샤플리 값을 이용한 농가소득 불평등도의 소득원천별 기여도 분석*

허등용**

Keywords
농가소득(farm household income), 불평등(inequality), 샤플리 값 분해(Shapley value decomposition), 소득원천(source of income), 지니계수(Gini coefficient)

Abstract
This study analyzes the degree of contribution of income sources to the income inequality among farm households through the Shapley value decomposition of the Gini coefficient and suggests policy implications. Farm Household Economy Survey raw data from 2013 to 2017 are used for the analysis. As a result of mean equalized Shapley value decomposition, it would be effective to develop a policy that alleviates inequality in order of agricultural income, non-farm business income and sideline income if the government wants to reduce overall inequality in farm household income. On the other hand, as a result of zero Shapley value decomposition, it would be effective to develop a policy that mitigates the inequality in order of agricultural income, private subsidy and sideline income if the government wants to mitigate the contribution of each income source to inequality. Inequality of farm household income is basically a combination of various factors such as household population, environment, social, economic, and government policy factors. Therefore, the government needs to design farm household income inequality mitigation policy by income source through comprehensive consideration of these factors.

차례

1. 서론
2. 선행연구
3. 분석 방법 및 자료
4. 분석 결과
5. 결론 및 시사점

* 본 논문을 심사해주시고 유익한 조언을 해주신 익명의 심사위원에게 깊은 감사를 드립니다. 논문 내용 중 있을 수 있는 오류는 저자의 책임입니다. 본 연구결과는 저자의 소속기관 공식의견이 아닌 개인의 의견임을 밝힙니다.

** 한국지방세연구원 연구기획본부 지방재정연구실 부연구위원, e-mail: dyheo81@gmail.com

1. 서론

전 세계적으로 소득과 부를 포함한 경제적 불평등의 문제에 대한 관심이 높아지고 있다. 다수의 국가에서는 지속적으로 경제적 불평등이 심화되고 있으며, 이로 인해 다양한 공동체적 가치가 훼손되는 문제가 발생하고 있다. 이와 함께 경제적 불평등은 경제성장을 저해하고, 경제의 불안정성을 증가시키는 요인으로 작용 할 수 있다(Berg and Ostry 2011; Ostry et al. 2014; Stiglitz 2015).

소득불평등의 양상은 종사하는 산업과 거주하는 지역 등에 따라 다르게 나타날 수 있다. 다양한 산업군 중 농업은 우리나라의 취약 산업부문 중 하나이다. 최근 우리나라 농업부문의 수입개방이 확대되고 농업경영의 상업화와 전문화 및 고령화가 가속화됨에 따라 농가 간 소득불평등 문제가 노정되고 있다.

농가소득은 다양한 원천별 소득의 합으로 구성된다. 이에 따라 근본적으로 농가소득 불평등은 이러한 원천별 소득의 불평등에서 기인하며, 소득불평등도의 수준은 각 소득의 특성에 따라 달라진다. 농가소득 불평등에 대한 소득원천별 분석은 정부가 불평등 완화를 위한 정책 수립 시 유용하게 활용될 수 있다. 예를 들어 농가소득의 불평등에 대한 기여도가 높은 원천별 소득을 완화하는 것에 정책적 우선순위를 둠으로써 정부는 전체적인 소득불평등 완화정책의 효과성을 높일 수 있다.

본 연구는 농업소득 중 경상소득에 초점을 맞추어 분석한다. 이는 계속적으로 발생하는 경상소득과는 달리 임시적으로 발생하는 비경상소득은 지속적으로 농가소득 불평등에 영향을 미치지 못하기 때문이다. 농가경제조사에서는 경상소득을 농업·겸업·사업외소득 및 농업·기타공적·사적보조금과 같이 총 여섯 가지 원천으로 구분한다. 이러한 소득은 각각의 특성에 따라 농가 간 소득불평등을 발생시킬 수 있다. 예를 들어, 농업소득은 작목의 차이, 규모의 차이 등으로 인해 소득격차가 발생할 수 있다. 농외소득인 겸업소득과 사업외소득은 농업 이외의 사업 또는 직업에 종사 할 수 있는 여건에 따라 소득격차가 발생할 수 있다. 공적보조금 중 농업보조금은 일반적으로 경작 작목과 경지면적에 따라, 기타공적보조금은 지급기준에 따라 수혜대상과 금액이 상이할 수 있기 때문에 농가 간 소득격차가 발생할 수 있다. 마지막으로 사적보조금

은 다른 가구로부터 받은 생계비 또는 교육비 성격의 보조금이 포함되므로, 가구의 개별적 특성에 따라 사적보조금에서의 소득격차가 발생할 수 있다.

농가소득의 소득원천별 불평등 기여도를 분석하기 위해 본 연구에서는 불평등 지수로 가장 널리 이용되고 있는 지니계수(Gini coefficient)를 사용한다. 지니계수 분해방식으로는 협조적 게임이론의 균형개념 중 하나인 샤플리 값(Shapley value)을 이용한 분해법을 이용한다. 샤플리 값을 이용한 분해는 특정 원천소득이 불평등도에 미치는 영향을 산정할 때 다른 원천 소득은 모든 사람들에게 동일하게 주어진다는 가정을 한다. 여기서 동일하게 주어지는 다른 원천의 소득 수준을 각 원천별 소득의 평균이라고 가정하느냐 또는 0이라고 가정하느냐에 따라 각각 평균 샤플리 값 분해(mean equalized Shapley value decomposition)와 영점 샤플리 값 분해(zero Shapley value decomposition)로 구분된다. 본 연구에서는 지니계수에 대한 샤플리 값 분해 시 위의 두 가지 방법을 모두 사용하여 시사점을 도출한다. 분석자료는 농가경제조사를 사용하며, 농가경제 조사는 5년마다 조사 표본이 변경되므로 최근 5년(2013~2017년) 동안의 자료를 이용하여 분석한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 선행연구를 살펴보고, 제3장에서는 샤플리 값 분해와 관련한 방법론과 분석자료를 살펴본다. 제4장에서는 분석 결과를 제시하고, 마지막으로 제5장에서는 연구 결과를 요약하고 시사점을 제시한다.

