000	-	-	0.5676	1.0000

직업별 인구 집단에 따른 경상소득의 지니계수 분해결과는 다음과 같다. 첫째, 미관측(무직), 농림어업 숙련 종사자, 관리자, 서비스종사자, 전문가 및 관련종사자, 단순노무종사자, 판매종사자, 사무종사자, 기능원 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 소득불평등도가 전체소득불평등에 약 10% 정도를 기여하고 있다.⁵²⁾ 따라서 직업별로 인구 집단을 구분했을 때 집단내 불평등도는 전체소득불평등도에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 나타난다. 셋째, 집단간 지니계수, 즉 각 집단의 평균소득으로 계산한 소득불평등도는 전체불평등도를 54% 정도 설명하고 있어 전체소득불평등도에 직업간 소득불평등도가 미치는 효과가 세 가지 요인 중 가장 크게 나타난다. 즉 직업집단으로 계층을 구분했을 때, 소득불평등도가 전체소득불평등도에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 따라서 직업집단간의 소득불평등도를 해결하기 위한 적절한 정책을 수립하여 시행할 필요가 있다. 넷째, 중첩 또는 나머지 요인은 전체소득불평등도 상태에 35% 정도를 기여하고 있어 세 요인 중에 두 번째로 큰 것으로 나타난다. 이는 직업집단에 속한 가구들의 소득수준이 직업집단 순서로 나열되어 있는 것이 아니라는 것을 의미한다. 다시 말하면, 어떤 직업집단의 최고소득가구의 소득수준이 차상위 직업집단의 최저소득가구의 소득보다 더 커서 중첩되는 부분이 상당히 많다는 의미가 된다. 따라서 우리나라의 가구 소득은 연령보다 가구주의 다른 특성인 직업에 따라 차이가 있을 수 있음을 시사한다.

52) 2017년~2021년까지의 추세 또한 10% 내외에서 안정적이다.

순자산의 지니계수 분해 결과는 다음과 같다. 경상소득과 순위가 많이 바뀌고 있다. 미관측(무직), 단순노무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 전문가 및 관련종사자, 관리자, 사무종사자, 농림어업 숙련 종사자, 기능원 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 순자산불평등도가 전체순자산불평등에 약 13% 정도를 기여하고 있다. 따라서 직업별로 인구 집단을 구분했을 때 집단내 불평등도는 전체순자산불평등도에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 나타난다. 셋째, 집단간 지니계수, 즉 각 직업집단의 평균순자산으로 계산한 순자산불평등도는 전체 불평등도를 33% 정도 설명하고 있어 전체순자산불평등도에 직업간 순자산불평등도가 미치는 효과가 세 가지 요인 중 두 번째로 크게 나타난다. 즉 직업집단으로 계층을 구분했을 때, 순자산불평등도가 전체순자산불평등도에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 넷째, 중첩 또는 나머지 요인은 전체순자산불평등도 상태에 55% 정도를 기여하고 있어 세 요인 중에 가장 크게 나타난다. 이는 직업집단에 속한 가구들의 순자산수준이 직업집단 순서로 나열되어 있는 것이 아니라는 것을 의미한다. 다시 말하면, 어떤 직업집단의 최고순자산가구의 순자산수준이 차상위 직업집단의 최저순자산가구의 순자산보다 더 커서 중첩되는 부분이 상당히 많다는 의미가 된다. 따라서 우리나라의 가구 순자산은 가구의 다른 특성인 직업에 따라 차이가 있을 수 있다.

<표 16> 직업별 인구 집단에 따른 지니계수 분해(전체기간의 경상소득과 순자산)

경상소득	지니계수	인구비율	변수비중(S k)	절대적기여도	상대적기여도	순자산	지니계수	인구비율	변수비중(S k)	절대적기여도	상대적기여도
관리자	0.4008	0.0190	0.0420	0.0003	0.0007	관리자	0.5609	0.0190	0.0496	0.0005	0.0009
전문가및관련종사자	0.3939	0.1144	0.1882	0.0085	0.0188	전문가및관련종사자	0.5782	0.1144	0.1810	0.0120	0.0193
사무종사자	0.3466	0.1118	0.1737	0.0067	0.0149	사무종사자	0.5447	0.1118	0.1553	0.0095	0.0153
서비스종사자	0.3985	0.0651	0.0592	0.0015	0.0034	서비스종사자	0.6065	0.0651	0.0485	0.0019	0.0031
판매종사자	0.3682	0.0688	0.0750	0.0019	0.0042	판매종사자	0.5878	0.0688	0.0696	0.0028	0.0045
농림어업숙련종사자	0.4263	0.0671	0.0523	0.0015	0.0033	농림어업숙련종사자	0.5381	0.0671	0.0826	0.0030	0.0048
기능원및관련기능종사자	0.3240	0.0830	0.0883	0.0024	0.0053	기능원및관련기능종사자	0.5239	0.0830	0.0621	0.0027	0.0044
장치·기계조작및조립종사자	0.3116	0.1083	0.1215	0.0041	0.0091	장치·기계조작및조립종사자	0.5051	0.1083	0.0850	0.0046	0.0075
단순노무종사자	0.3865	0.1078	0.0720	0.0030	0.0067	단순노무종사자	0.6459	0.1078	0.0544	0.0038	0.0061
군인	0.1957	0.0018	0.0028	0.0000	0.0000	군인	0.4762	0.0018	0.0014	0.0000	0.0000
미관측	0.4983	0.2531	0.1249	0.0157	0.0349	미관측	0.6983	0.2531	0.2106	0.0372	0.0601
집단내				0.0457	0.1013	집단내				0.0780	0.1259
집단간				0.2444	0.5420	집단간				0.2019	0.3257
중첩(나머지)				0.1608	0.3566	중첩(나머지)				0.3399	0.5484
전체	0.4508	1.0000	1.0000	0.4508	1.0000	전체	0.6198	1.0000	1.0000	0.6198	1.0000

<표 17> 직업별 인구 집단에 따른 지니계수 순위(전체기간)

	경상소득 순위	순자산 순위	자산 순위	부채 순위	담보대출 순위	신용대출 순위
관리자	3	6	6	6	5	5
전문가및관련종사자	5	5	5	9	11	6
사무종사자	8	7	8	8	10	9
서비스종사자	4	3	3	4	4	8
판매종사자	7	4	4	5	6	10
농림어업숙련종사자	2	8	7	2	2	3
기능원및관련기능종사자	9	9	9	7	7	4
장치·기계조작및조립종사자	10	10	10	10	9	7
단순노무종사자	6	2	2	3	3	2
군인	11	11	11	11	8	11
미관측	1	1	1	1	1	1

자산의 지니계수 분해 결과는 다음과 같다. 순자산의 순서와 비슷하며 사무종사자와 농림어업 숙련 종사자의 순서만 바뀔 뿐이다. 둘째, 집단내 자산불평등도가 전체자산불평등도에 약 12% 정도를 기여하고 있다. 셋째, 집단간 지니계수, 즉 각 직업집단의 평균자산으로 계산한 자산불평등도는 전체불평등도를 34% 정도 설명하고 있어 전체자산불평등도에 직업간 자산불평등도가 미치는 효과가 세 가지 요인 중 두 번째로 크게 나타난다. 즉 직업집단으로 계층을 구분했을 때, 자산불평등도가 전체자산불평등도에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 넷째, 중첩 또는 나머지 요인은 전체자산불평등도 상태에 53% 정도를 기여하고 있어 세 요인 중에 가장 크게 나타난다. 이는 직업집단에 속한 가구들의 자산수준이 직업집단 순으로 나열되어 있는 것이 아니라는 것을 의미한다. 다시 말하면, 어떤 직업집단의 최고자산가구의 순자산수준이 차상위 직업집단의 최자산가구의 순자산보다 더 커서 중첩되는 부분이 상당히 많다는 의미가 된다.

부채의 지니계수 분해 결과는 다음과 같다. 경상소득 및 자산과 순위가 많이 바뀌고 있다. 미관측(무직), 농림어업 숙련 종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 관리자, 단순노무종사자, 기능원 및 관련종사자, 사무종사자, 전문가 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 부채불평등도가 전체부채불평등도에 약 11% 정도를 기여하고 있다. 따라서 직업별로 인구 집단을 구분했을 때 집단내 불평등도는 전체부채불평등도에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 나타난다. 셋째, 집단간 지니계수, 즉 각 직업집단의 평균부채로 계산한 부채불평등도는 전체불평등도를 36% 정도 설명하고 있어 전체부채불평등도에 직업간 부채불평등도가 미치는 효과가 세 가지 요인 중 두 번째로 크게 나타난다. 즉 직업집단으로 계층을 구분했을 때, 부채불평등도가 전체부채불평등도에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 따라서 직업집단간의 부채불평등도를 해결하기 위한 적절한 정책을 수립하여 시행할 필요가 있다. 넷째, 중첩 또는 나머지 요인은 전체부채불평등도 상태에 52% 정도를 기여하고 있어 세 요인 중에 가장 크게 나타난다. 이는 직업집단에 속한 가구들의 부채수준이 직업집단 순서로 나열되어 있는 것이 아니라는 것을 의미한다. 다시 말하면, 어떤 직업집단의 최고

부채가구의 부채수준이 차상위 직업집단의 최저부채가구의 부채보다 더 커서 중첩되는 부분이 상당히 많다는 의미가 된다. 따라서 우리나라의 가구 부채는 가구의 다른 특성인 직업에 따라 차이가 있을 수 있다.

<표 18> 직업별 인구 집단에 따른 지니계수 분해(전체기간의 자산과 부채)

자산	지니계수	인구비율	변수비중(S_k)	절대적기여도	상대적기여도	부채	지니계수	인구비율	변수비중(S_k)	절대적기여도	상대적기여도
관리자	0.5442	0.0190	0.0498	0.0005	0.0009	관리자	0.7283	0.0190	0.0509	0.0007	0.0009
전문가및관련종사자	0.5516	0.1144	0.1842	0.0116	0.0193	전문가및관련종사자	0.7155	0.1144	0.1999	0.0164	0.0206
사무종사자	0.5256	0.1118	0.1613	0.0095	0.0157	사무종사자	0.7214	0.1118	0.1906	0.0154	0.0193
서비스종사자	0.5842	0.0651	0.0514	0.0020	0.0032	서비스종사자	0.7581	0.0651	0.0661	0.0033	0.0041
판매종사자	0.5650	0.0688	0.0749	0.0029	0.0048	판매종사자	0.7330	0.0688	0.1009	0.0051	0.0064
농림어업숙련종사자	0.5347	0.0671	0.0771	0.0028	0.0046	농림어업숙련종사자	0.8494	0.0671	0.0505	0.0029	0.0036
기능원및관련기능종사자	0.4998	0.0830	0.0640	0.0027	0.0044	기능원및관련기능종사자	0.7262	0.0830	0.0733	0.0044	0.0056
장차기계조작및조립종사자	0.4720	0.1083	0.0859	0.0044	0.0073	장차기계조작및조립종사자	0.7042	0.1083	0.0906	0.0069	0.0087
단순노무종사자	0.6197	0.1078	0.0539	0.0036	0.0060	단순노무종사자	0.8381	0.1078	0.0514	0.0046	0.0058
군인	0.4411	0.0018	0.0015	0.0000	0.0000	군인	0.6889	0.0018	0.0019	0.0000	0.0000
미관측	0.6913	0.2531	0.1960	0.0343	0.0568	미관측	0.8897	0.2531	0.1240	0.0279	0.0351
집단내				0.0742	0.1229	집단내				0.0875	0.1100
집단간				0.2066	0.3423	집단간				0.2888	0.3629
중첩(나머지)				0.3227	0.5348	중첩(나머지)				0.4193	0.5270
전체	0.6035	1.0000	1.0000	0.6035	1.0000	전체	0.7957	1.0000	1.0000	0.7957	1.0000

담보대출의 지니계수 분해 결과는 다음과 같다. 경상소득 및 자산과 순위가 많이 바뀌고 있다. 미관측(무직), 농림어업 숙련 종사자, 단순노무종사자, 서비스종사자, 관리자, 판매종사자, 기능원 및 관련종사자, 군인, 장차기계조작 및 조립종사자, 사무종사자, 전문가 및 관련종사자 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 담보대출불평등도가 전체담보대출불평등도에 약 10% 정도를 기여하고 있다. 따라서 직업별로 인구 집단을 구분했을 때 집단내 불평등도는 전체담보대출불평등도에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 나타난다. 셋째, 집단간 지니계수, 즉 각 직업집단의 평균담보대출로 계산한 담보대출 불평등도는 전체불평등도를 38% 정도 설명하고 있어 전체담보대출불평등도에 직업간 담보대출불평등도가 미치는 효과가 세 가지 요인 중 두 번째로 크게 나타난다. 즉 직업 집단으로 계층을 구분했을 때, 담보대출불평등도가 전체담보대출불평등도에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 따라서 직업집단간의 담보대출불평등도를 해결하기 위한 적절한 정책을 수립하여 시행할 필요가 있다. 넷째, 중첩 또는 나머지 요인은 전체담보대출불평등도 상태에 52% 정도를 기여하고 있어 세 요인 중에 가장 크게 나타난다. 이는 직업집단에 속한 가구들의 담보대출수준이 직업집단 순서로 나열되어 있는 것이 아니라는 것을 의미한다. 다시 말하면, 어떤 직업집단의 최고담보대출가구의 담보대출수준이 차상위 직업집단의 최저담보대출가구의 담보대출보다 더 커서 중첩되는 부분이 상당히

많다는 의미가 된다. 따라서 우리나라의 가구 담보대출은 가구의 다른 특성인 직업에 따라 차이가 있을 수 있다.

신용대출의 지니계수 분해 결과는 다음과 같다. 미관측(무직), 단순노무종사자, 농림어업 숙련 종사자, 기능원 및 관련종사자, 관리자, 전문가 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 서비스종사자, 사무종사자, 판매종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 신용대출불평등도가 전체담보대출불평등도에 약 10% 정도를 기여하고 있다. 따라서 직업별로 인구 집단을 구분했을 때 집단내 불평등도는 전체신용대출불평등도에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 나타난다. 셋째, 집단간 지니계수, 즉 각 직업 집단의 평균신용대출로 계산한 신용대출불평등도는 전체불평등도를 39% 정도 설명하고 있어 전체신용대출불평등도에 직업간 신용대출불평등도가 미치는 효과가 세 가지 요인 중 두 번째로 크게 나타난다. 즉 직업집단으로 계층을 구분했을 때, 신용대출불평등도가 전체신용대출불평등도에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 따라서 직업집단간의 신용대출불평등도를 해결하기 위한 적절한 정책을 수립하여 시행할 필요가 있다. 넷째, 중첩 또는 나머지 요인은 전체신용대출불평등도 상태에 51% 정도를 기여하고 있어 세 요인 중에 가장 크게 나타난다. 이는 직업집단에 속한 가구들의 신용대출수준이 직업집단 순서로 나열되어 있는 것이 아니라는 것을 의미한다. 다시 말하면, 어떤 직업집단의 최고신용대출가구의 신용대출수준이 차상위 직업집단의 최저신용대출가구의 신용대출보다 더 커서 중첩되는 부분이 상당히 많다는 의미가 된다. 따라서 우리나라의 가구 신용대출은 가구의 다른 특성인 직업에 따라 차이가 있을 수 있다.

<표 19> 직업별 인구 집단에 따른 지니계수 분해(전체기간의 담보대출과 신용대출)

담보대출	지니계수	인구비율	변수비중(S k)	절대적기여도	상대적기여도	신용대출	지니계수	인구비율	변수비중(S k)	절대적기여도	상대적기여도
관리자	0.7920	0.0190	0.0541	0.0008	0.0010	관리자	0.9026	0.0190	0.0481	0.0008	0.0009
전문가및관련종사자	0.7679	0.1144	0.1899	0.0167	0.0196	전문가및관련종사자	0.8922	0.1144	0.2296	0.0234	0.0254
사무종사자	0.7754	0.1118	0.1980	0.0172	0.0202	사무종사자	0.8791	0.1118	0.1866	0.0183	0.0199
서비스종사자	0.8273	0.0651	0.0692	0.0037	0.0044	서비스종사자	0.8859	0.0651	0.0790	0.0046	0.0049
판매종사자	0.7891	0.0688	0.1120	0.0061	0.0072	판매종사자	0.8760	0.0688	0.0971	0.0058	0.0063
농림어업숙련종사자	0.8976	0.0671	0.0599	0.0036	0.0042	농림어업숙련종사자	0.9156	0.0671	0.0677	0.0042	0.0045
기능원및관련기능종사자	0.7874	0.0830	0.0796	0.0052	0.0061	기능원및관련기능종사자	0.9068	0.0830	0.0678	0.0051	0.0055
장치·기계조작및조립종사자	0.7756	0.1083	0.0941	0.0079	0.0093	장치·기계조작및조립종사자	0.8917	0.1083	0.1071	0.0103	0.0112
단순노무종사자	0.8963	0.1078	0.0482	0.0047	0.0055	단순노무종사자	0.9383	0.1078	0.0486	0.0049	0.0053
군인	0.7770	0.0018	0.0014	0.0000	0.0000	군인	0.8598	0.0018	0.0044	0.0000	0.0000
미관측	0.9399	0.2531	0.0935	0.0222	0.0262	미관측	0.9760	0.2531	0.0640	0.0158	0.0171
집단내				0.0881	0.1037	집단내				0.0933	0.1013
집단간				0.3193	0.3761	집단간				0.3583	0.3889
중첩(나머지)				0.4417	0.5202	중첩(나머지)				0.4697	0.5098
전체	0.8491	1.0000	1.0000	0.8491	1.0000	전체	0.6198	1.0000	1.0000	0.6198	1.0000

4.3 타일지수와 일반화된 엔트로피지수

4.3.1 추정

타일(Theil, 1967)지수 또는 엔트로피지수(Entropy index)는 각 개인의 금융이나 소득 등을 모집단의 평균과 비교하여 불평등도를 산출한다. 엔트로피는 무질서한 정도 또는 어떤 사건이 발생했다는 정보의 가치를 의미한다(김상봉, 2021b).⁵³⁾

정보이론에서 어떠한 확률변수가 가지는 무작위성을 측정하는 것으로 보는 것이다. 예를 들어, 확률변수 A 에 대하여 어떤 사건 i 가 발생할 확률이 1이고 다른 사건들이 발생할 확률이 0이라면, 어떤 사건이 발생할 지를 확실히 알 수 있으므로 이러한 경우에 무작위성이 없다. 그러나 발생가능한 모든 사건들의 발생확률이 같다면, 어떠한 사건이 발생할지를 예측하는 것은 매우 어려우므로 무작위성이 높다고 할 수 있다.