2. 선행연구

농가소득 불평등 문제는 오랫동안 많은 연구자들이 관심을 가져왔던 만큼 이에 대한 다양한 연구들이 진행되어 왔다. 안동환(2004)은 농가와 도시근로자가구의 소득불평등도를 비교·분석하고 있다. 분석 결과 도시근로자가구는 전체 소득의 90% 이상을 차지하는 근로소득이 전체 불평등도의 84~89%를 차지하고 있는 것으로 나타났으며, 근로소득의 불평등도 변화가 전체 소득불평등도 변화에 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 한편 농가소득의 경우 농업소득의 비중이 감소함에 따라 비농업소득의 소득불평등에 대한 기여도가 확대되고 있으며, 농가소득

을 결정하는데 있어서 이전소득이 중요한 역할을 하고 있는 것으로 나타났다.

김성용(2004a)은 1991~2002년 동안의 농가소득 불평등을 연령별, 규모별로 분해하여 분석하고 있다. 이 연구는 농가소득의 불균등도가 악화된 것은 주로 집단 내, 특히 소규모·고령화된 농가와 그렇지 않은 농가 간의 소득격차가 주요 원인임을 밝혀냈다. 또한 경지규모별 인구구조의 변화에 따른 소득불평등도의 악화 정도는 매우 작으며, 경지규모별 상대소득 격차에 따른 소득불균등 정도는 감소하고 있는 추세임을 보여주었다.

김성용(2004b)은 소득원천이 불평등에 미치는 영향을 살펴보았다. 분석 결과 농가소득 불균등도와 그 변화는 농업소득에 의해 결정되고 있으나, 그 기여율은 다소 감소하는 반면, 농외소득의 기여율은 이들 소득의 비중 증가로 인해 증가하는 추세인 것으로 나타났다.

박준기 외(2004)는 전체적인 농가소득 불평등의 추이와 함께 소득원천별, 경영주 연령별, 표준영농규모별 불평등도를 살펴보았다. 분석 결과 소득불평등 정도는 최근년도에서 심화되고 있으며, 농업소득의 불평등도가 전체 소득불평등도에서 가장 큰 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 연령별 분석에서는 집단 내 불평등 기여도가 집단 간 불평등 기여도보다 높게 나타났으나, 표준 영농 규모별 분해에서는 상대적으로 집단 간 불평등도가 전체 불평등도에 미치는 기여도가 높은 것으로 나타났다.

김태이 외(2012)는 소득원천별, 지역별로 불평등도를 분석하였다. 이 연구는 공적보조금이 농가소득의 불평등도를 완화하는 효과가 있으나 이러한 효과는 지역별로 다르게 나타나며, 농업소득 격차가 농가소득의 불평등도를 주로 설명하고 있음을 보여주었다.

윤영석 외(2013)는 연령별로 집단을 구분하여 불평등도를 분석하였고, 패널 분석을 통해 소득불평등에서의 연령효과를 도출하였다. 분석 결과 우리나라의 농가소득 불평등이 빠르게 심화되고 있으며, 경영주 연령이 증가할수록 소득불평등에 대한 연령의 기여율이 증가하는 것을 보여주었다.

고갑석·김윤식(2016)은 소득원천별, 지역별로 불평등도를 분석하였다. 이를 통해 농업소득과 농외소득은 경상소득에서의 불평등도가 확대되는 데 기여한 반면, 이전소득은 이를 완화하는 데 기여하고 있으며, 경상소득 격차의 주요 발생원인은 지역 내 소득 격차가 아닌 지역 간 격차라는 것을 보여주었다.

우병준 외(2017)는 소득원천별, 연령별, 표준영농규모별 농가의 소득불평등을 살펴보고 있다.

분석 결과 소득원천별로는 농업소득과 농외소득이 농가소득 불평등에 가장 큰 영향을 미치고 있으며, 연령별로는 고령농가의 소득불평등 기여도가 높고 그 수준 또한 계속 증가하고 있는 것으로 나타났다. 표준영농규모별로는 영농규모가 큰 집단이 소규모 농가보다 소득불평도가 큰 것으로 나타났다.

선행연구들은 농가소득의 불평등도를 크게 소득원천별, 연령별, 영농규모별, 지역별로 살펴보고 있다. 불평등 측정을 위해서는 일반화된 엔트로피 계열의 지수(generalized entropy inequality measures), 지니계수, 앳킨슨 지수(Atkinson index), 변이제곱계수(squared coefficient of variation), 대수편차평균(mean log deviation) 등을 주로 사용하고 있다.

특히 선행연구들 중 지니계수를 이용하여 소득원천별 불평등도를 살펴보는 연구는 대부분 Lerman-Yitzhaki 방식을 활용하고 있다. 농가소득 뿐만 아니라 일반소득의 소득원천별 불평등도를 살펴보기 위한 선행연구들에서도 주로 Lerman-Yitzhaki의 지니계수 분해방식이 사용되고 있다(원종학·성명재 2007; 남상호·권순현 2008 등). Lerman-Yitzhaki 방식은 소득을 집계할 때 원천별 소득 합산의 순서에 따라 원천별 불평등 기여도가 달라지는 순서 의존성 문제가 존재한다.[1]

이러한 순서 의존성을 발생시키지 않고 소득원천별 불평등도를 분석하는 방법으로는 샤플리 값을 이용한 분해 방법이 있다. 샤플리 값은 협조적 게임이론에서 참여자 간 협동을 통해 얻은 총 보수를 각 참여자의 한계 기여(marginal contribution)에 따라 배분해주는 균형 배분규칙으로, 최근 우리나라에서도 불평등과 관련한 연구에서 이를 이용한 분해 방법이 사용되고 있다. 예를 들어 이성재·이우진(2017)은 샤플리 값 분해를 이용하여 소득 및 자산 불평등의 원천별 기여도를 분석하였고, 우병준 외(2017)는 이를 이용하여 농가소득 원천별 기여도를 분석하였다. 또한, 허등용(2018)은 개인지방소득세 세수 불평등도의 소득 원천별 기여도 분석을 위해 이러한 방법을 사용하기도 하였다.

본 연구는 농가소득의 소득원천별 불평등도를 분석함에 있어서 기존에 많이 사용되었던 Lerman-Yitzhaki 방식이 아닌 샤플리 값 분해방식을 사용한다. 앞서 언급한 바와 같이 우병준

1 지니계수는 원천별 소득에 대해 가산적(additively separable)으로 계산되지 않는다. 즉, 총 소득이 소득A와 소득B로 구성되어 있다고 가정할 때 소득A의 한계 기여를 먼저 계산하고 소득B의 한계 기여를 나중에 계산한 경우와 소득B의 한계 기여를 먼저 계산하고 소득A의 한계 기여를 나중에 계산한 경우 결과 값이 다르게 산정될 수 있다. 이와 같이 원천별 소득에 대한 기여도 산정 시 소득을 합산하는 순서에 따라 기여도가 달라지는 현상을 순서 의존성이라고 한다.

외(2017)도 농가소득 원천별 분해에 있어 샤플리 값 분해방식을 사용하고 있다. 그러므로 본 연구와 우병준 외(2017)의 연구 간에는 일부 유사한 측면이 있다. 하지만 본 연구와 선행연구 사이에는 다음과 같은 차이점이 존재하며, 이러한 측면에서 본 연구가 기존문헌에 기여하는 바가 있다고 하겠다. 첫째, 농가소득의 원천별 구분이 상이하다. 우병준 외(2017)는 농업소득, 농외소득, 이전소득, 비경상소득으로 나누어 분석하고 있으나, 본 연구는 경상소득을 보다 세분화하여 원천별 불평등을 분석하고 이를 통해 다양한 해석과 시사점을 제시한다. 둘째, 농업소득 및 농외소득이 마이너스 값을 가질 경우 이를 처리하는 방식이 상이하다. 우병준 외(2017)는 이들 소득에서 마이너스 소득의 값을 0으로 처리한 후 불평등도를 계산하고 있다. 따라서 이 연구에서 제시하는 불평등도는 실제 불평등도를 과소 계산할 가능성을 내포하고 있다. 반면, 본 연구는 분석을 위해 사용하고 있는 불평등 지수, 분해 방법 및 자료의 특성을 종합적으로 고려한 결과 마이너스 소득을 포함하여 불평등을 산정하는 것이 타당하다고 판단하였다.[2] 이와 같이 본 연구는 마이너스 소득을 포함한 분석자료를 이용하므로 과소 계산되지 않은 실제 불평등도를 제시할 수 있다. 셋째, 사용하고 있는 샤플리 값 분해 방법에서 차이가 있다. 우병준 외(2017)는 평균 샤플리 값 분해방식만 사용하고 있는 반면, 본 연구는 평균 샤플리 값 분해방식과 영점 샤플리 값 분해방식을 모두 사용해 농가소득 원천별 불평등도를 도출하고 이를 통해 다양한 시사점을 제시한다.[3]

3. 분석 방법 및 자료

3.1. 분석 방법[4]

본 연구는 샤플리 값 분해 방법을 사용하여 농가소득의 소득원천별 불평등 기여도를 분석한

2 마이너스 소득을 포함하여 불평등도를 산정한 근거는 “3.2. 분석자료”에서 구체적으로 제시한다.

3 두 가지 분해 방법의 차이점은 “3.1. 분석 방법”에서 구체적으로 제시한다.

4 Sastre and Trannoy(2002)와 이성재·이우진(2017), 허등용(2018)을 참조하여 작성하였다. 따라서 이에 대한 자세한 설명은 참고문헌을 참조하기 바란다.

다. 샤플리 값은 협조적 게임이론에서 참여자 간 협동을 통해 얻은 총 보수를 각 참여자의 한계 기여에 따라 배분해주는 균형 배분규칙이다. 게임 참여자 n명으로 구성된 전체집합을 $N=\{1,2,...,i,...,n\}$이라고 하고 참여자의 총 부분집합에 대해 실수 값을 부여하는 보수함수를 $v:2^n \rightarrow R$로 정의하며, $v(\phi)=0$라고 하자. 참여자들이 구성할 수 있는 연합을 S라고 하고 S의 원소의 개수를 s라고 하면 S는 N의 부분집합이 되며, 이러한 연합의 가치는 보수함수인 $v(S)$가 된다.

고정된 참여자 수에서의 모든 게임의 집합을 $B^n=\{v:2^n \rightarrow R | v(\phi)=0\}$이라고 하면 협조적 게임 (v, N)에서의 참여자 i가 기여도에 따라 받는 보수(샤플리 값)는 $Sh_i : B^n \rightarrow R^n$과 같은 함수로 정의되며 다음과 같이 표현된다.

$$Sh_i = \sum_{S \subseteq N/i} \frac{(s-1)!(n-s)!}{n!}[v(S)-v(S-\{i\})] \qquad (1)$$

이처럼 샤플리 값은 협조적 게임의 균형 개념으로 개발된 것이지만 불평등에 대한 한계 기여를 계산할 때에도 적용될 수 있다. 예를 들어 농업소득, 농외소득, 이전소득으로 구성된 농가소득을 상정해보자. 이 경우 각 원천별 소득을 게임의 참여자로, 원천별 소득의 부분집합과 그에 따른 불평등도를 대응시켜주는 불평등지수를 보수함수로 간주하면, 이때 계산된 샤플리 값은 전체 소득불평등에 대한 원천별 소득의 한계 기여를 나타낸다.

다만, 샤플리 값은 일반적으로 각 참여자를 한 사람으로 보기 때문에 같은 비중을 두고 계산하지만, 농가소득의 경우 각 원천별로 전체 소득에서 차지하는 점유율이 다를 수 있다. 그러므로 불평등도에 대한 기여도 분석에 있어서 샤플리 값을 이용한 분해를 할 경우에는 각 소득원천별로 농가소득에서 차지하는 점유율이 다르다는 점을 고려할 필요가 있다.