이와 같이 어떠한 사건 i 가 발생할 확률이 1이고 다른 사건들이 발생할 확률이 0인 경우를 살펴보자. 여기서 발생가능한 사건들을 사람들로 바꾸고, 사건들의 발생확률을 소득점유율로 바꾸자. 따라서 사람 i 가 모든 소득을 점유하고 있고 다른 사람들은 소득이 없는 경우로 바뀐다. 엔트로피가 가장 낮은 이러한 극단적인 경우에 불평등도가 가장 높은 경우가 된다. 반대로 엔트로피가 가장 높은 경우에 불평등도가 가장 낮은 경우가 된다. 따라서 타일지수의 값이 커질수록 불평등도가 높고 낮을수록 불평등도가 낮아진다.

타일지수는 두 개의 항으로 구성된다. 모든 사람에게 동일한 소득 등의 변수가 배분되는 항과 실제 엔트로피 값을 가지는 항으로 구성된다. 만약 모든 사람에게 동일한 소득 등이 배분되었다면 타일지수는 최대가 된다. 따라서 타일지수는 소득 등이 균등하게 분배되는 경우, 실제 엔트로피 값과의 차이를 통하여 불평등도를 나타내게 된다. 즉, 타일지수는 모든 소득 등이 균등하게 배분되면 0의 값을 가지고, 한 명에게 소득 등이 집중되면 $\ln n$ 의 값을 가진다.

타일지수는 전체가 여러 하위집단(subgroup)으로 구성된다면, 개별 하위집단에서 불평등도의 합으로 분해할 수 있다. 타일지수는 하위집단별 불평등도(within-group inequality)와 집단간 불평등도(between-group inequality)의 합으로 나타낼 수 있다. 집단간 불평등도는 각 집단이 같은 소득규모를 가진다는 가정 하에서 산출된다.

타일지수를 보다 보편적인 공식으로 바꾼 것이 일반화된 엔트로피(Generalized Entropy, GE) 지수의 함수형태는 다음과 같다(Jenkins, 1995).

53) Fisher (1922)는 엔트로피의 개념을 이론통계학에 적용하였다. Shannon(1948)은 이러한 개념을 정보이론과 연계하여 정리하였다.

$$GE(a) = \frac{1}{a^2 - a} \left[\frac{1}{n} \sum_i \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^a - 1 \right] \quad (7)$$

여기서 소득을 예로 들면, y_i 는 개인(또는 가구) i 의 소득, μ 는 평균소득, a 는 각 소득 계층에 대한 가중치를 나타낸다. 이러한 엔트로피지수 함수에서 주로 사용되는 a 값은 0, 1, 2이다. 만약 a 가 0인 $GE(0)$ 인 경우, 소득 등의 변수가 낮은 계층의 소득 변화에 큰 비중이 주어진다.⁵⁴⁾ a 가 1인 $GE(1)$ 인 경우, 모든 소득분포에 고르게 비중이 주어진다. 이는 타일지수가 된다. a 가 2인 $GE(2)$ 인 경우, 소득이 높은 계층의 소득 변화에 보다 큰 비중이 주어진다.⁵⁵⁾ y_i 는 집단 i 의 소득, $f(y_i)$ 는 집단 i 의 확률, k 가 집단의 수를 나타낼 때 일반화된 엔트로피지수는 다음과 같이 나타낼 수 있다(Shorrocks, 1980, 1984).

$$GE(y, a) = \begin{cases} \sum_{i=1}^k f(y_i) \left[\left(\frac{y_i}{\mu} \right)^a - a \right], & \text{if } a \neq 0, 1 \\ \sum_{i=1}^k f(y_i) \left(\frac{y_i}{\mu} \right) - \ln \left(\frac{y_i}{\mu} \right), & \text{if } a = 1 \\ \sum_{i=1}^k f(y_i) - \ln \left(\frac{y_i}{\mu} \right), & \text{if } a = 0 \end{cases} \quad (8)$$

아래의 표에서 $a=0$ 으로 낮은 변수에 대한 비중에 대해 부채, 자산, 순자산, 신용대출, 담보대출, 경상소득 순서로 불평등하다. $a=1$ 으로 모든 변수의 분포에 고르게 비중이 주어지면 부채, 신용대출, 자산과 순자산, 담보대출, 경상소득 순서로 불평등하다. $a=2$ 로 변수에 대해 높은 계층의 변화에 보다 더 큰 비중이 주어지면 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 경상소득 순서로 불평등하다. 따라서 세 경우에 대해 부채의 불평등도가 큰 것을 알 수 있고 경상소득에 대한 불평등도는 상대적으로 작은 것을 알 수 있다.

54) 만약 $a=0$ 이면, $GE(0)$ 는 로피탈(L'Hopital) 정리에 의해 로그편차평균(MLD)와 같게 된다.

55) $a=2$ 이면, $GE(2)$ 는 변동계수제곱(Squared Coefficient Variation, SCV)의 절반이 된다.

<표 20> 일반화된 엔트로피지수, 로그편차평균, 타일지수, 0.5×변동계수제공

	GE(0), 로그편차평균						GE(1), 타일지수						GE(2), 0.5×SCV					
	소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출	소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출	소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출
2017	0.4135	0.9179	0.9508	1.1323	0.6888	0.7388	0.3743	0.6849	0.6971	0.9211	0.7065	0.7513	0.5839	1.4805	1.5081	5.1176	7.0346	10.9821
2018	0.4099	0.9227	0.9553	1.1243	0.6627	0.7716	0.3757	0.6945	0.7000	0.8881	0.6790	0.7589	0.5877	1.4589	1.4101	3.9195	6.0494	10.4717
2019	0.3933	0.9342	0.9624	1.1172	0.6545	0.7297	0.3577	0.7022	0.7014	0.8650	0.6370	0.7014	0.5377	1.4081	1.3077	3.4765	4.9666	8.5780
2020	0.3790	0.9247	0.9512	1.1112	0.6384	0.7618	0.3450	0.7009	0.6961	0.8409	0.6186	0.7315	0.5126	1.4379	1.3052	3.2443	4.7844	9.0582
2021	0.3636	0.9607	0.9734	1.0677	0.6255	0.7003	0.3408	0.7100	0.7023	0.8147	0.5943	0.6497	0.5066	1.3902	1.2768	3.2107	4.6010	7.5081
전체	0.3923	0.9344	0.9605	1.1117	0.6555	0.7428	0.3588	0.7014	0.7014	0.8660	0.6473	0.7187	0.5452	1.4407	1.3607	3.7639	5.4490	9.2187

4.3.2 요인분해

(1) 일반화된 엔트로피지수 분해

지니계수는 비선형성의 가지고 있기 때문에, 소득불평등을 소득원천별 또는 하위집단별로 요인을 분해하는 경우에 제대로 추정하지 못하는 경우가 많다. 따라서 소득불평등의 요인분해에 타일의 엔트로피지수를 포함하는 일반화된 엔트로피(Generalized Entropy, GE) 계열의 지표들이 사용되기도 한다. 집단간 불평등도분해에 주로 GE(0)이 사용되며 전체불평등도는 집단간 불평등도와 집단내 불평등도로 분해될 수 있다(김상봉, 2022).

$GE(0)_k$ 는 k 집단의 소득불평등도, v_k 는 k 집단이 모집단에서 차지하는 인구비율($\equiv N_k/N$), λ_k 는 k 집단 평균소득의 모집단 평균소득에 대한 비율($\equiv \mu_k/\mu$)로 정의하면 GE(0)는 다음과 같다.

$$GE(0) = \sum_k v_k GE(0)_k + \sum_k v_k \log\left(\frac{1}{\lambda_k}\right) \quad (9)$$

또한, 시간의 경과에 따른 엔트로피지수의 전체불평등도 변화를 분석하고 정태적 요인분해를 위해 위의 식을 시간에 대해 차분하고, 테일러 전개를 이용한 근사치를 이용하여 정리하면 다음과 같다(김상봉, 2022).

$$\begin{aligned} \Delta GE(0) &\equiv GE(0)_{t+1} - GE(0)_t \\ &\approx \sum_k \bar{v}_k \Delta GE(0)_k + \sum_k \overline{GE(0)}_k \Delta v_k \\ &\quad + \sum_k \left[(\bar{\lambda}_k) - \overline{\log(\lambda_k)} \right] \Delta v_k + \sum_k \left[\bar{\theta}_k - \bar{v}_k \right] \Delta \log(\mu_k) \quad (10) \end{aligned}$$

여기서 Δ 는 차분연산자이며 $\overline{v_k}$ 는 비교대상이 되는 두 기간간의 평균이다. 좌변은 모집단 전체불평등 변화를 나타낸다. 우변 첫째 항은 불평등 변화의 순효과(pure inequality effect), 둘째 항 및 셋째 항은 집단구성 변화의 효과(allocation effect), 넷째 항은 집단간 상대소득 변화의 효과(income effect)를 나타낸다.

변동계수제곱의 1/2인 GE(2)를 이용하면 전체소득불평등도를 소득원천별로 요인을 분해하면, 요인의 분해와 분석결과에 대한 직관적 해석이 용이하다(Jenkins, 1995).⁵⁶⁾ 소득 등의 원천별 요인분해 방법을 정리하면, S_f 가 소득원천 f 에 의한 전체불평등도에 미치는 절대적인 기여도라고 하면, 전체불평등도는 소득원천별 기여도의 합계로 나타낼 수 있다.

$$GE(2) = \sum_f S_f \quad (11)$$

여기서 $\sum_f s_f = 1$ 일 때 S_f 를 전체불평등도 GE(2)로 나누면 상대적 기여도인 s_f 를 다음과 같이 도출할 수 있다.

$$s_f = \frac{S_f}{GE(2)} \quad (12)$$

상대적 기여도 s_f 는 다양한 방식으로 정의할 수 있다. Shorrocks(1982)의 방법을 적용하면 s_f 는 개별 소득원천 x_f 를 전체소득 x 에 회귀분석한 회귀계수로 다음과 같이 나타낼 수 있다.⁵⁷⁾

$$s_f = \frac{Cov(x_f, x)}{Var(x)} = \frac{\Delta x_f}{\Delta x} + \mu_i \quad (13)$$

따라서 S_f 는 다음과 같다.

56) 가구 특성별 요인분해를 위해 GE(0) 지표를 사용하는 경우가 많다. 또한, 소득원천별 요인분해를 위해 GE(2)를 사용하기도 한다. 그 이유는 소득원천별 분해에서 소득원천에 따라 소득이 전혀 없는 경우가 많이 발생하는데 GE(2) 지표는 이러한 경우의 분해에 이용되기에 적합하다.

57) Shorrocks의 방법은 지수(index) 형태와 분석배열에 중립적(neutral) 모형으로 많이 응용된다.

$$S_f = s_f \cdot GE(2) = \rho_f \cdot x_f \sqrt{GE(2) \cdot GE(2)_f} \quad (14)$$

여기서 ρ_f 는 소득원천 x_f 와 전체소득 x 의 상관계수이고, 소득원천 x_f 는 전체소득 x 에 대한 비율($\equiv \mu_i/\mu$)이다.

(2) 로그평균편차 GE(0)의 요인분해

가구소득은 일반적으로 로그정규분포를 따르는 특징을 가지고 있는 경우가 많다. GE(0)로 나타난 로그편차평균(Mean Log Deviation, MLD)은 자연로그로 변환된 소득에 대하여 그 편차를 평균한 값으로 정의된다. 아래 식에서 측정된 로그편차평균은 소득분배가 완전하게 평등한 경우 최소값은 0이 된다. 이 지수는 선형이므로 소득불평등도 요인분해에 적합하며, 다른 지수들에 비해 저소득계층의 분포에 크게 영향을 받는다.

$$MLD = \frac{\sum_i \ln\left(\frac{\mu}{Y_i}\right)}{N} = \ln\mu - \frac{1}{N} \sum_i \ln Y_i \quad (15)$$

일반화된 엔트로피지수는 전체소득불평등을 가구 특성(가구주 연령/성별/학력 및 가구의 취업자 수)에 따라 집단을 분류하여 각 집단내에서 발생하는 소득불평등과 집단간에 발생하는 소득불평등의 합으로 표시될 수 있다. 이러한 엔트로피지수 가운데 동태적 분석을 위하여 로그편차평균(Mean Log Deviation, MLD)이 사용된다. 소득에서 로그편차평균을 집단내 소득불평등(MLD_W)과 집단간 소득불평등(MLD_B)으로 구분하면 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned} MLD &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln \frac{\mu}{Y_i} \\ &= \sum_{k=1}^K (v_k) MLD_k + \sum_{k=1}^K \left(\frac{N_k}{N} \right) \ln \left(\frac{1}{\lambda_k} \right) \\ &= MLD_W + MLD_B \end{aligned} \quad (16)$$

여기서 MLD는 로그편차평균, MLD_k 는 k 집단내의 로그편차평균, $v_k = N_k/N$ 는 k 집단의 가구가 전체모집단 가구에서 차지하는 비율, $\lambda_k = \mu_k/\mu$ 는 k 집단 평균소득(μ_k)의 모집단 평균소득(μ)에 대한 비율이다.

(3) 회귀모형을 활용한 GE(2)의 요인분해

전통적인 계량경제학적인 회귀분석을 활용하는 불평등분해는 불평등의 다양한 결정요인을 식별하고 분석할 수 있다. 다음과 같은 전통적인 일반선형회귀모형으로 회귀계수를 추정한다고 하자.

$$y = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_1 + \cdots + \hat{\beta}_k x_k + \hat{\epsilon} \quad (17)$$

여기서 y 는 소득, 임금, 그리고 대출 등의 변수이고, $x = [x_1, \dots, x_k]$ 는 소득 등을 결정하는 설명변수들이다. 이렇게 추정된 $\hat{\beta}_k x_k$ 는 소득 등에 대한 변수 x_k 의 몫(share)이며, $\hat{\epsilon}$ 은 잔차항이다. Fields (2003)는 변수에 대한 몫인 $\hat{\beta}_k x_k$ 과 $\hat{\epsilon}$ 는 Shorrocks (1982)의 소득 원천(f)과 같다. 따라서 변수 x_k 의 소득불평등에 대한 상대적 기여도는 다음과 같이 나타낼 수 있으나, 상수항은 상대적 기여도에 포함시키지 않았다.⁵⁸⁾

$$s_k = \frac{Cov(\hat{\beta}_k x_k, y)}{\sigma_y^2} \quad (18)$$

Shorrocks (1982)의 분해방법은 두 시점 ($t, t+1$)간 소득불평등 변화에 대한 적용이 가능하다. 따라서 두 시점간 불평등도 변화에 대한 x_k 의 기여도는 다음과 같다.

$$I_y^{t+1} - I_y^t = \sum_k (s_k^{t+1} I_k^{t+1} - s_k^t I_k^t) \quad (19)$$

다음 식과 같이 변동계수제곱(Squared Coefficient of Variation, SCV)을 적용하였다.

$$SCV(\tilde{y}) = \sum_{k=1}^K \frac{Cov(y, s_k)}{\mu_y^2} \quad (20)$$

58) Wan (2004)은 보완할 방법을 제시하였다. 이러한 추정된 회귀식은 $y = s_0 + s_1 + \cdots + s_k + s_\epsilon$ 로 쓸 수 있다. 여기서 s_0 는 추정된 상수이고, $s_k = \hat{\beta}_k x_k$ 이며 s_ϵ 은 잔차이다. 관심변수의 평균이 0일 경우(즉, 잔차의 경우) 상대적인 불평등도지수는 정의되지 않는다. 또한 관심변수가 상수일 경우(즉, 추정된 상수의 경우) 불평등도지수는 0이 된다. Wan(2004)은 잔차와 상수항에 대한 문제를 해결하기 위해, 다음의 원칙을 제시하였다. $\hat{y} = s_0 + s_1 + \cdots + s_k$ 이고 $\tilde{y} = s_1 + s_2 + \cdots + s_k$ 라고 가정하면, $I(y) = cs_0 + I(\tilde{y}) + cs_r$ 이 된다. 따라서 상수의 기여도는 $cs_0 = I(y) - I(\hat{y})$ 이고 잔차의 기여도는 $cs_r = I(\hat{y}) - I(\tilde{y})$ 가 된다.

그러나 변동계수제곱과 달리 지니계수는 위의 식이 적용될 수 없다. 지니계수에 적용하기 위하여, Rao (1969)의 지니계수 분해방식을 활용한다. Rao (1969)는 지니계수는 다음과 같이 분해하였다.

$$I(\tilde{y}) = \frac{\mu_k}{\mu_{\tilde{y}}} \tilde{C}_k \quad (21)$$

여기서 $\tilde{y}$ 가 순위변수(ranking variable)일 경우 $\mu_{\tilde{y}}$ 는 $\tilde{y}$ 의 평균, $\tilde{C}_k$ 는 s_k 의 집중계수(coefficient of concentration) 또는 집중도지수이다.