부분집합 S에 속하지 않는 소득원천을 처리하는 방식에 따라 기여도 계산 시 점유율에 대한 고려가 달라진다. 우선 S에 속하지 않는 소득원천에 대해 모든 농가가 0의 값을 가진다고 가정한 후 농가의 소득불평등도를 계산할 수 있다. 이러한 방법을 영점 샤플리 값 분해라고 부르며, S에 속하지 않는 원천별 소득의 점유율은 0으로 모두 동일해지기 때문에 점유율보다는 각 원천별 소득의 불평등도 자체를 기여도에 중점적으로 반영한다. 이와는 달리 S에 속하지 않는

소득원천에 대해 모든 농가가 각 원천별 소득의 평균값을 가지고 있다고 가정한 후, 이를 S에 속한 소득원천에 더하여 불평등도를 계산하는 방법이 있다. 이러한 방법을 평균 샤플리 값 분해라고 부르며, 각 원천별 소득의 점유율을 그대로 반영하기 때문에 원천별 소득불평등 기여도 산정 시 기존의 점유율이 영향을 미치게 된다.

두 가지 샤플리 값 분해 방법을 보다 구체적으로 살펴보자. 위의 샤플리 값에 대한 설명에서 참여자들은 농가에 대응된다고 가정하고, 추가적으로 원천별 소득의 집합을 $K=\{1,2,...,j,...,k\}$라고 가정하자. 또한, 보수함수는 지니계수에 대응된다고 하자. 농가의 집합과 원천별 소득의 집합으로 행렬을 구성하고 각 행렬의 원소를 x_i^j라고 정의하면, j 유형의 소득원천에 대한 소득분포는 $x^j=[x_1^j,...,x_n^j]$과 같이 n차원의 벡터로 나타낼 수 있다.[5] 농가소득의 원천별 소득 부분집합을 $S \subset K$라고 하고, S의 원소의 개수를 s라고 하자. 그러면 k개의 원천별 소득으로 만들 수 있는 부분집합 S의 개수는 공집합을 포함하여 총 2^k개가 된다.

원천별 소득의 점유율을 고려하지 않는 경우 집합 $S \in 2^k$에 속하는 원천별 소득의 합으로 n차원 소득벡터($y^z : 2^k \rightarrow R^n$)를 다음과 같이 만들 수 있다.

$$y^z(S)=[\sum_{j \in S} x_1^j,....,\sum_{j \in S} x_n^j] \quad (2)$$

다음으로 집합 S에 속하지 않는 원천별 소득의 평균값을 $\mu(x^j)$라고하면, 위의 원천별 소득값에 이러한 평균값을 더하여 소득 점유율을 고려한 n차원 소득벡터($y^e : 2^k \rightarrow R^n$)를 다음과 같이 만들 수 있다.

$$y^e(S)=[\sum_{j \in S} x_1^j+\sum_{j \not\in S} \mu(x^j),....,\sum_{j \in S} x_n^j+\sum_{j \not\in S} \mu(x^j)] \quad (3)$$

이때 소득 분포 $y=[y_1,....,y_n]$에 대한 지니계수를 $G(y):R^n \rightarrow [0,1]$이라고 하면, j유형 소득원천에 대한 영점 샤플리 값은 식(4)와 같이, 평균 샤플리 값은 식(5)와 같이 나타낼 수 있다.

5 이론적으로 x_i^j는 음과 양의 값을 모두 가질 수 있다.

$$Sh_j^z(N,K,G) = \sum_{\substack{S \subset J \\ j \in S}} \frac{(s-1)!(k-s)!}{k!} [G(y^z(S)) - G(y^z(S-\{j\}))] \quad (4)$$

$$Sh_j^e(N,K,G) = \sum_{\substack{S \subset J \\ j \in S}} \frac{(s-1)!(k-s)!}{k!} [G(y^e(S)) - G(y^e(S-\{j\}))] \quad (5)$$

분석 방법에 대한 이해를 돕기 위하여 이성재·이우진(2017)이 제시한 예시를 활용하여 영점 샤플리 값으로 지니계수를 분해하는 과정을 보다 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 농가소득을 농업소득, 농외소득, 이전소득 이렇게 3개의 원천별 소득으로 구분된다고 가정해보자. 이 경우 $K=$\{농업, 농외, 이전\}이 되며 농가소득 원천별 부분집합인 S는 $\{\varnothing$, \{농업\}, \{농외\}, \{이전\}. \{농업, 농외\}, \{농업, 이전\}, \{농외, 이전\}, \{농업, 농외, 이전\}\} 이렇게 8개(=2^3)로 구성된다. 각 부분집합의 원천별 소득($y^z(S)$)에 대응하는 지니계수를 $G(y^z(S))$라고 할 때 부분집합 S에 따른 지니계수 값이 다음과 같다고 가정해보자.

표 1. 소득원천별 지니계수(예시)

부분집합(S)	지니계수 $G(y^z(S))$
$\varnothing$	0.000
농업	0.488
농외	0.957
이전	0.822
농업+농외	0.483
농업+이전	0.429
농외+이전	0.803
농업+농외+이전	0.427

이때 전체 농가소득에 대한 지니계수 측정 시 배열할 수 있는 원천별 소득의 배열 순서는 총 6가지(= 3!)가 되며, 배열 순서에 따른 원천별 소득의 한계 기여는 다음과 같다.