(4) 하위집단 요인분해

일반화된 엔트로피지수는 하위집단내 불평등도(within-group inequality)와 집단간 불평등도(between-group inequality)의 합으로 나타난다고 하였다.

전체기간의 GE(0)으로 경상소득 요인분해 결과는 다음과 같다. 첫째, 미관측(무직), 농림어업 숙련 종사자, 관리자, 서비스종사자, 전문가 및 관련종사자, 단순노무종사자, 판매종사자, 사무종사자, 기능원 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 불평등도의 전체 경상소득 불평등도 기여 비중은 약 75%로 매우 높은 비중을 차지하고 있어서 집단간 불평등보다 집단내인 개별 가구간 소득 차이가 불평등의 요인으로 분석된다. 셋째, 집단내 불평등도의 기여 비중이 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있지만 집단간 불평등도의 기여비중도 약 25%로 다른 변수에 비해 낮지 않은 편이다.

순자산의 요인분해 결과는 다음과 같다. 첫째, 미관측(무직), 단순노무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 전문가 및 관련종사자, 관리자, 사무종사자, 농림어업 숙련 종사자, 기능원 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 불평등도의 전체 순자산불평등도 기여비중은 약 93%로 절대적으로 높은 비중을 차지하고 있어서 집단간 불평등보다 집단내인 개별 가구간 순자산 차이가 불평등의 요인으로 분석된다. 셋째, 집단내 불평등도의 기여 비중이 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있으며 집단간 불평등도의 기여비중도 약 7%로 매우 낮게 나타난다.

<표 21> 직업별 일반화된 엔트로피지수 분해(GE(0), 전체기간 경상소득과 순자산)

경상소득	엔트로피지수	인구비율	$(\mu_k/\mu)^a$	절대적기여도	상대적기여도	순자산	엔트로피지수	인구비율	$(\mu_k/\mu)^a$	절대적기여도	상대적기여도
관리자	0.2801	0.0190	1.0000	0.0053	0.0135	관리자	0.6157	0.0193	1.0000	0.0119	0.0127
전문가및관련종사자	0.2813	0.1144	1.0000	0.0322	0.0820	전문가및관련종사자	0.7224	0.1157	1.0000	0.0835	0.0894
사무종사자	0.2187	0.1118	1.0000	0.0244	0.0623	사무종사자	0.6074	0.1131	1.0000	0.0687	0.0735
서비스종사자	0.2826	0.0651	1.0000	0.0184	0.0469	서비스종사자	0.7952	0.0642	1.0000	0.0511	0.0546
판매종사자	0.2453	0.0688	1.0000	0.0169	0.0430	판매종사자	0.7273	0.0683	1.0000	0.0497	0.0532
농림어업숙련종사자	0.3114	0.0671	1.0000	0.0209	0.0533	농림어업숙련종사자	0.5938	0.0682	1.0000	0.0405	0.0433
기능원및관련기능종사자	0.1944	0.0830	1.0000	0.0161	0.0411	기능원및관련기능종사자	0.5761	0.0829	1.0000	0.0478	0.0511
장치·기계조작및조립종사자	0.1749	0.1083	1.0000	0.0189	0.0483	장치·기계조작및조립종사자	0.5418	0.1083	1.0000	0.0587	0.0628
단순노무종사자	0.2671	0.1078	1.0000	0.0288	0.0734	단순노무종사자	0.9565	0.1055	1.0000	0.1009	0.1080
군인	0.0632	0.0018	1.0000	0.0001	0.0003	군인	0.4300	0.0018	1.0000	0.0008	0.0008
미관측	0.4384	0.2530	1.0000	0.1109	0.2827	미관측	1.4126	0.2527	1.0000	0.3570	0.3820
집단내				0.2930	0.7469	집단내				0.8705	0.9316
집단간				0.0993	0.2532	집단간				0.0680	0.0727
전체	0.3923	1.0000		0.3923	1.0000	전체	0.9344	1.0000		0.9344	1.0000

<표 22> 직업별 인구 집단에 따른 엔트로피지수 순위(전체기간)

	경상소득 순위	순자산 순위	자산 순위	부채 순위	담보대출 순위	신용대출 순위
관리자	3	6	6	6	5	5
전문가및관련종사자	5	5	5	9	11	6
사무종사자	8	7	8	8	10	9
서비스종사자	4	3	3	4	4	8
판매종사자	7	4	4	5	6	10
농림어업숙련종사자	2	8	7	2	2	3
기능원및관련기능종사자	9	9	9	7	7	4
장치·기계조작및조립종사자	10	10	10	10	9	7
단순노무종사자	6	2	2	3	3	2
군인	11	11	11	11	8	11
미관측	1	1	1	1	1	1

자산의 요인분해 결과는 다음과 같다. 첫째, 순자산의 사무종사자와 농림어업 숙련 종사자의 순위가 바뀐 것만 빼면 같다. 미관측(무직), 단순노무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 전문가 및 관련종사자, 관리자, 농림어업 숙련 종사자, 사무종사자, 기능원 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 불평등도의 전체 자산불평등도 기여비중은 약 92%로 절대적으로 높은 비중을 차지하고 있어서 집단간 불평등보다 집단내인 개별 가구간 자산 차이가 불평등의 요인으로 분석된다. 셋째, 집단내 불평등도의 기여 비중이 압도적으로 높은 비중을 차지하

고 있으며 집단간 불평등도의 기여비중도 약 8%로 매우 낮게 나타난다.

부채의 요인분해 결과는 다음과 같다. 첫째, 미관측(무직), 단순노무종사자, 농림어업 숙련 종사자, 서비스종사자, 관리자, 전문가 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 판매종사자, 기능원 및 관련종사자, 군인, 사무종사자 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 불평등도의 전체 부채불평등도 기여비중은 약 95%로 절대적으로 높은 비중을 차지하고 있어서 집단간 불평등보다 집단내인 개별 가구간 부채 차이가 불평등의 요인으로 분석된다. 셋째, 집단내 불평등도의 기여 비중이 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있으며 집단간 불평등도의 기여비중도 약 5%로 낮게 나타난다.

<표 23> 직업별 일반화된 엔트로피지수 분해(GE(0), 자산과 부채)

자산	엔트로피지수	인구비율	$(\mu_k/\mu)^a$	절대적기여도	상대적기여도	부채	엔트로피지수	인구비율	$(\mu_k/\mu)^a$	절대적기여도	상대적기여도
관리자	0.5847	0.0190	1.0000	0.0111	0.0115	관리자	1.0491	0.0245	1.0000	0.0257	0.0231
전문가및관련종사자	0.6848	0.1144	1.0000	0.0783	0.0815	전문가및관련종사자	0.9637	0.1404	1.0000	0.1353	0.1217
사무종사자	0.5901	0.1118	1.0000	0.0660	0.0687	사무종사자	1.0004	0.1405	1.0000	0.1406	0.1265
서비스종사자	0.8206	0.0651	1.0000	0.0534	0.0556	서비스종사자	1.0892	0.0753	1.0000	0.0820	0.0738
판매종사자	0.7439	0.0688	1.0000	0.0512	0.0533	판매종사자	0.9911	0.0842	1.0000	0.0834	0.0750
농림어업숙련종사자	0.6137	0.0671	1.0000	0.0412	0.0429	농림어업숙련종사자	1.1755	0.0542	1.0000	0.0637	0.0573
기능원및관련기능종사자	0.5773	0.0830	1.0000	0.0479	0.0499	기능원및관련기능종사자	0.9413	0.0972	1.0000	0.0915	0.0823
장치·기계조작및조립종사자	0.5240	0.1083	1.0000	0.0567	0.0591	장치·기계조작및조립종사자	0.8592	0.1279	1.0000	0.1099	0.0989
단순노무종사자	1.0073	0.1078	1.0000	0.1086	0.1130	단순노무종사자	1.1723	0.0915	1.0000	0.1072	0.0965
군인	0.4081	0.0018	1.0000	0.0007	0.0008	군인	0.9481	0.0022	1.0000	0.0021	0.0019
미관측	1.4727	0.2531	1.0000	0.3727	0.3880	미관측	1.3209	0.1621	1.0000	0.2141	0.1926
집단내				0.8878	0.9243	집단내				1.0556	0.9495
집단간				0.0727	0.0757	집단간				0.1394	0.0505
전체	0.9605	1.0000		0.9605	1.0000	전체	1.1117	1.0000		1.1117	1.0000

담보대출의 요인분해 결과는 다음과 같다. 첫째, 미관측(무직), 농림어업 숙련 종사자, 단순노무종사자, 서비스종사자, 판매종사자, 관리자, 기능원 및 관련종사자, 사무종사자, 전문가 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로 나타난다. 둘째, 집단내 불평등도의 전체 담보부채불평등도 기여비중은 약 94%로 절대적으로 높은 비중을 차지하고 있어서 집단간 불평등보다 집단내인 개별 가구간 담보부채 차이가 불평등의 요인으로 분석된다. 셋째, 집단내 불평등도의 기여 비중이 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있으며 집단간 불평등도의 기여비중도 약 6%로 나타난다.

신용대출의 요인분해 결과는 다음과 같다. 첫째, 미관측(무직), 단순노무종사자, 농림어업 숙련 종사자, 기능원 및 관련종사자, 관리자, 전문가 및 관련종사자, 장치·기계조작 및 조립종사자, 서비스종사자, 사무종사자, 판매종사자, 군인 순서대로 불평등한 것으로

나타난다. 둘째, 집단내 불평등도의 전체 신용대출불평등도 기여비중은 약 95%로 절대적으로 높은 비중을 차지하고 있어서 집단간 불평등보다 집단내인 개별 가구간 신용부채 차이가 불평등의 요인으로 분석된다. 셋째, 집단내 불평등도의 기여 비중이 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있으며 집단간 불평등도의 기여비중도 약 5%로 나타난다.

<표 24> 직업별 일반화된 엔트로피지수 분해(GE(0), 담보대출과 신용대출)

담보대출	엔트로피지수	인구비율	(μ_k / μ) ^a	절대적기여도	상대적기여도	신용대출	엔트로피지수	인구비율	(μ_k / μ) ^a	절대적기여도	상대적기여도
관리자	0.6715	0.0277	1.0000	0.0186	0.0284	관리자	0.8821	0.0263	1.0000	0.0232	0.0312
전문가및관련종사자	0.4957	0.1538	1.0000	0.0762	0.1163	전문가및관련종사자	0.7882	0.1612	1.0000	0.1270	0.1710
사무종사자	0.5987	0.1598	1.0000	0.0957	0.1460	사무종사자	0.6983	0.1628	1.0000	0.1137	0.1531
서비스종사자	0.6461	0.0741	1.0000	0.0479	0.0730	서비스종사자	0.6476	0.0867	1.0000	0.0561	0.0756
판매종사자	0.6053	0.0933	1.0000	0.0565	0.0861	판매종사자	0.6369	0.0989	1.0000	0.0630	0.0848
농림어업숙련종사자	0.8577	0.0550	1.0000	0.0472	0.0720	농림어업숙련종사자	0.7578	0.0739	1.0000	0.0560	0.0754
기능원및관련기능종사자	0.5587	0.1063	1.0000	0.0594	0.0906	기능원및관련기능종사자	0.6397	0.0890	1.0000	0.0569	0.0766
장차기계조작및조립종사자	0.4810	0.1362	1.0000	0.0655	0.0999	장차기계조작및조립종사자	0.6328	0.1335	1.0000	0.0845	0.1138
단순노무종사자	0.7213	0.0778	1.0000	0.0561	0.0856	단순노무종사자	0.6730	0.0813	1.0000	0.0547	0.0737
군인	0.4048	0.0022	1.0000	0.0009	0.0013	군인	0.7437	0.0029	1.0000	0.0022	0.0029
미관측	0.8065	0.1139	1.0000	0.0919	0.1402	미관측	0.8110	0.0835	1.0000	0.0677	0.0911
집단내				0.6158	0.9394	집단내				0.7051	0.9492
집단간				0.1860	0.0606	집단간				0.2587	0.0508
전체	0.6555	1.0000		0.6555	1.0000	전체	0.7428	1.0000		0.7428	1.0000

4.4 앳킨슨지수

앳킨슨(Atkinson, 1970)은 기존의 불평등도를 측정하는 지수가 특정한 가치판단 또는 사회후생함수를 내포하고 있으나 정의하기는 힘들다고 보았다. 따라서 사회후생함수가 잘 나타낼 수 있는 성격을 가진 새로운 불평등지수로 앳킨슨지수를 제안하였다.

앳킨슨지수를 이해하기 위하여 균등분배대등소득(equally distributed equivalent income)에 대한 개념을 먼저 살펴보자. 1인당 평균소득이 $\bar{y}$ 로 주어진 사회가 존재한다고 가정하자. 소득이 어떤 특정한 상태로 사회구성원에게 분배된 결과로 인하여, $\hat{W}$ 의 사회후생수준이 달성된다고 가정하자. 모든 사람들에게 y_e 만큼의 소득을 균등하게 분배하여 주는 경우에 $\hat{W}$ 의 사회후생수준이 달성될 수 있다고 하면, 이러한 소득수준 y_e 을 균등분배대등소득이라고 정의한다(김상봉, 2022).⁵⁹⁾

59) 현재와 동일한 사회후생을 얻을 수 있는 완전히 균등한 소득분배상태에서의 평균소득을 의미한다.

$$A = 1 - \frac{y_e}{y} \quad (22)$$

앳킨슨지수는 0에서 1까지의 값을 나타낸다. 앳킨슨지수가 1에 가까울수록 보다 불평등한 상태를 의미한다. 만약 소득분배가 완전히 균등하다면 1인당 평균소득과 균등하게 분배된 소득이 같으므로 앳킨슨지수는 0이 된다. 그러나 똑같은 분배상태라고 하더라도, 보는 사람에 따라 균등분배대등소득이 다를 수 있으므로, 앳킨슨지수의 값도 여러 개가 나올 수 있다.

또한 $A = 1 - \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i}{y} \right)^{1-\epsilon} f_i \right]^{1/1-\epsilon}$ 으로 도출될 수 있다. 여기서 y_i 는 i 번째 소득집단에 속하는 사람들의 평균소득이고, f_i 는 이러한 i 번째 소득집단에 속하는 사람들이 전체 인구에서 차지하는 점유율(인구 비중)을 나타내며, ϵ 은 분배매개모수(distributive parameter) 또는 불평등회피모수(inequality aversion parameter)이다. ϵ 에 따라 앳킨슨지수의 값이 달리 나오게 되며 값이 커질수록 저소득층의 소득에 부여하는 가중치는 커진다.⁶⁰⁾

예를 들어, 경제발전이 성숙되어 높은 복지수준을 제공하는 사회를 살아가는 구성원들은 소득불평등을 상대적으로 민감하게 받아드릴 것이다. 반대로 개발도상국 또는 저개발국가 등은 경제개발이 우선인 사회에서 구성원들은 일정 수준의 소득불평등을 감내하고자 할 것이다. 따라서 앳킨슨 지수의 경우 $\epsilon=0.75$ 가 $\epsilon=0.5$ 보다 소득불평등에 상대적으로 민감하다고 할 수 있다. 여기서는 보수적으로 $\epsilon=0.5$ 로 가정하고 추정한다.

여기서 사회후생함수(Social Welfare Function, SWF)의 값이 산출된다. 사회후생함수는 확률적 지배관계(distribution dominance)나 후생기반 측정방법(welfare based measure)으로 측정될 수 있다.⁶¹⁾⁶²⁾

60) 예를 들어, 소득분배가 불평등한 현재 시점에서 평균소득이 100만원이고, 사회구성원 모두가 60만원의 균등한 소득을 가지고 있을 때의 사회후생도 현재와 동일하다면 60만원이 균등분배대등소득이 된다. 이와 같이 평균소득이 100만원이고 균등분배대등소득이 60만원이라면 앳킨슨지수는 0.4가 된다. 앳킨슨지수가 0.4라는 것은 현재 사회 전체 총소득의 60%만 있어도 이를 완전히 공평하게 배분된다면 현재와 동일한 사회후생을 얻을 수 있음을 의미한다. 따라서 앳킨슨지수는 0과 1사이의 값을 가지고, 값이 작을수록 소득분배가 균등한 것을 의미한다. 소득분배가 완전히 균등할 경우 0, 완전히 불균등할 경우에 1이 된다. 다만, 앳킨슨지수는 소득분배에 대해 사회구성원들의 주관적인 가치가 반영된 개념으로 어떤 사회후생함수를 설정하느냐에 따라 앳킨슨지수는 달라진다. 사회구성원이 소득분배에 큰 가중치를 부여하고 있을수록 균등분배대등소득은 작아지므로 앳킨슨지수는 커진다.

61) 확률적 지배관계는 확률분포함수와 효용함수에 대한 가정으로 확률 변수들을 비교하는 것에서 출발한다. 예를 들어, 두 확률 변수가 모두 정규분포를 따르고 분산이 동일하다면 기대값을 비교

앳킨슨지수의 불평등도는 신용대출, 담보대출, 부채, 자산, 순자산, 경상소득 순으로 크게 나타난다.