표 2. 농가소득 불평등에 대한 영점 샤플리 값 분해(예시)

배열 순서	농업소득 한계 기여	농외소득 한계 기여	이전소득 한계 기여	합계
<농업, 농외, 이전>	0.488	-0.005	-0.056	0.427
<농업, 이전, 농외>	0.488	-0.002	-0.059	0.427
<농외, 농업, 이전>	-0.474	0.957	-0.056	0.427
<농외, 이전, 농업>	-0.376	0.957	-0.154	0.427
<이전, 농업, 농외>	-0.393	-0.002	0.822	0.427
<이전, 농외, 농업>	-0.376	-0.019	0.822	0.427
합계	-0.643	1.886	1.319	2.562
절대기여	-0.107	0.314	0.22	0.427
상대기여	-0.251	0.736	0.515	1.000

이와 같은 한계 기여는 다음과 같이 산정된다. 순서가 <농업, 농외, 이전>인 경우 농업소득의 한계 기여는 표 1에서 농업소득의 지니계수인 0.488에서 소득이 존재하지 않을 때의 지니계수(공집합일 때의 지니계수)인 0.000을 차감한 값인 0.448이 된다. 농외소득의 한계 기여는 농업소득과 농외소득 합(농업+농외)의 지니계수인 0.483에서 농업소득의 지니계수인 0.488을 차감한 값인 -0.005가 된다. 마지막으로 이전소득의 한계 기여는 농가소득(농업+농외+이전)의 지니계수인 0.427에서 농업소득과 농외소득 합의 지니계수인 0.483을 차감한 값인 -0.056이 된다. 이와 동일한 방식으로 6가지 순서에 대해 한계 기여를 계산하면 위의 표 2와 같은 결과를 얻을 수 있다. 표 2에서 볼 수 있는 바와 같이 각 원천별 소득의 한계 기여는 순열의 종류에 따라 달라진다. 이에 따라 대표성 있는 값을 산정하기 위해 6가지의 한계 기여의 평균을 취할 수 있다. 그리고 이때의 평균값이 영점 샤플리 값의 절대기여도가 된다. 또한 원천별 절대기여도를 각 기여도 합계로 나누어 줌으로써 영점 샤플리 값의 상대기여도를 산정할 수 있다. 평균 샤플리 값 분해방식은 각 원천별 소득에 대한 기여도가 아닌, 각 원천별 소득에 이러한 소득 이외의 원천별 소득의 평균값을 더하여 소득 비중을 고려한 기여도를 산정한다는 것만 제외하면 영점 샤플리 값 분해방식과 동일한 방법으로 도출할 수 있다.

3.2. 분석자료

농가소득과 관련된 자료는 통계청의 MDIS(Microdata Integrated Service)에서 제공하는 농가경제조사 원자료를 이용한다. 농가경제조사는 농가경제의 동향과 농업경영 실태를 파악하여 농업정책 수립과 농업경영개선에 활용할 수 있는 기초자료를 제공하고, 농업문제를 연구할 수 있는 실증적 자료를 제공하고 있다. 조사주기는 1년이며 5년 주기로 표본을 재설계하여 조사대상 농가를 전면 개편한다. 가장 최근의 표본은 2013년 1월부터 조사결과에 반영되었다. 이에 따라 본 연구에서는 가장 최근 선정된 표본인 2013 ~ 2017년의 5개년도 자료를 이용한다. 농가경제조사 표본설계는 층화 2단 집락 추출법을 사용하고 있다. 이에 따라 우리나라 모집단 전체를 대표하려면 가중치를 사용해야 한다. 2013 ~ 2015년까지는 "농가수지" 자료에서 가중치도 함께 제공하고 있으므로 이를 활용한다. 하지만 2016년부터는 농가수지 자료에서 가중치를 제공하지 않고 "가중치 및 농가유형" 자료를 별도로 제공하고 있다. 이에 따라 2016년과 2017년의 가중치는 "가중치 및 농가유형" 자료에서 제공하는 가중치를 사용한다.[6] 즉, 연구에서 제시하고 있는 통계량 및 결과 등은 이러한 표본설계 가중치를 고려한 값이다.

농가소득은 크게 경상소득과 비경상소득으로 구분된다. 비경상소득은 비정기적으로 발생하는 소득이므로 농가소득 불평등에 지속적으로 영향을 주는 요인은 아니다. 이에 따라 본 연구는 경상소득에 초점을 맞추어 농가소득 불평등을 분석한다. 농가경제조사에서 경상소득은 크게 농업소득, 농외소득, 이전소득으로 구분된다. 여기서 농외소득은 겸업소득과 사업외소득으로, 이전소득은 농업보조금, 기타공적보조금, 사적보조금으로 구분된다.

원천별 소득 격차의 발생가능성을 살펴보면 다음과 같다. 농업소득의 격차는 경영작목의 차이, 경영규모의 차이 등으로 인해 발생할 수 있다. 겸업소득의 격차는 농업 이외의 사업을 할 수 있는 지리적, 환경적 요인에 따라 격차가 발생할 수 있다.[7] 다음으로 사업외소득 격차는 주업과 겸업이외의 활동에 영향을 줄 수 있는 지리적, 환경적 요인에 따라 발생할 수 있다.[8] 농

6 "가중치 및 농가유형"에서는 가중치를 "전국 승수(가중치)"와 "단독가구_가중치"로 구분하여 자료를 제공한다. 본 연구는 전국 농가에 대한 분석을 수행하므로 전국 승수를 가중치로 사용한다.

7 예를 들어 산지 또는 바다와 인접한 곳에서는 각각 임업과 어업을 겸업할 수 있을 것이며, 도시지역 근교에서는 제조업 등을, 관광지와 인접한 곳에서는 숙박업 등을 겸업할 수 있을 것이다.

8 예를 들어 도시지역 또는 관광지에서는 농업과 함께 제조업 및 서비스업 등에 취업할 기회 및 임대수익을 얻을 가능성이 상대적으로 높을 수 있다.

업보조금 격차는 작목 및 경영규모 차이로 인한 직불금 등의 차이로 인해 발생할 수 있다. 기타공적보조금 격차는 각종 연금과 생활보조금 등 지급기준 및 수혜대상 등의 차이로 인해 발생할 수 있다. 사적보조금 격차는 가구별 특성 등에 따라 발생할 수 있다.[9]

농가소득을 구성하는 소득원천의 일부는 그 특성상 마이너스의 값을 가질 수 있으며, 마이너스 소득부문의 절댓값이 다른 소득부문의 절댓값보다 더 클 경우 특정 농가소득이 전체적으로 마이너스가 되는 경우가 발생할 수 있다.[10] 일반적으로 마이크로 데이터를 사용한 소득불평등도의 연구는 소득의 최솟값을 0으로 제한하거나 마이너스 소득을 가지는 가구를 표본에서 제거한 후 분석하는 경향이 있다.

이는 불평등지수 함수 형태가 마이너스 소득에 대해 정의되지 않거나 마이너스 소득을 포함할 경우 이를 유의해서 해석해야하기 때문이다(Cowell, 2011). 예를 들어 일반화된 엔트로피 지수 계열(generalized entropy family)에서 사용되는 평가함수(evaluation function)의 함수형태는 소득을 밑으로 하는 지수함수 형태이다. 지수함수는 밑이 음수일 경우 지수가 1보다 작으면 함수 값이 실수(real number) 값이 아닌 허수(imaginary number) 값을 가지게 된다. 따라서 일반화된 엔트로피 지수 계열에서는 마이너스 소득을 사용할 수 없다. 또한, 지니계수는 0과 1사이의 값을 가지는 것이 일반적이다. 하지만 평균 소득이 마이너스가 될 경우 지니계수의 값은 1보다 큰 값을 가질 수 있으므로 이러한 현상이 나타날 경우에는 이를 유의하여 해석할 필요가 있다.

다음으로 불평등지수에 대한 분해 방법에 따라 마이너스 소득이 존재할 경우, 그 결과를 신뢰할 수 없는 경우가 발생하기도 한다. Lerman-Yitzhaki 분해는 지니계수를 소득원천별로 분해할 때 가장 널리 사용되는 방법이다. 하지만 Manero(2017)는 마이너스 소득이 존재할 때 Lerman-Yitzhaki 분해법을 사용하면 한계효과 분석(marginal effect analysis)의 결과에 오류가 발생할 수 있으며, Pigou-Dalton의 이전원칙(the Pigou-Dalton principle of transfer)이 충족되지 않는 경우가 발생할 수 있다고 지적하고 있다. 따라서 마이너스 소득이 존재할 때

9 사적보조금에는 다른 가구로부터 받은 생계비 또는 교육비 성격의 보조금이 포함된다.

10 원천별 소득 중 농업 및 겸업소득은 각각 농업경영과 농업경영 이외의 자영에 의한 수입에서 제 비용을 차감한 것이다. 사업외소득 역시 농가구원이 벌어들인 임금소득, 임대료, 배당이자 수입 등에서 제 비용을 차감한 것이다. 이와 같이 농업·겸업·사업외소득은 기본적으로 수입에서 비용을 차감하여 산정되므로 제반 환경 등의 변화에 따라 상당한 손실이 발생할 경우 마이너스 소득이 발생할 수도 있다. 반면, 이전소득은 정부나 다른 가구로부터 받는 보조금의 성격이므로 마이너스 소득이 발생하지 않는다.

Lerman-Yitzhaki 분해법을 사용하여 지니계수 분해분석을 수행하는 것은 부적절할 수 있다. 하지만 자료의 특성상 실제로 마이너스 소득이 상당히 존재함에도 불구하고 이러한 소득을 0으로 처리하거나 표본에서 제거할 경우 소득불평등을 실제보다 과소평가하는 결과가 도출될 수도 있다. 그러므로 마이너스 소득에 대한 처리방식은 분석을 위해 사용되는 불평등 지수, 분해 방법, 분석 목적과 자료의 특성 등을 종합적으로 고려하여 결정해야 할 것이다 .

Cowell(2011)에 따르면 절대 격차(absolute difference)에 기반한 지니계수나 상대 평균격차 등의 불평등 지수 계열은 마이너스 소득을 포함해도 활용가능하다. 또한 이성재·이우진(2017)에 따르면 샤플리 값 분해방식은 이론적으로 마이너스 값이 존재한다고 하더라도 적용할 수 있는 분해방식이다. 또한 후술된 분석 결과에서 제시하고 있듯이 본 연구에서 마이너스 소득을 포함한 표본들로 산정한 지니계수의 값은 0과 1사이로 통상적인 지니계수의 범위 내의 값을 가지는 것을 볼 수 있다. 이와 함께 농가경제조사 자료에는 마이너스 소득을 가지는 농가가 상당수 존재하는 것으로 나타난다. 그러므로 불평등 지수(지니계수), 분해 방법(샤플리 값 분해) 및 자료의 특성(마이너스 소득 농가 상당수 존재 및 마이너스 소득 포함 후 측정한 지니계수 값이 통상적 범위에서 존재) 등을 종합적으로 고려하였을 때, 본 연구는 표본이 가지고 있는 농가소득 정보를 최대한 활용하기 위해 마이너스 소득을 포함한 농가경제자료를 사용하더라도 문제가 없을 것이라 판단된다.

2013 ~ 2017년까지 우리나라의 평균 농가 경상소득은 지속적으로 증가했다. 분석기간 동안 각 원천별 소득의 변화를 살펴보면 다음과 같다. 농업소득은 2013 ~ 2015년 동안 증가하였으나 2016년도 이후에는 감소하는 추세를 보인다. 농업소득이 경상소득에서 차지하는 비중 역시 이와 같은 추세를 보인다. 이와는 반대로 겸업소득 및 그 비중은 2013 ~ 2015년 동안 감소하였으나 이후 증가하는 추세를 보인다. 사업외소득 및 그 비중 역시 각각 2013 ~ 2014년 및 2013 ~ 2015년 동안 감소하였으나 이후 증가하는 추세를 보인다. 기타 공적 보조금은 금액과 비중 모두 증가하는 추세를 보인다. 농업보조금과 사적보조금은 소득 금액과 소득에서 차지하는 비중 모두 큰 변화 없이 보합세를 보이고 있다.