<표 25> 앳킨슨지수($\epsilon=0.5$)

	경상소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출
2017	0.1766	0.3116	0.3169	0.6311	0.7483	0.8648
2018	0.1765	0.3149	0.3190	0.6265	0.7484	0.8659
2019	0.1698	0.3190	0.3217	0.6264	0.7451	0.8609
2020	0.1641	0.3178	0.3193	0.6236	0.7441	0.8594
2021	0.1604	0.3255	0.3247	0.6290	0.7505	0.8543
전체	0.1696	0.3187	0.3210	0.6274	0.7474	0.8612

앳킨슨지수의 불평등도 분해결과는 다음과 같다. 여기서 영점 샵플리값 분해(zero Shapley value decomposition method)를 사용하였다.⁶³⁾

전체기간의 상대적 기여도를 보면 전체불평등도에 신용대출과 담보대출이 불평등도를 증가시키는 요인으로 나타난다. 순자산과 경상소득은 마이너스(-)의 기여를 하는 것으로 나타나고 있어, 불평등도를 완화시킨다고 할 수 있다.

하면 두 확률변수의 비교가 가능하다. 또는 경제적 주체는 위험중립적이라면 확률 변수의 기대값만으로 확률변수의 우열이 결정된다. 따라서 간단한 가정만으로도 후생함수의 값을 구할 수 있다. 이러한 확률적 지배관계에 의한 사회후생함수 값으로 부분 순위를 매길 수 있고, 서수적 순위(ordinal ranking)를 평가할 수 있으며, 광범위한 사회후생 추정에 쓰일 수 있다. 반면 후생기반 측정방법은 완전한 순위를 매길 수 있고, 숫자 하나로 제시되기 때문에 기수적 순위(cardinal ranking)를 평가할 수 있다. 그러나 사회후생함수에 대한 완전한 가정을 필요로 한다.

62) 후생기반후생함수는 $W = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n U(y_i)$ 로 나타낼 수 있고, 앳킨슨의 후생함수는

$$\begin{cases} U(y_i) = \frac{1}{1-\epsilon} y_i^{1-\epsilon}, & \epsilon \neq 1 \\ U(y_i) = \log y_i, & \epsilon = 1 \end{cases} \text{로 나타낼 수 있다. 여기서 } \epsilon \text{은 분배매개모수(distributive parameter)}$$

또는 불평등회피모수이다.

63) 이는 소득원천에 대하여 부분집합에 속하지 않는 모든 가구에 0의 소득을 부여하여 부분집합에 속한 소득원천의 불평등도를 계산한다.

<표 26> 앳킨슨지수 분해($\epsilon=0.5$)

	원천	개별변수가 전체에서 차지하는 비중	절대적 기여도	상대적 기여도		원천	개별변수가 전체에서 차지하는 비중	절대적 기여도	상대적 기여도
2017	순자산	0.7618	-0.0356	-0.1340	2018	순자산	0.7690	-0.0338	-0.1256
	담보대출	0.0944	0.1887	0.7104		담보대출	0.0925	0.1883	0.7001
	신용대출	0.0155	0.2152	0.8100		신용대출	0.0160	0.2153	0.8003
	경상소득	0.1282	-0.1027	-0.3865		경상소득	0.1225	-0.1008	-0.3748
	합계	1.0000	0.2656	1.0000		합계	1.0000	0.2690	1.0000
2019	순자산	0.7697	-0.0281	-0.1041	2020	순자산	0.7663	-0.0291	-0.1096
	담보대출	0.0917	0.1871	0.6943		담보대출	0.0934	0.1865	0.7019
	신용대출	0.0157	0.2142	0.7950		신용대출	0.0170	0.2143	0.8065
	경상소득	0.1229	-0.1038	-0.3852		경상소득	0.1234	-0.1060	-0.3989
	합계	1.0000	0.2695	1.0000		합계	1.0000	0.2657	1.0000
2021	순자산	0.7845	-0.0193	-0.0706	전체	순자산	0.7707	-0.0284	-0.1055
	담보대출	0.0861	0.1885	0.6883		담보대출	0.0915	0.1878	0.6969
	신용대출	0.0166	0.2127	0.7768		신용대출	0.0162	0.2144	0.7956
	경상소득	0.1128	-0.1080	-0.3945		경상소득	0.1217	-0.1043	-0.3870
	합계	1.0000	0.2738	1.0000		합계	1.0000	0.2695	1.0000

V. 극화지수 추정과 요인분해

5.1 울프슨지수(W지수)

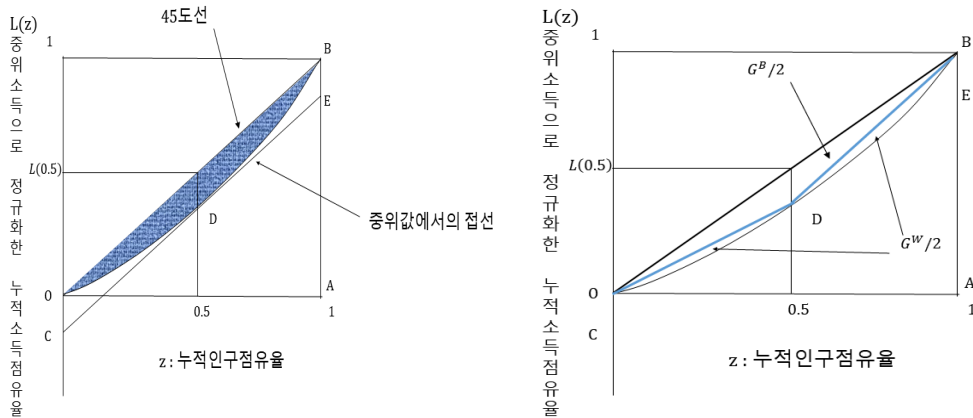
울프슨(Wolfson, 1994)지수 또는 W지수는 중산층의 소멸정도를 나타낸다. 울프슨지수는 체계적인 공리체계로부터 출발하지 않고, 상대적인 불평등도를 측정할 때 활용되는 로렌즈곡선에서 극화지수를 유도한다. 울프슨은 중산층을 중위소득 부근의 인구계층으로 정의하였다. 이러한 중위소득에서 소득의 퍼짐 정도가 커질수록 소득의 양극화(bi-polarization)가 커지게 되고, 중산층의 몰락을 양극화로 보았다(김상봉, 2022). 즉, 중위소득으로부터 소득의 퍼짐 정도인 분산이 커질수록 중산층 규모도 감소한다는 가설 하에 중위소득과 상위계층과 하위계층간 소득 차이의 절대값을 이용하여 산출된다.

로렌즈곡선을 이용한 양극화지수 유도방법을 살펴보자.⁶⁴⁾ 아래 그림은 로렌즈곡선 형태의 양극화곡선(polarization curve)을 나타낸다. 가로축의 누적인구점유율에 대응되는 세로축의 누적소득점유율의 평면에서, 로렌즈곡선의 경우 평균(μ)으로 나누어 정규화한다. 그러나 양극화지수는 중산층에 초점을 두기 때문에, 일반적인 로렌즈곡선이 나타나는 세로축의 값에 평균을 곱하고, 다시 중위값(median, m)으로 나누어 정규화한다는 점에서

64) 이는 뒤의 극화지수에서도 사용되기 때문에 여기에서 설명하도록 한다.

차이가 있다. 세로축은 로렌즈곡선의 경우와 같이 상대적인 누적인구점유율로 일반적인 로렌즈곡선과 같다. 그리고 중위값 또는 중위인구에서 그은 수직선과 로렌즈양극화 곡선이 교차하는 점에서 접선을 그으면, 로렌즈양극화곡선과 접선 사이의 면적(W^* , 면적 OCDEB)이 울프슨의 양극화지수 또는 W지수가 된다(김상봉, 2022).

<그림 3> W지수 척도(좌)와 집단간과 집단내 요인 구분(우)



이러한 울프슨의 W지수를 구하는 방법은 다음과 같다. T 를 45도선과 중위값에서의 접선 사이의 사다리꼴 면적(OCEB)으로 정의하자. 접선과 로렌즈양극화곡선 사이의 면적(W^*)은 T 에서 반원모양의 면적을 빼는 것으로 계산할 수 있다. 그런데 이 반원모양의 면적은 다음과 같이 구할 수 있다. 그림에서 지니계수를 G 라고 하면, G 는 반원면적을 삼각형 OAB면적으로 나누면 된다. 삼각형 OAB의 면적은 $1/2$ 이므로 반원의 면적은 $G/2$ 가 된다. 따라서 접선과 로렌즈곡선 사이의 면적 $W^* = T - G/2$ 가 된다. 여기서 W^* 는 중앙값으로 정규화되었으므로, 원래의 값으로 환원하기 위해 중앙값을 곱하고 평균으로 나누면 된다. Wolfson (1994)에 따르면 $mtangent(median\ tangent = m/\mu)$ 로 W^* 를 나누는 것과 같다.

사다리꼴 T 의 면적은 밑변과 높이로 구할 수 있다. 밑변은 중위값에서 그은 수직선과 45도선이 만나는 값에서 접점의 값을 뺀 값이 되고, 높이는 원점 O에서 A까지의 거리가 된다.⁶⁵⁾ 여기서 완전히 평등한 소득분포인 경우 0이 된다. 만약 인구의 절반이 0의 소득을 가지고, 나머지 인구의 절반이 2μ 의 소득을 가지는 완전히 양극화된 소득분포를 가지면, 면적 T 는 $1/4$ 이 된다. 따라서 W^* 에 4를 곱한 $W = 4W^* = 2[2T - G]/mtangent$

65) 예를 들어, $L(0.5)$ 은 하위 50% 소득계층의 소득점유율이라 하면 면적 T 는 $0.5 - L(0.5)$ 로 표시할 수 있다.

가 양극화지수가 된다.

$$W = 4W^* = 2[2(0.5 - L(0.5) - G)] \frac{\mu}{m} \quad (23)$$

집단간 불평등도와 집단내 불평등도로 분해하는 방법은 다음과 같다. 사다리꼴 OCEB의 면적 T 는 $0.5-L(0.5)$ 이고, 삼각형 ODB 면적의 두 배가 된다. 그림에서 삼각형 OEB의 면적은 집단간(between group)의 지니계수를 의미한다. 또한, 두 집단 구성원의 소득범위가 겹치지 않기 때문에, 지니계수는 집단간(between group) 불평등도와 집단내(within group)의 불평등도로 정확히 나눌 수 있다. 이러한 W지수는 다음과 같이 쓸 수 있다.

$$W = 2 \frac{\mu}{m} (G^B - G^W) \quad (24)$$

여기서 G^B 는 중앙값에 의해 분리되어 산출된 집단간(between group) 지니계수이고, G^W 는 집단내(within group) 지니계수이다.⁶⁶⁾ 집단간 지니계수는 집단 사이의 이질성을 나타낸다. 즉, G^B 는 이질적인 집단 사이의 소외감을 나타내며 소외감은 집단간의 불평등도와 양(+)의 관계가 있다. 반면, G^W 는 유사한 개인의 동질성을 나타내므로 집단내 불평등도와 음(-)의 관계가 있다(김상봉, 2022).

울프슨의 W지수에서 소득의 양극화지수는 2019년과 2021년에 감소하고 있다. 순자산과 자산의 양극화지수는 계속 증가하고 있다. 부채의 양극화지수는 상당히 크고, 2019년 이후에 증가하고 있다.

<표 27> 울프슨의 W지수

	경상소득	순자산	자산	부채
2017	0.4457	0.6757	0.6438	3.2734
2018	0.4460	0.6910	0.6526	2.9771
2019	0.4432	0.6984	0.6601	3.3158
2020	0.4437	0.6997	0.6605	3.4780
2021	0.4381	0.7421	0.7012	4.0710
전체	0.4436	0.7034	0.6632	3.3704

66) 이러한 로렌즈곡선 개념을 이용하면, Wolfson지수의 유도나 개선된 ER(Esteban and Ray)지수류의 개념을 이해하는데 도움이 된다.

5.2 ER지수

ER(Esteban and Ray, 1994)지수는 서수적인 다극화 측정법이다. Esteban and Ray (1994) 지수류의 연구는 동질성-이질성 접근법(identification-alienation approach)을 기초로 한다. 극화(polarization)는 서로 다른 집단(group)에 속하는 개인들 사이에 적대감(antagonisms)의 합계로 나타난다. 여기서 적대감은 같은 집단내에서 동질성(identification)에 다른 집단간에 소외감 또는 이질성(alienation)이 결합된 형태의 결과이며, 이것이 극화지수로 표현된다. 따라서 극화는 집단내에서 동질성이 증가하면 커지며, 동질성과 이질성의 결합인 적대감이 증가할 때도 커진다. 따라서 개별 집단의 중앙값 사이에 역진적 소득이전이 일어나면 극화지수는 증가한다. 반대로, 중앙값으로 구분된 개별 집단에서 누진적인 소득이전이 발생하면 극화는 감소한다. Esteban and Ray (1994)는 다음과 같은 네 가지 특징을 가지는 ER지수를 다음과 같이 제시하였다. 첫째, 개별 집단내에서 높은 동질성이 있다. 둘째, 집단과 집단 사이에 높은 이질성이 있다. 셋째, 적당한 규모의 집단은 소수로 존재한다. 넷째, 이러한 점은 집단들의 문제이며 분리된 개인은 중요하지 않다.⁶⁷⁾

$$ER(\alpha, \rho) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \pi_i^{1+\alpha} \pi_j |y_i - y_j|, \quad 0 \leq \alpha \leq 1.6 \quad (25)$$

여기서 n 은 특정 사회의 구성원수, y_i 는 집단 i 의 소득의 자연로그, π_i 는 상대규모를 나타낸다. ρ 는 n 개의 극점들로 구성된 집합으로, $\rho = \{y_0, y_1, \dots, y_n; \pi_0, \pi_1, \dots, \pi_n\}$, $y_0 < \dots < y_n$ 이다.

ER지수는 동질성함수(identification function)와 이질성함수(alienation function)에 의존한다. $|y_i - y_j|$ 는 개인들 사이의 소외감 또는 거리를 나타내는 이질성함수(alienation function)를 나타내고, π_i^α 는 집단 i 의 개별 구성원이 자신의 집단에 대해 가지는 동질성을 나타내는 동질성함수(identification function)이다. 여기서 α 는 동질성의 중요성을 나타내는데, 극화지수의 민감도(polarization sensitivity)를 나타내며 극화지수가 불평등지수와 구별되게 하는 모수가 된다.

어떠한 개인이 자신과 같은 집단에 속한 개인들의 수가 많을수록 그 개인이 느끼는 동질성은 커진다. 따라서 이질성과 동질성으로 곱해져 있는 적대감 $\pi_i^\alpha |y_i - y_j|$ 는 집단 i 의 구성원이 집단 j 의 구성원에게 느끼는 유효적대감(effective alienation)이 된다. 따라서 극화지수는 동질성과 이질성의 증가함수이며, ER지수는 두 함수를 곱하여 모든 집단

67) 연속함수의 경우의 산출은 김상봉 (2022)을 참조하라.

에 대해 가중평균한 값이 된다.⁶⁸⁾ 예를 들어, 소득집단간 괴리가 커지면, 집단간 갈등은 커지며, 집단내 구성원들의 동질성이 강화될수록 그 응집력에 의해 더욱 커진다.

이러한 ER지수는 특수한 경우의 지니계수와 매우 비슷하다. 만약 $\alpha = 0$ 이면, 지니계수에서 등장하는 평균격차(절대적 지니계수의 2배)와 유사하다. α 의 값이 클수록 극화지수는 상대적 불평등도지수와 달라지게 되며, 극화의 주어진 공리체계를 만족시키기 위해서 0보다 크지만 1.6 이하의 범위에 있어야 한다(Esteban and Ray, 1994).

소득하위 계층의 두 집단간 갈등이 발생할 가능성은 두 집단의 소득격차로 나타나는 이질성의 정도에 따라 다르지만, 동질성을 느끼는 집단의 규모에 따라서도 달라진다. 만약 모든 소득변수의 값들이 구간 $[0, E]$ 에 존재한다면, 극화지수의 값은 0이 된다. 왜냐하면 만약 E 값이 충분히 작다면, 모든 개인들의 소득수준이 완전히 같지 않더라도 전체 집단의 모든 구성원들은 서로 동질성을 느끼기 때문이다. 또한, 가중치 함수의 형태와 가중치를 주는 방식에 대한 문제가 남는다. 또한, Esteban and Ray(1994) 모형의 두 가지 단점이 있다. 모집단이 이미 n 개의 하위집단으로 구분되어 있어야 한다. 또한, 집단 i 에 속한 소득수준을 가지는 개인이 느끼는 동질성은 그 개인이 속하는 집단이 모집단에서 차지하는 비율로 표시될 수 있어야 한다(김상봉, 2022).

5.3 일반화된 ER지수(EGR지수)

5.3.1 의미

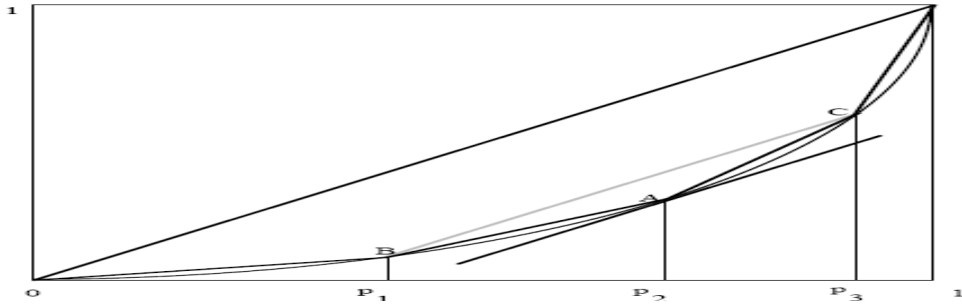
Esteban, Gradin, and Ray (1999)는 위에서 정의된 ER지수를 개선하였다. ER지수는 전체모집단이 이미 여러 개의 하위집단으로 나누어져 있다는 가정한다. 따라서 ER지수는 성별, 직업별 등과 같이 이미 외생적으로 집단이 분리되어 있다면, 극화정도를 추정할 수 있다. 그러나 외생적으로 집단이 분리되지 않으면, 이러한 집단을 분리하는 기준이 없다. 예를 들어, 인구의 소득분포가 연속적으로 존재할 때 분리해야 하는 집단수의 결정과 그 집단간 분리의 기준에 대한 문제가 발생한다. EGR지수는 집단의 수가 결정되면, 집단간의 규모를 결정하는 방법에 대한 원칙을 제시한다.