원천별 소득 간 비중을 살펴보면 다음과 같다. 2015년도를 제외하고 사업외소득이 농가소득에서 차지하는 비중이 가장 큰 것으로 나타난다. 2015년도에는 농업소득이 차지하는 비중이 가장 높게 나타나지만, 그 외의 기간에서는 사업외소득이 더 높은 비중을 차지한다. 이 두 소

득이 차지하는 비중은 분석기간 동안 60%이상으로 높게 나타난다.

다음으로 높은 소득비중은 2013년도에는 겸업 소득, 기타 공적보조금, 농업보조금, 사적보조금 순이다. 하지만 2014년부터 기타 공적보조금이 농가소득에서 차지하는 비중은 급증하여 겸업소득과 기타공적보조금의 차지하는 비중을 역전한다. 이러한 현상은 2014년 이후에도 계속 유지되고 있다. 추세를 살펴보면 기타공적보조금을 제외한 원천별 소득이 차지하는 비중은 동기간 동안 감소하거나 보합세를 보인 반면 기타공적보조금의 비중은 11.83%에서 18.61%로 크게 증가한 것을 알 수 있다. 이를 통해 농가소득에서 기타공적보조금의 역할이 더욱 중요해지고 있음을 알 수 있는데, 이는 기초노령연금 및 사회취약계층에 대한 지원 확대 등 정부의 복지정책 강화 기조에 기인한 것이라 판단된다.

표 3. 농가 경상소득의 연도별, 원천별 기초통계량

(단위: 천 원)

2013년도							
	경상	농업	겸업	사업외	농업 보조금	기타 공적 보조금	사적 보조금
평균	31,584	10,035	4,182	11,523	1,464	3,737	643
(비중)	(100%)	(31.77%)	(13.24%)	(36.48%)	(4.63%)	(11.83%)	(2.04%)
표준편차	31,253	25,120	12,606	18,227	2,744	5,811	2,720
최솟값	-115,676	-125,171	-21,911	-18,863	0	0	0
최댓값	644,714	642,591	175,580	137,974	60,000	72,811	66,000
2014년도							
	경상	농업	겸업	사업외	농업 보조금	기타 공적 보조금	사적 보조금
평균	31,922	10,303	3,751	11,048	1,605	4,602	613
(비중)	(100%)	(32.28%)	(11.75%)	(34.61%)	(5.03%)	(14.42%)	(1.92%)
표준편차	34,510	27,383	13,099	18,747	5,211	6,575	2,674
최솟값	-78,264	-109,457	-107,819	-18,953	0	0	0
최댓값	592,299	524,212	255,237	181,326	377,195	73,756	54,000
2015년도							
	경상	농업	겸업	사업외	농업 보조금	기타 공적 보조금	사적 보조금
평균	34,101	11,257	3,733	11,206	1,664	5,567	675
(비중)	(100%)	(33.01%)	(10.95%)	(32.86%)	(4.88%)	(16.32%)	(1.98%)
표준편차	36,623	30,850	12,185	18,407	3,210	6,925	2,641
최솟값	-185,195	-187,427	-11,613	-9,708	0	0	0
최댓값	625,304	624,220	253,379	152,373	86,664	74,706	50,395
2016년도							
	경상	농업	겸업	사업외	농업 보조금	기타 공적 보조금	사적 보조금
평균	34,102	10,068	3,855	11,397	1,827	6,310	645
(비중)	(100%)	(29.52%)	(11.30%)	(33.42%)	(5.36%)	(18.50%)	(1.89%)
표준편차	33,514	26,755	12,990	18,915	4,189	7,659	2,454
최솟값	-157,774	-175,216	-35,094	-9,858	0	0	0
최댓값	449,088	402,094	274,162	167,084	66,549	77,703	33,000
2017년도							
	경상	농업	겸업	사업외	농업 보조금	기타 공적 보조금	사적 보조금
평균	35,217	10,047	4,406	11,863	1,682	6,554	665
(비중)	(100%)	(28.53%)	(12.51%)	(33.68%)	(4.78%)	(18.61%)	(1.89%)
표준편차	34,928	27,942	14,337	19,075	4,095	7,657	2,584
최솟값	-210,943	-215,015	-17,026	-50,155	0	0	0
최댓값	556,526	530,415	202,454	120,360	118,584	77,869	44,000

자료: 통계청(각 연도). 『농가경제조사』.

그림 1. 농가 경상소득의 원천별 소득 추이(2013~2017)

(단위: 천 원)