Esteban, Gradin, and Ray (1999)의 방법을 그래프를 이용하여 살펴보자. 예를 들어, 소득다극화를 추정하려면 집단의 수가 결정되어야 하고, 집단내 불평등도를 추정해야 한다. 집단들의 위치를 설정하는 원칙은 개별 집단이 겹치지 않아야 하고, 집단내 불평등도를 최소화하도록 결정해야 한다. 예를 들어, 다음과 같이 세 개의 극점, 네 개의 극화

68) 다극화지수가 집단내 동질성의 증가함수라고 하였다. 따라서 집단내의 소득이전은 바로 다극화지수의 값을 증가시킨다. 다극화지수와 관련하여 피구-달톤의 공리는 집단간에는 성립하지 않지만, 집단내에서는 여전히 성립한다.

에 따른 분포에 대응하는 로렌즈곡선이 존재한다고 하자. 또한, 로렌즈곡선과 B, A, 3개의 극점을 연결하는 두 번째 로렌즈곡선이 나타난다고 하자.

<그림 4> 세 개의 극점, 네 개의 극화와 두 개의 로렌즈곡선



자료: Esteban, Gradin, and Ray(1999)

p_1 과 p_3 가 임의로 정해진 두 개의 극점이라 하고, 세 번째 극점(spike)을 찾는 방법을 알아보자. 먼저 오차를 최소화하는 p_2 의 위치를 찾아야 한다. 원호 BA가 집단 2의 내부 불평등도를 나타내고 원호 AC가 집단 3의 내부 불평등도를 의미하므로, 두 면적의 합을 최소화하는 방법을 찾아야 한다. 따라서 삼각형 BAC 면적을 최대화하여야 하며, BC선과 기울기가 같아지는 로렌즈곡선상의 접선을 그리면 된다. 따라서 오차를 최소화하는 최적의 극점은 두 집단 전체소득의 평균이 된다. 이러한 점을 반영한 Esteban, Gradin, and Ray (1999)의 일반화된 ER지수인 EGR식은 다음과 같다.⁶⁹⁾

$$EGR(F; \alpha, \beta, \rho) = ER(\alpha, \rho) - \beta \epsilon(F; \rho) \quad (26)$$

여기서 β 는 ER지수를 산출할 때 발생하는 오차에 두게 되는 가중치를 나타내는 모수이다. ρ 는 n 개의 극점으로 구성된 집합이다. 또한 $\epsilon(f, \rho)$ 는 연속된 소득분포이며, n 개 집단의 분포에 대해 근사하면서 발생하는 오차이다. 위 식에 최적의 ρ^* 값을 대입하여 구한 최적오차는 다음과 같다.

$$\epsilon(F; \rho^*) = G(F) - G(\rho^*) \quad (27)$$

최적오차를 ER지수에 대입하면, EGR식은 다음과 같다.

69) 연속함수로 도출되는 경우와 양극화의 경우의 도출은 김상봉 (2022)를 참조하라.

$$EGR(F; \alpha, \beta, \rho^*) = ER(\alpha, \rho) - \beta[G(F) - G(\rho^*)] \quad (28)$$

Esteban, Gradin, and Ray (1999)는 소득이 두 집단으로 나누어지는 양극화를 가정하고, 일반화된 ER지수의 유도과정을 보여준다. 특히, $\alpha = \beta = 1$ 인 특별한 경우에 일반화된 ER지수는 원래의 Wolfson지수와 같다고 증명하였다. 즉, Wolfson지수

$W = 2 \frac{\mu}{m} (G^B - G^W)$ 에서 G^B 는 $G(F)$ 를, G^W 는 $G(\rho^*)$ 를 의미하며 $G(\cdot)$ 은 괄호 안의 분포에 해당하는 지니계수이다.

극화에 대한 많은 연구들은 소득계층(소득집단)을 양분화하여 사용한다. 왜냐하면 EGR지수를 적용할 때 소득계층에 대한 구분에 대한 명확한 근거가 없으며, 소득계층이 3개 이상으로 구분되면 계산하기 어렵기 때문이다. 따라서 다극화를 산출하는 ER지수나 EGR지수는 평균소득을 기준으로 양분화된 지수를 주로 산출하므로, 양극화를 계산한 수치가 된다.

5.3.2 추정

양극화는 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 소득 순서로 심하게 나타난다. 앞서 살펴본 상대적 지니계수는 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 소득 순서로 불평등한 것으로 나타나는데, 이는 불평등과 양극화의 순서는 일치한다. 또한 2017년대비 2021년 증감률을 보면 순자산, 자산, 부채, 담보대출, 신용대출 모두 지니계수의 증감률보다 크게 나타나 양극화의 정도가 커진 것을 알 수 있다. 특히 소득의 양극화는 보다 작아졌으나 자산의 양극화는 커졌다.

<표 28> EGR의 양극화지수

	alpha=1						alpha=1.6					
	소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출	소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출
2017	0.1762	0.2547	0.2490	0.4280	0.5242	0.6964	0.0814	0.1322	0.1298	0.2678	0.3477	0.5390
2018	0.1773	0.2603	0.2533	0.4275	0.5227	0.6966	0.0824	0.1368	0.1336	0.2689	0.3443	0.5393
2019	0.1753	0.2640	0.2561	0.4309	0.5264	0.6955	0.0815	0.1397	0.1358	0.2704	0.3476	0.5372
2020	0.1714	0.2644	0.2567	0.4275	0.5261	0.6889	0.0786	0.1391	0.1370	0.2644	0.3460	0.5300
2021	0.1703	0.2719	0.2640	0.4341	0.5379	0.6869	0.0782	0.1443	0.1410	0.2697	0.3610	0.5225
전체	0.1743	0.2641	0.2566	0.4299	0.5275	0.6932	0.0805	0.1393	0.1363	0.2690	0.3485	0.5338
2017년대비 2021년 증감률	-1.09%	3.73%	3.06%	0.45%	0.63%	-0.46%	-1.11%	5.40%	4.96%	0.45%	0.22%	-0.97%
지니계수 2017년대비 2021년 증감률	-3.67%	2.64%	1.76%	-0.54%	-0.20%	-0.82%	좌동					

다극화(3개)의 경우에 2017년대비 2021년의 증감률은 지니계수의 증감률과 비슷하게 나타나고 있다.

<표 29> EGR의 다극화지수(3개)

	alpha=1						alpha=1.6					
	소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출	소득	순자산	자산	부채	담보대출	신용대출
2017	0.1818	0.2582	0.2514	0.4169	0.5108	0.6804	0.1818	0.1129	0.1099	0.2353	0.3272	0.5366
2018	0.1818	0.4944	0.2538	0.4132	0.5090	0.6785	0.0719	0.1164	0.1113	0.2308	0.3247	0.5343
2019	0.1792	0.2650	0.2561	0.4156	0.5100	0.6768	0.0707	0.1176	0.1130	0.2338	0.3259	0.5310
2020	0.1771	0.2641	0.2545	0.4137	0.5110	0.6674	0.0700	0.1153	0.1112	0.2318	0.3274	0.5193
2021	0.1769	0.2713	0.2612	0.4206	0.5281	0.6700	0.0710	0.1220	0.1161	0.2393	0.3490	0.5224
전체	0.1795	0.2648	0.2559	0.4148	0.5127	0.6739	0.0712	0.1170	0.1126	0.2323	0.3293	0.5278
2017년대 비 2021년 증감률	-1.24%	2.56%	1.80%	-0.49%	0.38%	-0.96%	-60.83%	3.65%	2.50%	-1.24%	0.65%	-1.64%
지니계수 2017년대 비 2021년 증감률	-3.67%	2.64%	1.76%	-0.54%	-0.20%	-0.82%	좌동					

5.4 Duclos, Esteban and Ray의 극화지수(DER지수)

5.4.1 추정

Duclos, Esteban and Ray (2004)의 극화지수(DER)를 추정하기 위한 이산적인 형태가 다음과 같이 사용된다.⁷²⁾

$$DER(\alpha) = \frac{\sum_{i=1}^n w_i f(y_i)^\alpha a(y_i)}{\sum_{i=1}^n w_i} \quad (29)$$

정규화된 DER은 다음과 같이 정의된다.

72) 연속함수 형태는 김상봉 (2022)를 참조하라.

$$\overline{DER}(\alpha) = \frac{DER(\alpha)}{2\mu^{(1-\alpha)}} \quad (30)$$

$$\text{여기서 } a(y_i) = \mu + y_i \left[\left(\frac{2 \sum_{j=1}^i w_j - w_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \right) - 1 \right] - \left(\frac{2 \sum_{j=1}^i w_j y_j + w_i y_i}{\sum_{i=1}^n w_i} \right) \text{이다.}$$

가우스 커널 추정치(Gaussian kernel estimator)는 확률밀도함수를 추정할 때 사용된다. Araar (2008)은 Duclos, Esteban and Ray (2004) 극화지수를 인구집단에 따른 분해를 다음과 같이 제안하였다.

$$P_g^{DER} = \sum_g \psi_g^{1+\alpha} \phi_g^{1-\alpha} R_g P_g + \tilde{P} \quad (31)$$

여기서 우변의 첫째 항은 집단내(within group) 불평등도이고, 둘째 항은 집단간(between group) 불평등도를 나타낸다. $R_g = \frac{\int a_g(x) \pi_g(x) f(x)^{1+\alpha} dx}{\psi_g \int a_g(x) f_g(x) f_g(x)^{1+\alpha} dx}$ 이다. ψ_g 는

그룹 g 의 인구점유율이고 ϕ_g 는 소득점유율이다. $\pi_g(x)$ 는 집단 g 에 속하고 소득 x 를 가지는 개인의 국지적 비율이다. $\tilde{P}$ 는 집단내 극화나 불평등도가 무시될 때 DER 극화지수이다. DER 극화지수의 크기는 부채, 자산, 순자산, 소득 순서로 나타난다.

<표 30> DER 극화지수

	alpha=1				alpha=1.6			
	소득	순자산	자산	부채	소득	순자산	자산	부채
2017	0.1960	0.3094	0.3452	12.6107	0.1537	0.4828	0.6709	2409.3635
2018	0.1983	0.3118	0.3478	11.9420	0.1566	0.4803	0.6677	2203.3184
2019	0.1969	0.3168	0.3536	11.9069	0.1554	0.4739	0.6307	2180.9900
2020	0.1936	0.3080	0.3472	11.9059	0.1508	0.4303	0.5855	2224.8433
2021	0.1943	0.3296	0.3625	11.6635	0.1531	0.4868	0.6244	1966.6206
전체	0.1946	0.3239	0.3654	26.1329	0.1505	0.5182	0.7239	7977.5698

5.4.2 DER 분해방법론

Duclos, Esteban, and Ray (2004)과 DER지수는 Rao (1969)와 Arrar (2008)가 제안한 소득원천별 지니계수의 분해방법으로 분해가 가능하다. 본 연구에서는 소득 등의 DER 지수와 소득 등의 원천별 양극화의 기여도를 각 소득 등의 원천이 전체지수에서 차지하는 비중과 집중도지수의 곱으로 도출한다. 즉 소득 등의 원천 k 의 양극화에 대한 상대적 기여도는 다음과 같다.

$$P_{source} = \sum_k \phi_k CP_k \quad (32)$$

여기서 $CP_k = \frac{\int f(x)^{1+\alpha} a_k(x) dx}{\phi_k \mu_k^{\alpha-1}}$ 는 집중도지수(concentration index)로 개별 항목 k

의 잠재적 양극화지수로 간주되며, ϕ_k 는 소득 등의 원천 k 의 전체지수에서 차지하는 비중이다.

또한 하위집단에 대해서도 적용이 가능하다. 파라미터가 1일 때, 순자산에 대해 이질성 정도는 높아졌지만 동질성 정도가 낮아져 2017년의 순자산의 양극화지수는 0.7618에서 2021년에는 0.7845로 높아졌다. 담보대출은 2017년의 담보대출의 양극화지수는 0.0944에서 2021년 0.0861으로 감소했다. 신용대출은 증가하였다. 경상소득은 이질성의 정도와 동질성의 정도가 모두 낮아져 감소하였다. 상대적 기여도는 순자산, 담보대출, 경상소득, 신용대출 순서로 나타난다.

<표 31> 원천별 DER 분해(alpha=1.0)

	원천	변수 비중	집중도 지수	절대적 기여도	상대적 기여도			변수 비중	집중도 지수	절대적 기여도	상대적 기여도
2017	순자산	0.7618	0.2639	0.2011	0.7988	2018	순자산	0.7690	0.2670	0.2054	0.8051
	담보대출	0.0944	0.2641	0.0249	0.0991		담보대출	0.0925	0.2661	0.0246	0.0965
	신용대출	0.0155	0.1762	0.0027	0.0109		신용대출	0.0160	0.1940	0.0031	0.0122
	경상소득	0.1282	0.1792	0.0230	0.0913		경상소득	0.1225	0.1794	0.0220	0.0862
	합계	1.0000		0.2517	1.0000		합계	1.0000		0.2551	1.0000
2019	순자산	0.7697	0.2481	0.1910	0.8083	2020	순자산	0.7663	0.2677	0.2052	0.8060
	담보대출	0.0917	0.2482	0.0228	0.0963		담보대출	0.0934	0.2650	0.0247	0.0972
	신용대출	0.0157	0.1680	0.0026	0.0111		신용대출	0.0170	0.1855	0.0032	0.0124
	경상소득	0.1229	0.1618	0.0199	0.0842		경상소득	0.1234	0.1743	0.0215	0.0845
	합계	1.0000		0.2363	1.0000		합계	1.0000		0.2545	1.0000
2021	순자산	0.7845	0.2805	0.2200	0.8234	전체	순자산	0.7707	0.2709	0.2088	0.8083
	담보대출	0.0861	0.2779	0.0239	0.0895		담보대출	0.0915	0.2696	0.0247	0.0955
	신용대출	0.0166	0.1899	0.0032	0.0118		신용대출	0.0162	0.1878	0.0030	0.0118
	경상소득	0.1128	0.1784	0.0201	0.0753		경상소득	0.1217	0.1793	0.0218	0.0845
	합계	1.0000		0.2672	1.0000		합계	1.0000		0.2583	1.0000

인구 하위집단인 직업별로 전체 양극화(alpha=1.0)를 분해하였다. 무직을 포함한 11개의 직업으로 구분되었다. 경상소득을 보면, 집단내 요소(Intra-group component) 0.102보다

집단간 요소(Inter-group component) 0.898의 상대적 기여도가 훨씬 크며 이질성이 동질성보다 훨씬 크게 나타난다. 극화지수는 미관측, 군인, 농림어업숙련종사자가 크게 나타나 상대적으로 열악하게 나타난다. 집단의 인구비중이나 변수비중에 따라 차이가 있더라도 상대적으로 극화 정도가 높은 것으로 나타난다.

각 집단내 극화를 보면, 손실/잉여 비율이 가장 높은 집단은 미관측, 단순노무종사자, 농림어업숙련종사자, 서비스종사자로 나타난다. 집단내 구성 요소에서 미관측, 전문가 및 관련종사자, 사무종사자의 상대적 기여도가 높은 것으로 나타난다. 또한, 집단간 극화의 기여도가 더 높은 것으로 나타나 직업별 소득이 극화되었다고 할 수 있다. 집단간 순극화지수는 0.033으로 매우 낮게 나타나는데 이는 불평등, 빈곤 및 극화에 대한 집단내 격차를 감소시킬만한 정도로 무시할 수 없는 영향을 나타낸다.

<표 32> 직업별 DER 분해(alpha=1.0, 경상소득)

경상소득	인구 비율	변수 비중	극화 지수	비율 R	집단내 극화				
					절대적 기여도	상대적 기여도	손실 요소(D)	잉여 요소(S)	비율 (D/S)
관리자	0.019	0.042	0.193	0.960	0.000	0.000	0.001	0.001	0.795
전문가및관련종사자	0.114	0.188	0.177	1.051	0.002	0.013	0.008	0.007	1.282
사무종사자	0.112	0.174	0.164	0.967	0.002	0.010	0.008	0.007	1.093
서비스종사자	0.065	0.059	0.183	0.896	0.001	0.004	0.010	0.003	3.240
판매종사자	0.069	0.075	0.170	0.950	0.001	0.004	0.008	0.004	2.128
농림어업숙련종사자	0.067	0.052	0.206	0.790	0.001	0.004	0.012	0.003	4.682
기능원및관련기능종사자	0.083	0.088	0.156	0.903	0.001	0.005	0.009	0.005	1.856
장치·기계조작및조립종사자	0.108	0.121	0.154	0.897	0.002	0.008	0.011	0.006	1.637
단순노무종사자	0.108	0.072	0.176	0.803	0.002	0.008	0.020	0.004	5.165
군인	0.002	0.003	0.232	0.348	0.000	0.000	0.000	0.000	0.475
미관측	0.253	0.125	0.259	0.544	0.009	0.046	0.064	0.006	11.220
전체 집단내					0.020	0.102			
전체 집단간					0.175	0.898			
전체					0.020	0.102	0.150	0.045	3.354
집단 순극화지수	0.033								

순자산을 보면, 집단내 요소 0.152보다 집단간 요소 0.848의 상대적 기여도가 훨씬 크며 이질성이 동질성보다 훨씬 크게 나타난다. 극화지수는 미관측, 단순노무종사자, 군인이 크게 나타나 상대적으로 열악하게 나타난다. 각 집단내 극화를 보면, 손실/잉여 비율이 가장 높은 집단은 미관측, 단순노무종사자로 나타난다. 집단내 구성 요소에서 미관측, 전문가 및 관련종사자의 상대적 기여도가 높은 것으로 나타난다. 또한, 집단간 극화의 기여도가 더 높은 것으로 나타나 직업별 순자산이 극화되었다고 할 수 있다. 집단간 순극화지수는 0.024로 매우 낮게 나타나는데 이는 불평등, 빈곤 및 극화에 대한 집단내 격차를 감소시킬만한 정도로 무시할 수 없는 영향을 나타낸다.

<표 33> 직업별 DER 분해(alpha=1.0, 순자산)

순자산	인구 비율	변수 비중	극화 지수	비율 R	집단내 극화				
					절대적 기여도	상대적 기여도	손실 요소(D)	잉여 요소(S)	비율 (D/S)
관리자	0.019	0.050	0.235	1.324	0.000	0.000	0.002	0.001	1.865
전문가및관련종사자	0.114	0.181	0.241	1.300	0.004	0.013	0.019	0.005	3.708
사무종사자	0.112	0.155	0.221	1.159	0.003	0.010	0.017	0.005	3.227
서비스종사자	0.065	0.048	0.252	0.959	0.001	0.003	0.018	0.002	7.919
판매종사자	0.069	0.070	0.250	1.041	0.001	0.004	0.015	0.003	5.441
농림어업숙련종사자	0.067	0.083	0.214	1.157	0.001	0.003	0.012	0.003	3.726
기능원및관련기능종사자	0.083	0.062	0.196	1.011	0.001	0.004	0.020	0.003	5.787
장치·기계조작및조립종사자	0.108	0.085	0.194	1.005	0.002	0.007	0.024	0.005	5.178
단순노무종사자	0.108	0.054	0.336	0.680	0.003	0.008	0.043	0.003	13.653
군인	0.002	0.001	0.257	0.631	0.000	0.000	0.000	0.000	4.303
미관측	0.253	0.211	0.917	0.457	0.027	0.083	0.115	0.008	14.453
전체 집단내					0.044	0.135			
전체 집단간					0.280	0.865			
전체	0.044	0.135	0.285	0.039	0.044	0.135	0.285	0.039	7.350
집단 순극화지수	0.024								

자산을 보면, 집단내 요소 0.147보다 집단간 요소 0.853의 상대적 기여도가 훨씬 크며 이질성이 동질성보다 훨씬 크게 나타난다. 극화지수는 미관측, 단순노무종사자, 군인이 크게 나타나 상대적으로 열악하게 나타난다. 각 집단내 극화를 보면, 손실/잉여 비율이 가장 높은 집단은 미관측, 단순노무종사자, 서비스종사자로 나타난다. 집단내 구성 요소에서 미관측, 전문가 및 관련종사자의 상대적 기여도가 높은 것으로 나타난다. 또한, 집단간 극화의 기여도가 더 높은 것으로 나타나 직업별 자산이 극화되었다고 할 수 있다. 집단간 순극화지수는 0.025로 매우 낮게 나타나는데 이는 불평등, 빈곤 및 극화에 대한 집단내 격차를 감소시킬만한 정도로 무시할 수 없는 영향을 나타낸다.

<표 34> 직업별 DER 분해(alpha=1.0, 자산)

자산	인구 비율	변수 비중	극화 지수	비율 R	집단내 극화				
					절대적 기여도	상대적 기여도	손실 요소(D)	잉여 요소(S)	비율 (D/S)
관리자	0.019	0.050	0.237	1.302	0.000	0.000	0.002	0.001	1.776
전문가및관련종사자	0.114	0.184	0.234	1.352	0.004	0.011	0.019	0.005	3.571
사무종사자	0.112	0.161	0.226	1.180	0.003	0.009	0.017	0.006	3.144
서비스종사자	0.065	0.051	0.277	0.997	0.001	0.003	0.020	0.002	8.673
판매종사자	0.069	0.075	0.274	1.075	0.001	0.004	0.016	0.003	5.621
농림어업숙련종사자	0.067	0.077	0.222	1.175	0.001	0.003	0.013	0.003	4.411
기능원및관련기능종사자	0.083	0.064	0.204	1.048	0.001	0.004	0.021	0.003	6.116
장치·기계조작및조립종사자	0.108	0.086	0.190	1.071	0.002	0.007	0.026	0.005	5.384
단순노무종사자	0.108	0.054	0.407	0.641	0.003	0.008	0.052	0.003	17.441
군인	0.002	0.001	0.281	0.616	0.000	0.000	0.000	0.000	4.228
미관측	0.253	0.196	1.138	0.413	0.030	0.082	0.141	0.007	19.147
전체 집단내					0.048	0.132			
전체 집단간					0.317	0.868			
전체	0.253	0.196	1.138	0.413	0.048	0.132	0.327	0.038	8.494
집단 순극화지수	0.025								

부채를 보면, 집단내 요소 0.108보다 집단간 요소 0.892의 상대적 기여도가 훨씬 크며 이질성이 동질성보다 훨씬 크게 나타난다. 극화지수는 미관측, 농림어업숙련종사자, 단순노무종사자가 크게 나타나 상대적으로 열악하게 나타난다. 각 집단내 극화를 보면, 손실/잉여 비율이 가장 높은 집단은 미관측, 단순노무종사자, 서비스종사자로 나타난다. 집단내 구성 요소에서 미관측, 전문가 및 관련종사자, 사무종사자의 상대적 기여도가 높은 것으로 나타난다. 또한, 집단간 극화의 기여도가 더 높은 것으로 나타나 직업별 부채가 극화되었다고 할 수 있다. 집단간 순극화지수는 0.037로 매우 낮게 나타나는데 이는 불평등, 빈곤 및 극화에 대한 집단내 격차를 감소시킬만한 정도로 무시할 수 없는 영향을 나타낸다.

<표 35> 직업별 DER 분해(alpha=1.0, 부채)

부채	인구 비율	변수 비중	극화 지수	비율 R	집단내 극화				
					절대적 기여도	상대적 기여도	손실 요소(D)	잉여 요소(S)	비율 (D/S)
관리자	0.019	0.051	0.670	59.483	0.014	0.001	0.280	0.004	72.097
전문가및관련종사자	0.114	0.200	0.806	37.717	0.398	0.015	1.979	0.021	93.337
사무종사자	0.112	0.191	8.180	3.395	0.347	0.013	1.811	0.020	90.601
서비스종사자	0.065	0.066	0.957	21.418	0.087	0.003	1.307	0.009	144.668
판매종사자	0.069	0.101	8.951	2.879	0.122	0.005	1.200	0.011	107.060
농림어업숙련종사자	0.067	0.050	53.169	0.474	0.113	0.004	2.235	0.008	275.652
기능원및관련기능종사자	0.083	0.073	0.926	18.752	0.119	0.005	1.620	0.011	153.945
장치·기계조작및조립종사자	0.108	0.091	0.945	17.019	0.189	0.007	2.070	0.014	146.447
단순노무종사자	0.108	0.051	45.431	0.336	0.177	0.007	3.426	0.009	365.096
군인	0.002	0.002	1.162	16.006	0.000	0.000	0.032	0.000	104.267
미관측	0.253	0.124	178.762	0.109	1.252	0.048	10.042	0.023	429.707
전체 집단내					2.819	0.108			
전체 집단간					23.314	0.892			
전체	2.819	0.108	26.002	0.131	2.819	0.108	26.002	0.131	198.266
집단 순극화지수									0.037

5.5 Inaki(2008) 극화지수

인구가 $n_i > 0$ 의 크기로 N 개의 집단으로 나누어진다고 하자. 밀도함수를 $f_i(x)$, 집단 i 의 평균은 μ_i , 인구비율(점유율)을 π_i 으로 표시하자. μ 는 전체평균이다. 따라서 $\int f_i(x) = 1$, $\sum_{i=1}^N \pi_i \mu_i = \mu$ 이고 $\sum_{i=1}^N \pi_i = 1$ 이다. Inaki(2008)의 사회적 극화지수(social polarization index) $P(F)$ 는 다음과 같이 산출되며 집단 요인으로 분해할 수 있다.

$$P(F) = \sum_{i=1}^N [P_W(i, F) + P_B(i, F)] \quad (33)$$

여기서 $P_W(i, F) = \mu^{\alpha-1} \pi_i^{2+\alpha} \iint f_i^{1+\alpha}(x) f_i(y) |x-y| dy dx$ 이고

$P_B(i, F) = \mu^{\alpha-1} \pi_i^{1+\alpha} \left[(\mu - \pi_i \mu_i) \int f_i^{1+\alpha}(x) dx + (1 - \pi_i) \int f_i^{1+\alpha}(x) x dx \right]$ 이다.

사회적 극화지수는 남녀의 성별에 따른 구분과 11개 직업별 구분에 대해 측정되었다.

성별 구분에서는 부채, 자산, 순자산, 경상소득 순서로 크게 나타나며 특히 부채의 양 극화지수는 매우 큰 것으로 나타난다. 경상소득의 사회적 극화지수는 계속해서 증가하고 있다. 부채의 사회적 극화지수는 2020년을 제외하고 감소하고 있으나 순자산의 사회적 극화지수는 2020년을 제외하고 증가하고 있다. 자산은 2018년과 2020년에 증가하였고, 2017년과 2019년에 감소하였다.

직업별 구분에서는 부채, 경상소득, 자산, 순자산 순서로 크게 나타나며 특히 부채의 극화지수는 매우 큰 것으로 나타난다. 경상소득의 사회적 극화지수는 계속해서 증가하고 있다. 부채의 사회적 극화지수는 2017년을 제외하고 증가하고 있다. 자산과 순자산의 극화지수는 2019년 이후에 감소하고 있다.

<표 36> Inaki 사회적 극화지수(alpha=0.5, 성별구분과 직업별 구분)

	성별				직업별			
	경상소득	순자산	자산	부채	경상소득	순자산	자산	부채
2017	0.5566	0.6110	0.6285	1.7053	0.4408	0.3746	0.3900	1.2335
2018	0.5590	0.6140	0.6308	1.6892	0.4453	0.3983	0.3928	1.2174
2019	0.5609	0.6174	0.6203	1.6735	0.4486	0.3995	0.4233	1.3237
2020	0.5632	0.6145	0.6327	1.6790	0.4529	0.3978	0.4216	1.3654
2021	0.5705	0.6240	0.6253	1.6688	0.4557	0.3781	0.3918	1.5006
전체	0.5603	0.6193	0.6401	2.3293	0.4449	0.3997	0.4255	1.8442
연도별 증감								
2017	0.0024	0.0030	0.0023	-0.0161	0.0045	0.0238	0.0028	-0.0161
2018	0.0019	0.0034	-0.0105	-0.0156	0.0032	0.0012	0.0305	0.1063
2019	0.0023	-0.0029	0.0124	0.0055	0.0043	-0.0017	-0.0017	0.0417
2020	0.0073	0.0095	-0.0074	-0.0102	0.0028	-0.0197	-0.0298	0.1352

사회적 극화지수를 직업별로 분해하였다. 전체 변수에 있어서 집단간 요소(Between-group component)가 집단내 요소(Within-group component)보다 크게 나타난다. 특히 부채의 이질성과 동질성은 매우 크게 나타난다. 경상소득의 집단간 요소는 미관측, 장치·기계조작및조립종사자, 사무종사자, 단순노무종사자, 전문가 및 관련종사자 순서로

크게 나타난다. 순자산집단내 요소는 미관측, 단순노무종사자, 사무종사자 순서로 크게 나타난다. 자산의 집단간 요소는 미관측, 단순노무종사자, 사무종사자 순서로 크게 나타난다. 부채의 집단간 미관측, 단순노무종사자, 농림어업숙련종사자, 사무종사자 순서로 크게 나타난다. 따라서 직업별 이질성이 동질성보다 크게 나타나는 것을 알 수 있다.

<표 37> 직업별 Inaki 사회적 극화지수 분해(alpha=0.5)

	경상소득				순자산			자산			부채		
	인구 비율	변수 비중	집단내 요소	집단간 요소	변수 비중	집단내 요소	집단간 요소	변수 비중	집단내 요소	집단간 요소	변수 비중	집단내 요소	집단간 요소
관리자	0.0190	0.0420	0.0000	0.0035	0.0496	0.0001	0.0029	0.0498	0.0001	0.0029	0.0509	0.0001	0.0027
전문가및관련종사자	0.1144	0.1882	0.0027	0.0423	0.1810	0.0035	0.0342	0.1842	0.0035	0.0353	0.1999	0.0064	0.0367
사무종사자	0.1118	0.1737	0.0023	0.0438	0.1553	0.0029	0.0355	0.1613	0.0030	0.0366	0.1906	0.0089	0.0501
서비스종사자	0.0651	0.0592	0.0005	0.0198	0.0485	0.0006	0.0174	0.0514	0.0007	0.0180	0.0661	0.0013	0.0214
판매종사자	0.0688	0.0750	0.0006	0.0219	0.0696	0.0008	0.0180	0.0749	0.0008	0.0187	0.1009	0.0026	0.0283
농림어업숙련종사자	0.0671	0.0523	0.0005	0.0213	0.0826	0.0008	0.0175	0.0771	0.0007	0.0180	0.0505	0.0042	0.0794
기능원및관련기능종사자	0.0830	0.0884	0.0009	0.0301	0.0621	0.0010	0.0251	0.0640	0.0010	0.0261	0.0733	0.0022	0.0316
장치기계조작및조립종사자	0.1083	0.1215	0.0017	0.0438	0.0850	0.0019	0.0367	0.0859	0.0019	0.0382	0.0906	0.0041	0.0475
단순노무종사자	0.1078	0.0720	0.0015	0.0428	0.0544	0.0020	0.0415	0.0539	0.0021	0.0452	0.0514	0.0098	0.1798
군인	0.0018	0.0028	0.0000	0.0002	0.0014	0.0000	0.0001	0.0015	0.0000	0.0001	0.0019	0.0000	0.0001
미관측	0.2531	0.1249	0.0136	0.1512	0.2106	0.0285	0.1289	0.1960	0.0295	0.1434	0.1240	0.1664	1.1605
전체	1.0000	1.0000	0.0243	0.4206	1.0000	0.0420	0.3577	1.0000	0.0431	0.3824	1.0000	0.2060	1.6382

5.6 다차원 불평등지수(multidimensional inequality index)

한 사회의 불평등 구조를 이해하기 위해 다차원적 고려가 필요하다. 예를 들어, 소득 불평등 논의에서 다양한 소득원천을 다차원으로 고려하여 확장할 수 있다. 일반적으로 소득은 개인의 후생수준을 나타낼 수 있는 구매능력의 대리지표(proxy)가 될 수 있는데, 소득 중에서도 처분가능소득이 대리지표로 가장 유사하다고 할 수 있다. 그러나 노동에 대한 보상이나 자영업자 소득만으로 처분가능소득을 구성한다고 보기 어려운데, 임금 이외에 다양한 차원의 소득원천이 존재할 수 있기 때문이다. 금융자산거래로부터 나오는 배당금, 이자, 거래소득 등이 존재할 수 있고, 비금융자산자산에서 발생하는 소득이 있을 수 있으며, 정부가 개입하여 발생하는 소득인 각종 조세 및 보조금과 사회간접자본으로부터의 소득 등이 포함될 수 있다.⁷³⁾

다른 접근방법으로, 보다 직접적으로 다차원 불평등 수준을 단일지수(single index)로

나타낼 수 있다. 즉, 다양한 경제적 정보나 비경제적 차원의 정보를 개인 또는 하위집단 수준에서의 효용함수로 결합하고, 이를 기반으로 불평등지수를 측정하는 것이다. 개인 및 가구소득의 산정에서 가구원수, 지역, 성별, 연령 등에 따른 규모의 경제정도를 산입하여 추정하는 가치균등화(equivalence scale) 접근과 비슷하게 비경제적 차원의 각 차원별 가치정도를 일종의 결손 정보로 간주하고 이를 보정(imputation)하여 소득규모를 다시 추정하는 방식이다. 그러나 이러한 경우에 차원별 가중치 산정이 쉽지 않고, 개인 및 가구의 특성이 고려되지 못한다.

다른 접근방법은 다차원 불평등지수를 구성할 수도 있다. 다차원 불평등지수의 산출은 일반적으로 2단계로 이루어진다. 1단계에서 각 차원들의 분포를 가장 잘 반영할 수 있는 집합적 수준의 후생함수를 산출한다. 2단계에서 1단계 결과를 이용하여 일반적으로 사용되는 소득불평등지수를 활용하여 다차원 불평등지수를 산출한다. Maasoumi (1986, 1999)는 1단계에서 소득, 교육, 건강 등 각 차원들이 서로 상이한 분포형태(distributional shape)를 갖고 있는 상황에서 이들의 분포를 가장 잘 대표하는 하나의 거리함수(distance function)를 구성하고, 이 거리를 최소화할 수 있는 최적의 사회후생함수(social welfare function, S_i)를 구성하였다. 즉, 한 사회의 구성원들의 후생을 결정하는 K개의 차원이 존재한다고 가정할 때, 사회구성원 개인의 후생이 아래의 S_i 의 식과 같이 결정된다고 하자. 따라서 각 차원의 분포를 가장 잘 대변하는 최적의 거리함수 D를 다음과 같이 구성할 수 있다.

$$D_{\beta}(S, X; w) = \sum_{k=1}^K d_k \left\{ \sum_{i=1}^n S_i \left[\left(\frac{S_i}{x_{ik}} \right)^{-\beta} - 1 \right] / \beta(\beta-1) \right\} \quad (34)$$

$$S_i \propto \begin{cases} \left(\sum_{k=1}^K w_k x_{ik}^{-\beta} \right)^{-\frac{1}{\beta}}, & \beta \neq 0 \\ \prod_{k=1}^K x_{ik}^{w_k}, & \beta = 0 \end{cases} \quad (35)$$

여기서 w_k 는 k번째 차원의 가중치이며, 합은 1이 되고, β 는 차원 간의 대체 가능성을 나타낸다.

73) 물론 직접적으로 관찰할 수 없는 소득흐름을 보정(imputation)하는 방법에 대한 여러 의견이 있다. 따라서 어떤 소득개념을 활용하느냐에 따라 소득불평등 수준의 측정과 평가에 있어 상당한 차이가 나타날 수 있다. 점차 넓은 소득개념을 이용한 불평등 수준의 측정이나 이에 대한 다양한 소득원천의 기여도를 파악할 수도 있다. 그러나 이러한 방식은 원천자료를 정보손실이나 사후보정없이 활용한다는 장점은 있으나, 차원별 집계정보만을 이용함으로써 차원간 관계, 하위집단별 특성 등 개인이나 사회후생수준에 대한 충분한 정보를 제공하지 못할 수도 있다.

2단계에서 위의 비례식과 같이 산출된 사회구성원들의 후생정보를 일반화된 엔트로피 지수(GE)를 이용하고, 아래의 식과 같이 계산하여 다차원 불평등지수를 산출하게 된다. 무엇보다 사회구성원의 후생을 결정하는 여러 차원(소득, 건강, 교육 등)의 분포형태를 대표할 수 있는 사회후생함수를 구성했다는 점을 특징으로 들 수 있지만 피구-달톤의 이원원칙을 만족시키지 못하는 상황이 발생할 수도 있다.

$$I_M = \frac{1}{\alpha(1-\alpha)} \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[1 - \left\{ \frac{\left(\sum_{k=1}^K w_k x_{ik}^{-\beta} \right)^{-\frac{1}{\beta}}}{\bar{S}} \right\}^{\alpha} \right] \quad (36)$$

여기서 α 는 그 사회가 갖는 불평등에 대한 회피(aversion) 정도를 나타내는데, 값이 작을수록 후생분포의 낮은 부분의 변화에 보다 민감하다.

Maasoumi (1986, 1999)의 지수는 각 개인으로부터 도출된 사회후생의 평균에서 정규화된다. 그러나 Bourguignon (1999)은 각 차원의 평균인 평균적인 개인으로 정규화함으로써, 불평등지수가 갖추어야 하는 다른 특성들을 만족시킨다.

$$I_B = 1 - \frac{1}{n} \frac{\sum_{i=1}^n \left[\sum_{k=1}^K (w_k x_{ik}^{-\beta}) \right]^{-\frac{\alpha}{\beta}}}{\left[\sum_{k=1}^K (w_k \mu_k^{-\beta}) \right]^{-\frac{\alpha}{\beta}}} \quad (37)$$

Araar (2009)는 Maasoumi (1986, 1999)나 Bourguignon (1999)의 지수들이 갖는 문제점을 보완하는 새로운 다차원 불평등지수를 제시하였다. 첫째, 이전의 두 지수는 개인들의 효용함수나 전체적 사회후생함수의 구성이 경험적 사실이 아니라 공리에만 의존하고 있다. 둘째, 기존의 다차원불평등지수의 각 차원들이 양(+)의 값만 가지기 때문에, 상대적인 불평등 정도만을 측정할 수 있다는 문제점이 있다. 셋째, 이러한 지수들이 다양한 차원과 결합하여 개인의 후생함수를 측정하고 있으며, 이를 활용용하여 엔트로피지수 등의 단일 차원의 불평등지수 등을 사용하고 있기 때문에 후생함수의 특성에 따라 개별 차원의 특성들이 일부분 상쇄된다. 따라서 남녀나 세대, 그리고 직업군 등의 인구구성상 하위집단에 따른 다차원 불평등지수의 분해(decomposition)를 할 수 있으나, 사회후생함수를 구성하는 소득이나 건강 등과 같은 개별 차원의 기여도(contribution)로 분해하기 어렵다. Araar (2009)는 이러한 기존 지수들의 문제점들을 보완하고, 각 차원별 기여도를 제시하기 위한 다차원 불평등지수를 다음의 식을 제시하였다.⁷⁴⁾

$$I_A = \sum_{k=1}^K \phi_k [\lambda_k I_k + (1 - \lambda_k) C_k] \quad (38)$$

여기서 ψ_k 는 가중치이고, C_k 는 요인 K에 대한 집중도지수이며, λ_k 는 불평등의 사회적 선호를 나타낸다. 다음의 표는 Arrar Index를 통해 측정된 다차원 불평등지수를 순자산, 부채인 담보대출과 신용대출, 그리고 경상소득의 각 차원별 기여도를 분해한 결과와 순자산, 부채, 경상소득의 분해결과를 나타낸다.⁷⁵⁾ 전체 다차원 불평등지수는 0.5924(Lambda=0.5)이며, 이를 구성하는 순자산, 담보대출, 신용대출, 경상소득의 기여도는 각각 25.87%, 30.20%, 27.30%, 16.63%로 나타났다. 담보대출과 신용대출을 바꾸는 경우에 순자산 35.96%, 부채 40.89%, 경상소득 23.15%를 나타낸다.

<표 38> 다차원 불평등지수와 상대적 기여도(%)

	순자산, 담보대출, 신용대출, 경상소득				
	Arrar MDI	순자산	담보대출	신용대출	경상소득
2017	0.5923	25.46	30.38	27.18	16.99
2018	0.5960	25.52	30.14	27.47	16.87
2019	0.5933	25.86	30.17	27.33	16.65
2020	0.5902	26.03	30.11	27.46	16.40
2021	0.5870	26.40	30.30	27.02	16.28
전체	0.5924	25.87	30.20	27.30	16.63
	순자산, 부채, 경상소득				
	Arrar MDI	자산	부채	경상소득	
2017	0.5689	35.24	41.21	23.54	
2018	0.5690	35.56	40.91	23.53	
2019	0.5677	35.94	40.88	23.18	
2020	0.5629	36.29	40.79	22.93	
2021	0.5632	36.61	40.77	22.62	
전체	0.5668	35.96	40.89	23.15	

74) 예를 들어 각 차원별 분포가 $\begin{vmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 2 & 2 & 2 \\ 3 & 3 & 3 \end{vmatrix} \Rightarrow \begin{vmatrix} 2 & 1 & 1 \\ 2 & 2 & 2 \\ 2 & 3 & 3 \end{vmatrix}$ 로 변한다고 하자. 첫 번째 차원의 불평등 정도가

감소함으로써 다차원 불평등 정도는 감소하지만, 첫 번째 개인의 경우 각 차원별 분포가 달라짐으로써, 개인수준의 차원간 불평등 정도는 증가하게 된다. 이러한 상황에서 λ_k 는 각 차원별로 어떤 상황을 선호하는 지에 대한 사회적 합의정도로 볼 수 있다.

75) 순자산, 담보대출, 신용대출 부채는 저량변수이고 경상소득은 유량변수이다. 순자산은 자산에서 부채를 차감하기 때문에, 크게 보면 자산의 구성을 살펴본다고 할 수 있다.

다차원적 불평등 정도는 2019년부터 감소하고 있다. 그러나 차원간 상대적 기여도는 차이가 있다. 순자산의 기여도는 2017년 이후 계속 증가하고 있고, 경상소득의 기여도는 계속 감소하고 있다. 담보대출과 신용대출의 기여도 변화는 반대로 이루어지고 있다. 담보대출과 신용대출을 부채로 대체하면 2019년 이후 부채의 기여도보다 경상소득의 기여도 변화의 폭이 더 큰 것을 알 수 있다.⁷⁷⁾

<표 39> 다차원 불평등지수와 상대적 기여도 변화

	순자산, 담보대출, 신용대출, 경상소득				
	Arrar MDI	순자산	담보대출	신용대출	경상소득
2018	0.0037	0.06	-0.24	0.29	-0.12
2019	-0.0027	0.34	0.03	-0.14	-0.22
2020	-0.0031	0.17	-0.06	0.13	-0.25
2021	-0.0033	0.37	0.19	-0.44	-0.12
	순자산, 부채, 경상소득				경상소득
	Arrar MDI	순자산	부채		
2018	0.0001	0.32	-0.30		-0.01
2019	-0.0013	0.38	-0.03		-0.35
2020	-0.0047	0.35	-0.09		-0.25
2021	0.0003	0.32	-0.02		-0.31

VI. 결론

본 연구는 우리나라의 금융불평등과 양극화를 포함하는 금융극화에 대해 다양한 모형으로 실증분석하였다. 기존에 많은 연구들이 소득을 대상으로 금융불평등을 다루어 왔고, 자산에 대한 연구가 일부 존재한다. 그러나 금융과 관련된 불평등과 극화에 대한 연구는 전무하다. 여기서 우리는 자료의 일관성을 고려해 2017년~2021년의 가계금융복지조사의 자료를 활용하였다. 또한, 경상소득(소득), 순자산, 자산, 부채, 그리고 부채의 담보대출과 신용대출 항목에 대해 분석하였다.

기초통계량을 통해 2017년~2021년에 경상소득은 완만하게 증가하였다. 그러나 2017년에 부채, 순자산, 담보대출, 신용대출은 급격히 증가하였고, 2021년에 순자산, 자산, 신용대출은 급격히 증가하였다. 상관관계에서 순자산은 자산과 양(+)의 상관관계가 높게 나타나고, 자산은 부채와 상관관계가 양(+)으로 높게 나타나며, 부채는 담보대출금액과 상관관계가 양(+)으로 높게 나타난다.

경상소득 또는 소득 10분위배율은 2017년~2020년까지 계속 감소하고 있으므로 소득분

77) 2017년~2021년에 순자산을 자산으로 대체하는 경우에 다차원 불평등지수는 약 0.61로 커진다. 또한, 자산의 상대적 기여도는 증가하고 경상소득은 감소하는데, 자산 증가분의 대부분이 경상소득의 감소에서 발생하는 점은 비슷하다.

배는 개선되었다고 할 수 있다. 그러나 순자산의 10분위배율은 소득보다 매우 크며, 계속하여 증가하고 있어 순자산분배는 악화되고 있다. 자산의 10분위배율은 소득보다 크지만 순자산보다 작게 나타나며, 2020년을 제외하고 악화되고 있다. 부채, 담보대출, 신용대출의 10분위배율은 2017년~2021년에 산출되지 않을 정도로 크게 나타나 연도별로 증감을 비교할 수 없으나 이미 매우 불평등하다고 할 수 있다. 또한 금리가 낮은 시기에 담보대출과 신용대출을 정책적으로 분리할 필요가 있다. 담보대출은 담보물건에 대해 신용을 반영할 것이 아니라, 담보물건의 가격변화에 대한 담보대출이 설정되어야 한다. 예를 들어, 주택담보대출은 주택에 대한 주택담보대출과 전세자금대출을 더한 금액을 전체대출로 보고, 주택가격의 경기변동에 따른 2사이클을 계산하여 담보가액을 설정할 수 있다. 여기서 차주의 신용상태는 배제될 필요가 있는데, 그 이유는 담보가 있는 물건이기 때문이다. 반면에 신용대출의 기본이 되는 신용등급을 산출할 경우에 주택보유여부를 빼고 주택담보대출이나 전세자금대출을 변수로 활용할 필요가 있다.

상대적 지니계수는 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 소득 순서로 불평등한 것으로 나타난다. 지니계수가 0.4를 넘어서면 불평등이 심하다고 할 수 있다. 신용대출, 담보대출, 부채의 지니계수는 0.70이상으로 불평등 정도가 심각한 수준이라고 할 수 있다. 지니계수 분해결과, 연도별 개별변수가 전체에서 차지하는 비중은 순자산이 가장 크고, 경상소득, 담보대출, 신용대출 순서로 나타난다. 집중도지수는 순자산, 담보대출, 신용대출, 경상소득 순서로 나타난다. 즉, 담보대출, 신용대출, 경상소득의 집중도지수가 지니계수보다 크기 때문에 전체불평등도지수를 증가시키고 있다. 한편, 지니계수에 대한 절대적 기여도와 각 원천 1%변화에 대한 상대적 기여도는 순자산이 매우 크게 나타나며, 담보대출, 경상소득, 신용대출 순서로 나타난다.

연도별 경상소득, 순자산, 부채, 자산의 지니계수 분해결과, 직업별로 불평등도에 차이가 있으며, 집단내 변수별 불평등도가 전체 변수별 불평등에 약 10~13% 정도를 기여하고 있다. 따라서 직업별로 인구 집단을 구분했을 때 집단내 불평등도는 전체 변수별 불평등도에 미치는 영향이 크지 않은 것으로 나타난다. 또한 집단간 지니계수, 즉 각 직업 집단의 변수평균으로 계산한 변수별 불평등도는 전체 변수별 불평등도를 33%~39% 정도 설명하고 있어 전체 변수별 불평등도에 직업간 변수별 불평등도가 미치는 효과가 세 가지 요인 중 두 번째로 크게 나타난다. 즉 직업집단으로 계층을 구분했을 때, 변수별 불평등도가 전체 변수별 불평등도에 미치는 영향이 크다는 것을 의미한다. 마지막으로, 중첩 또는 나머지 요인은 전체 변수별 불평등도 상태에 51%~55% 정도를 기여하고 있어 세 요인 중에 가장 크게 나타난다. 이는 직업집단에 속한 가구들의 변수들의 수준이 직업집단 순서로 나열되어 있는 것이 아니라는 것을 의미한다. 다시 말하면, 어떤 직업집단의 변수별 최고가구의 변수별 수준이 차상위 직업집단의 변수별 최저가구의 수준보다 더 커서 중첩되는 부분이 상당히 많다는 의미가 된다. 따라서 우리나라의 가구주의 다른

특성인 직업에 따라 차이가 있을 수 있다.

일반화된 엔트로피지수 결과는 다음과 같다. 로그편차지수 GE(0)에서 부채, 자산, 순자산, 신용대출, 담보대출, 소득 순서로 불평등하다. 타일지수 GE(1)에서 부채, 신용대출, 자산과 순자산, 담보대출, 경상소득 순서로 불평등하다. 0.5×변동계수제공 GE(2)에서 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 경상소득 순서로 불평등하다. 따라서 세 경우에 대해 부채의 불평등도가 큰 것을 알 수 있고 경상소득에 대한 불평등도는 상대적으로 작은 것을 알 수 있다. 직업별로 변수에 대해 약간의 차이가 있다. 그러나 집단내 불평등도의 전체 경상소득 불평등도 기여비중은 약 75%로 매우 높은 비중을 차지하고 있어서 집단간 불평등보다 집단내인 개별 가구간 소득 차이가 불평등의 요인으로 분석된다. 셋째, 집단내 불평등도의 기여 비중이 압도적으로 높은 비중을 차지하고 있지만 집단간 불평등도의 기여비중도 약 25%로 다른 변수에 비해 낮지 않은 편이다.

앳킨슨지수의 불평등도는 신용대출, 담보대출, 부채, 자산, 순자산, 소득 순으로 크게 나타난다. 앳킨슨지수의 불평등도 분해결과, 전체기간의 상대적 기여도를 보면 전체불평등도에 신용대출과 담보대출이 불평등도를 증가시키는 요인으로 나타난다. 순자산과 경상소득은 마이너스(-)의 기여를 하는 것으로 나타나고 있어, 불평등도를 완화시킨다고 할 수 있다.

극화지수 중 울프슨의 W지수 추정결과, 소득의 양극화지수는 2018년 이후에 감소하고 있다. 순자산과 자산의 양극화지수는 계속 증가하고 있다. 부채의 양극화지수는 2018년 이후에 증가하고 있다.

Esteban, Gradin, and Ray(EGR) 극화지수 추정결과, 양극화는 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 소득 순서로 심하게 나타난다. 앞에서 살펴본 상대적 지니계수는 신용대출, 담보대출, 부채, 순자산, 자산, 소득 순서로 불평등한 것으로 나타나는데, 이는 불평등과 양극화의 순서는 일치한다. 또한 2017년대비 2021년 증감률을 보면 순자산, 자산, 부채, 담보대출, 신용대출 모두 지니계수의 증감률보다 크게 나타나 양극화의 정도가 커진 것을 알 수 있다. 특히 소득의 양극화는 보다 작아졌으나 자산의 양극화는 커졌다. 다극화(3개)의 경우에 2017년대비 2021년의 증감률은 지니계수의 증감률과 비슷하게 나타나고 있다.

Duclos, Esteban and Ray(DER) 극화지수 추정결과, DER 극화지수의 크기는 부채, 자산, 순자산, 소득 순서로 나타난다. 원천별 분해결과, 순자산에 대해 이질성 정도는 높아졌지만 동질성 정도가 낮아져 2017년의 순자산의 양극화지수는 증가, 담보대출은 2017년의 담보대출의 양극화지수는 2021년만 감소했다. 신용대출은 증가하였고, 경상소득은 이질성의 정도와 동질성의 정도가 모두 낮아져 감소하였다. 상대적 기여도는 순자산, 담보대출, 경상소득, 신용대출 순서로 나타난다. 인구 하위집단인 직업별로 전체 양극화($\alpha=1.0$)를 분해하였다. 무직을 포함한 11개의 직업으로 구분되었다. 변수 전체적으로,

집단내 요소(Intra-group component) 0.102~0.152로 나타나 집단간 요소(Inter-group component) 0.848~0.898의 상대적 기여도가 훨씬 크며 이질성이 동질성보다 훨씬 크게 나타난다. 집단의 인구비중이나 변수비중에 따라 차이가 있더라도 상대적으로 극화 정도가 높은 것으로 나타난다. 집단간 극화의 기여도가 더 높은 것으로 나타나 직업별 소득이 극화되었다고 할 수 있다. 집단간 순극화지수는 매우 낮게 나타나는데 이는 불평등, 빈곤 및 극화에 대한 집단내 격차를 감소시킬만한 정도로 무시할 수 없는 영향을 나타낸다.

Inaki 극화지수는 부채, 경상소득, 자산, 순자산 순서로 크게 나타나며 특히 부채의 극화지수는 매우 큰 것으로 나타난다. 경상소득의 사회적 극화지수는 계속해서 증가하고 있다. 부채의 사회적 극화지수는 2017년을 제외하고 증가하고 있다. 자산과 순자산의 극화지수는 2019년 이후에 감소하고 있다. 전체 변수에 있어서 집단간 요소(Between-group component)가 집단내 요소(Within-group component)보다 크게 나타난다. 특히 부채의 이질성과 동질성은 매우 크게 나타난다. 경상소득의 집단간 요소는 미관측, 장치·기계조작및조립종사자, 사무종사자, 단순노무종사자, 전문가 및 관련종사자 순서로 크게 나타난다. 순자산 집단내 요소는 미관측, 단순노무종사자, 사무종사자 순서로 크게 나타난다. 자산의 집단간 요소는 미관측, 단순노무종사자, 사무종사자 순서로 크게 나타난다. 부채의 집단간 요소는 미관측, 단순노무종사자, 농림어업숙련종사자, 사무종사자 순서로 크게 나타난다. 따라서 직업별 이질성이 동질성보다 크게 나타나는 것을 알 수 있다.

전체 다차원 불평등지수는 0.5924이며, 이를 구성하는 순자산, 담보대출, 신용대출, 경상소득의 기여도는 각각 25.87%, 30.20%, 27.30%, 16.63%로 나타났다. 담보대출과 신용대출을 바꾸는 경우에 순자산 35.96%, 부채 40.89%, 경상소득 23.15%를 나타낸다. 다차원적 불평등 정도는 2019년부터 감소하고 있다. 그러나 차원간 상대적 기여도는 차이가 있다. 순자산의 기여도는 2017년 이후 증가하고 있고, 경상소득의 기여도는 감소하고 있다.

따라서 전체적으로 금리가 안정적인 시기에 금융불평등도는 증가하고 있으며 금융극화도 증가하고 있다. 이러한 금융불평등과 금융극화의 증가는 담보대출이나 신용대출과 같은 부채를 증가시키면 순자산의 불평등도를 가지고 오고, 자산의 불평등도를 가지고 오는 것을 알 수 있다.

참 고 문 헌

- 김문길, 김태완, 박창렬, 여유진, 우선희. (2013). **기회의 불평등 측정에 관한 연구** (연구보고서 2013-16). 한국보건사회연구원.
- 김상봉. (2021a). **빅데이터세상**. 지필미디어.
- 김상봉. (2021b). **인공지능이론**. 지필미디어.
- 김상봉. (2022). 금융시장의 변화와 금융불평등도 및 금융극화 이론에 관한 연구. **신용카드리뷰**, 16(4), 104-169.
- 김상봉, 강경우. (2022). 금융불평등도 측정을 위한 방법론 연구. **기술금융연구**, 11(2), 43-66.
- 김상봉, 김우철, 유종만. (2009). 한국의 산업별 경기변동 추이에 관한 연구. **경제연구**, 27(4), 17-41.
- 김상봉, 김정렬, 박덕배, 손영범, 심현섭, 이보우, 전인구, 조경준. (2012). **신용정보의 이해와 활용**. 지필미디어.
- 김상봉, 이보우. (2009). **신용카드의 이해**. 청목출판사.
- 박준기, 문한필, 김용택. (2004). 농가소득 불평등도의 요인분해. **농촌경제**, 27(4), 15-27.
- 백승주, 금현섭. (2013). 불평등의 다차원 접근 : 측정 및 활용. **한국정책학회보**, 22(2), 283-312.
- 신동균, 전병유. (2005). 소득분포의 양극화 추이, **노동경제논집**, 28(3), 77-109.
- 양진수, 임옥빈, 김상봉. (2022). 코로나19 위기 상황에서 기업규모에 따른 ESG 경영활동과 주가 변동 간 영향 관계 연구. **재무와회계정보저널**, 22(2), 53-82.
- 유경준. (2007a). 소득불평등 개념과 실태. **노동경제논집**, 30(3), 103-138.
- 유경준. (2007b). **소득불평등도와 양극화** (정책연구시리즈 2007-01). 한국개발연구원.
- 이계임, 김성용, 한혜성. (2008). 식품소비지출의 불균등도와 양극화 분석. **농촌경제**, 31(3), 1-14.
- 이천우, 김상봉, 김재현. (2022). 전자금융거래법 개정과 금융시장의 변화. **신용카드리뷰**, 16(2), 38-60.
- 통계청. **가계금융복지조사**. 각 연도.
- Araar, A. (2006). *On the decomposition of the Gini coefficient: An exact approach, with an illustration using Cameroonian data* (Working Paper 02-06). CIRPEE.
- Araar, A. (2006). *Poverty, inequality and stochastic dominance, theory and practice: Illustration with Burkina Faso Surveys* (Working Paper 06-34). CIRPEE, Department of Economics, Université Laval.
- Araar, A. (2008). *On the decomposition of polarization indices: Illustrations with Chinese and Nigerian household surveys* (Cahiers de recherche, 08-06). CIRPEE.
- Araar, A. (2009). *The hybrid multidimensional index of inequality* (Cahier de recherche Working Paper 0945).
- Atkinson, A. B. (1970). On the measurement of inequality. *Journal of Economic Theory*, 2(3), 244-226.
- Bourguignon, F. (1999). Comment to multidimensional approaches to welfare analysis by

- Maasoumi, E. in J. Silber (Ed.), *Handbook of Income Inequality Measurement*. (pp. 477-484). Boston: Kluwer Academic.
- Chantreuil, F., & Trannoy, A. (1999). *Inequality decomposition values: The trade-off between mrginality and consistency* (THEMA Discussion Paper, pp. 99-24).
- Chantreuil, F., & Trannoy, A. (2011), Inequality decomposition values. *Annals of Economics and Statistics*, 101/102, 13-36.
- Cowell, F. (1995). *Measuring inequality* (2nd ed.). London: Prentice Hall/Harveste Wheatsheaf.
- Dalton, H. (1920). The measurement of the inequality of incomes. *The Economic Journal*, 30(119), 348-361.
- D'Ambrosio, C. (2001). Social distance between workers. *Economics of Transition*, 9(2), 463-486.
- Davies, J., & Shorrocks, A. F. (1989). Optimal grouping of income and wealth data. *Journal of Econometrics*, 42(1), 97-108.
- Duclos, J. Y., Abdelkrim, A., & Giles, J. (2006). *Chronic and transient poverty: Measurement and estimation, with evidence from China* (Working Paper 0611), CIRPEE.
- Duclos, J. Y., Abdelkrim, A., & Fortin, C. (2010). *DAD : A software for distributive analysis/analyse distributive* (MIPMAP programme). Universite Laval, Quebec, Canada.
- Duclos, J. Y., Esteban, J. M., & Ray, D. (2004). Polarization: concepts, measurement, estimation. *Econometrica*, 72(6), 1737-1772.
- Dworkin, R. (1978). *Taking right seriously*, Harvard University Press.
- Dworkin, R. (1981a). What is equality? Part 1: Equality of welfare. *Philosophy and Public Affairs*, 10(3), 185-246.
- Dworkin, R. (1981b). What is equality? Part 2: Equality of resources. *Philosophy and Public Affairs*, 10(4), 283-345.
- Dworkin, R. (2000). *Sovereign virtue: The theory and practice of equality*. Harvard University Press.
- Esteban, J. M., Gradin, C., & Ray, D. (1999). *Extensions of a measure of polarization with an application to the income distribution of five OECD countries* [Mimeo]. Instituto de Analisis Economico.
- Esteban, J. M., Gradin, C., & Ray, D. (2007). An extension of a measure of polarization, with an application to the income distribution of five OECD countries. *The Journal of Economic Inequality*, 5(1), 1-19.
- Esteban, J. M., & Ray, D. (1994). On the measurement of polarization. *Econometrica*, 62(4), 819-851.
- Esteban, J. M., & Ray, D. (1999). Conflict and distribution. *Journal of Economic Theory*, 87(2), 379-415.
- Fields, G. S. (2003). Accounting for income inequality and its change: am new method, with application to the distribution of earnings in the United States. in S. W. Polachek (Ed.), *Research in Labor Economics* (Vol.22, pp. 1-38). Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Fisher, R. A. (1922). On the mathematical foundations of theoretical statistics. *Philosophical*

- Transactions of the Royal Society*, 222(594-604), 309-368.
- Fisher, R. A. (1936). The use of multiple measurements in taxonomic problems. *Annals of Eugenics*, 7(2), 179 - 188.
- Foster, J., & Wolfson, M. (1992). *Polarisation and the decline of the middle Class: Canada and the U.S.* [Mimeo]. Vanderbilt University.
- Gini, C. (1912). *Variabilita e mutabilita*. Bologna.
- Gini, C. (1936). *On the measure of concentration with special reference to income and statistics*. (Colorado College Publication, General Series 208, pp. 73-79).
- Gradin, C.(2000), Polarization by sub-populations in Spain, 1973-91. *Review of Income and Wealth*, 46(4), 457-474.
- Jenkins, S. P. (1995). Accounting for inequality trends: decomposition analyses for the UK, 1971-86. *Economica*, 62(245), 29-63.
- Kakwani, N. C. (1980). *Income inequality and poverty: Methods of estimation and policy applications*. Oxford University Press.
- Kakwani, N. C. (1986). *Analyzing redistributive policies: A study using Australian data*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lerman, R. I., & Yitzhaki, S.(1985), Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States. *Review of Economics and Statistics*, 67(1), 151-156.
- Leonard, K. L. (1995). The development of credit scoring quality measures for consumer credit applications. *International Journal of Quality and Reliability Management*, 12(4), 79-85.
- Locke, J. (1988). *Two treatises of government*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Lorenz, M. O. (1905). Methods of measuring the concentration of wealth. *Publications of the American Statistical Association*, 9(70), 209-219.
- Lopez, J. H. (2004). *Pro-growth, pro-poor: Is there a tradeoff?* (Policy Research Working Paper Series 3378). The World Bank.
- Maasoumi, E. (1986). The measurement and decomposition of multi-dimensional inequality. *Econometrica*, 54(4), 991-997.
- Maasoumi, E. (1999). Multidimensioned approaches to welfare analysis. in J. Silber (Ed.), *Handbook of Income Inequality Measurement* (Vol. 71, pp.437-484). Recent Economic Thought Series, Dordrecht: Springer.
- Permanyer, Iñaki (2008). *The measurement of social polarisation in a multi-group context* (UFAE and IAE Working Papers 736.08). Unitat de Fonaments de l'Anàlisi Econòmica (UAB) and Institut d'Anàlisi Econòmica (CSIC).
- Podder, N. (1993). The disaggregation of the Gini coefficient by factor components and its application to Australia. *Review of Income and Wealth*, 39(1), 51-61.
- Podder, N., & Tran-Nam, B. (1991). *Uses and abuses of the decomposition of Gini index by factor components* [Mimeo]. The University of New South Wales.
- Rawls, J. (1971). *A theory of justice*. Harvard University Press.

- Rao, V. M. (1969). Two decompositions of concentration ratio. *Journal of the Royal Statistical Society*, 82, 418-425.
- Rousseau, J. J. (1984). *Du contrat social, in Euvres complètes t. III*. Pléiade.
- Sastre, M., & Trannoy, A. (2022). Shapley inequality decomposition by factor components: Some methodological Issues. *Journal of Economics*, 9(1), 51-89.
- Schutz, R. R. (1951). On the measurement of income inequality. *American Economic Review*, 41(1), 107-122.
- Sen, A. (1984). *Resources, values, and development*. Harvard University Press.
- Sen, A. (1992). *Inequality reexamined*. Oxford University Press.
- Sen, A. (1999). *Development as freedom*. Oxford University Press.
- Shapley, L. S. (1953). A value for n-person games. In H. Kuhn and A. Tucker (Eds.), *Contributions to the Theory of Games II* (pp. 307-37). Princeton: Princeton University Press.
- Shannon, C. (1948). The mathematical theory of communication. Bell System Technical Journal July-Oct. reprinted in C. Shannon & W. Weaver, *The mathematical theory of communication* (pp. 3-91). Urbana, IL: University of Illinois Press.
- Shorrocks, A. F. (1980). The class of additively decomposable inequality measures. *Econometrica*, 48(3), 613-625.
- Shorrocks, A. F. (1982). Inequality decomposition by factor components. *Econometrica*, 50(1), 193-211.
- Shorrocks, A. F. (1984). Inequality decomposition by population subgroup. *Econometrica*, 52(6), 1369-1385.
- Shorrocks, A. F. (1989). Optimal grouping of income and wealth data. *Journal of Econometrics*, 42(1), 97-108.
- Shorrocks, A. F., & Wan, G. (2008). *Ungrouping income distributions: Synthesising samples for inequality and poverty analysis* (WIDER Working Paper Series RP2008-16). World Institute for Development Economic Research.
- Singh, S. K., & Maddala, G. S. (1976). A function for size distribution of incomes. *Econometrica*, 44(5), 963-970.
- Smith, A. (1977). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations*. University of Chicago Press.
- Smith, A. (2002). *The theory of moral sentiments*. Cambridge University Press.
- Theil, H. (1967). *Economics and information theory*. Chicago: Rand McNally and Company.
- Theil, H. (1996). *Studies in global econometrics*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Tsui, K. Y., & Wang, Y. Q. (1998). *Polarization orderings and new classes of polarization indices* (Working Paper No. 102). The Chinese University of Hong Kong University.
- Wan, G. (2004). Accounting for income inequality in rural China: A regression-based approach. *Journal of Comparative Economics*, 32(2), 348-363.
- Wang, Y. Q., & Tsui, K. Y. (2000). Polarization orderings and new classes of polarization indices. *Journal of Public Economic Theory*, 2(3), 349-363.

- Wolfson, M. C. (1994). When inequalities diverge?. *American Economic Review*, 84(2), 353-358.
- Wolfson, M. C. (1997). Divergent inequalities: Theory and empirical results. *Review of Income and Wealth*, 43(4), 401-421.
- Zhang, X., & Kanber, R. (2000). What difference do polarization measures make? an application to China. *Journal of Development Studies*, 37(3), 85-98.

Empirical Studies on Financial Inequality

Sang Bong Kim*

Professor, Department of Economics, Hansung University, Seoul, Korea

Si Eon Kim**

Researcher, Global Economic & Financial Institute

Jong Hyuck Hong***

MA Student, Department of Economics, Hansung University, Seoul, Korea

〈Abstract〉

In this paper, we implement empirical analyses of financial inequality and polarization using various models and data from the Household Financial Welfare Survey from the year of 2017 to the year of 2021. As results of estimating the relative Gini coefficient, it shows that credit loan, mortgage loan, debt, net asset, asset, and current income. As results of the decomposition of Gini coefficients of subgroups, there are differences in inequality by occupation, and the inequality by variables among subgroups has greater effects on the inequality by variables than the inequality within subgroups. As results of the generalized entropy index estimation, inequality in debt is high and inequality in current income is relatively small. Inequality in the Atkinson index appears in the order of credit loan, mortgage loan, debt, asset, net wealth, and current income. As results of the inequality decomposition of the Atkinson index, credit loan and mortgage loan increase inequality in total inequality, while net asset and current income reduce inequality. As results of estimating the EGR polarization index, polarization appears severely in the order of credit loan, mortgage loan, debt, net asset, asset, and current income. The size of the DER polarization index appears in the order of debt, asset, net wealth, and current income. Also, the relative contribution of inter-group component is much greater than intra-group component. As the contribution of polarization inter-group is higher, it can be said that current income by occupation is polarized. The Inaki polarization index is large in the order of debt, current income, asset, and net asset, so the polarization index of debt is very large. As results of multidimensional inequality estimation, net asset, debt, mortgage loan, credit loan, and current income appear in the order of contribution. Overall, when interest rates are stable, financial inequality and polarization are increasing. This increase in financial inequality and polarization causes inequality in net asset when debt such as mortgage loan or credit loan increases, and finally brings inequality in asset.

Keywords: Financial inequality, Financial polarization, Decomposition, Inequality index, polarization index

<최초 투고일: 2023년 2월 17일>, <수정일: 2023년 3월 20일>

<게재 확정일: 2023년 3월 27일>

* Address: 505 Research Building, 116 Samseongyo-ro 16gil, Seongbuk-gu, Seoul 02876, Korea, E-mail: brainkim75@hansung.ac.kr; Tel: +82-2-760-8038

** Address: 36-6, Gurodong-ro 22-gil, Guro-gu, Seoul, Republic of Korea, E-mail: kseon0704@naver.com; Tel: +82-2-6013-5800

*** Address: 505 Research Building, 116 Samseongyo-ro 16gil, Seongbuk-gu, Seoul 02876, Korea, E-mail: hongjh820@naver.com; Tel: +82-2-760-8038