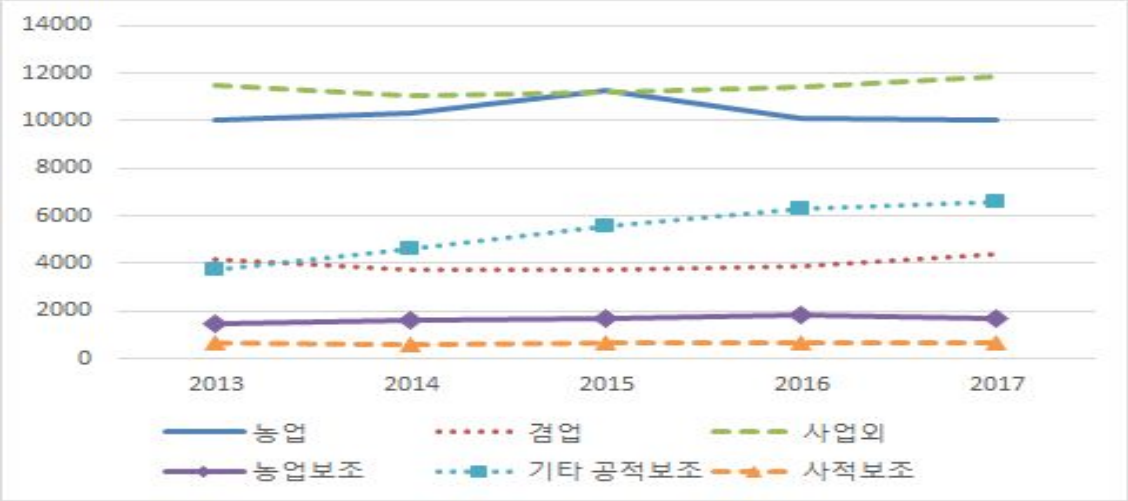
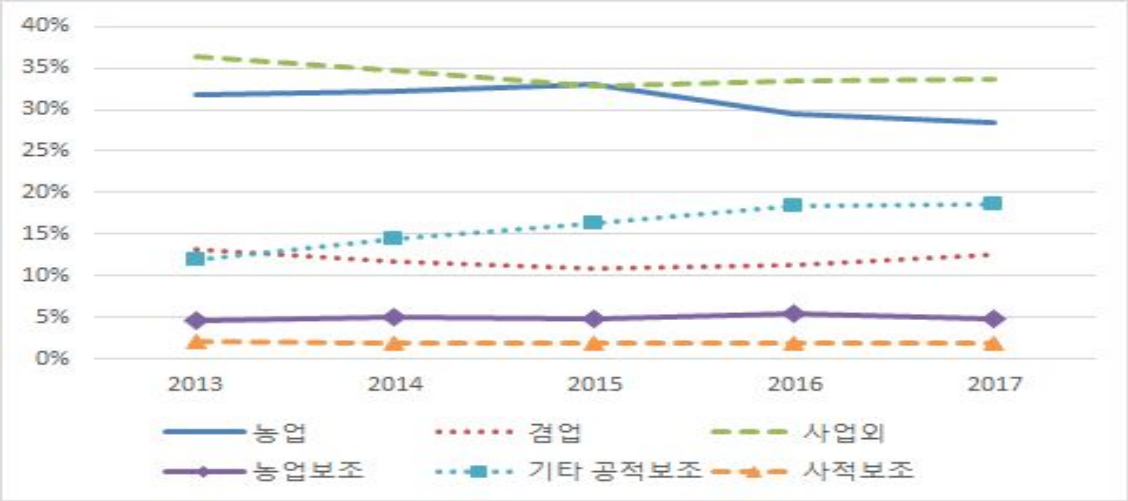


그림 2. 농가 경상소득 소득원천별 비중 추이(2013~2017)



4. 분석 결과

본 연구는 분석 결과를 도출하기 위해 STATA DASP 패키지의 DSGINIS 명령어를 사용한다. 앞서 언급한 바와 같이 농가 경상소득 불평등도는 지니계수를 이용하여 계산한다. 농가 경상소득 불평등도를 살펴보면 지니계수의 값은 2013년 0.4533에서 2014년 0.4772로 증가하여 농가소득 불평등도는 증가한다. 하지만 지니계수의 값은 2015년 0.4582로 다소 감소하고 2016년에는 0.4584로 보합세를 보인 후, 2017년에는 0.4555로 2013년의 불평등과 유사한 수준까지 감소한 것으로 나타난다.

본 연구는 원천별 소득이 차지하는 비중을 고려하지 않은 불평등도 기여도와 이를 고려한 불평등도 기여도를 살펴보기 위하여, 각각 영점 및 평균 샤플리 값 분해방식을 통해 산정한 원천별 소득불평등 기여도 값을 모두 제시한다.[11] 우선 각 원천별 소득 자체의 불평등 기여도를 중점적으로 알아보기 위하여 소득비중을 고려하지 않는 영점 샤플리 값 분해 결과를 살펴본다. 분석기간 동안 원천별 소득의 불평등 기여도는 농업·겸업소득 및 사적보조금에서 높게 나타난다. 2013년과 2014년의 농업소득의 불평등 기여도는 겸업소득과 사적보조금의 기여도보다 상대적으로 낮게 나타난다. 하지만 농업소득의 불평등 기여도는 이후 지속적으로 증가하여 2015~2017년에는 소득불평등에 가장 큰 기여를 하는 것으로 나타난다.

반면, 기타 공적보조금의 소득불평등 기여도는 2013년 이후 지속적으로 감소하며, 2014년부터는 기여도가 음의 값으로 나타나 오히려 소득불평등을 완화하는 것으로 나타난다. 사업외소득의 기여도는 2013년 음의 값을 가져 소득불평등을 완화하는 것으로 나타났으나, 그 이후 양의 값을 가져 이러한 효과는 사라진 것으로 나타난다. 겸업소득과 사적 보조금은 소폭 증가 또는 감소하는 현상이 반복되는 등의 보합세를 보인다. 이러한 현상은 절대기여도와 상대기여도에서 모두 동일하게 나타난다.

---

11 농가 경상소득 불평등에 대한 소득원천별 기여도는 절대적 기여도와 상대적 기여도로 구분하여 살펴볼 수 있다. 절대적 기여도는 각 소득원천이 농가 경상소득 불평등도에 기여하는 명시적인 값으로 원천별 소득의 절대적 기여도를 모두 합하면 불평등 지수의 값이 된다. 상대적 기여도는 유형별 소득불평등의 절대적 기여도를 농가 경상소득 불평등 지수 값으로 나누어준 값으로, 각 원천별 소득이 경상소득 불평등에서 차지하는 비중을 보여준다.

표 4. 농가 경상소득 원천별 영점 샤플리 값 분해

		농업	겸업	사업외	농업보조	기타 공적보조	사적보조	지니계수
2013	소득비중	0.3177	0.1324	0.3648	0.0463	0.1183	0.0204	0.4533
	절대기여	0.1169	0.1256	-0.0014	0.0715	0.0012	0.1395	
	상대기여	0.2580	0.2770	-0.0032	0.1578	0.0027	0.3078	
2014	소득비중	0.3228	0.1175	0.3461	0.0503	0.1442	0.0192	0.4772
	절대기여	0.1385	0.1528	0.0077	0.0723	-0.0349	0.1407	
	상대기여	0.2902	0.3202	0.0162	0.1516	-0.0731	0.2949	
2015	소득비중	0.3301	0.1095	0.3286	0.0488	0.1632	0.0198	0.4582
	절대기여	0.1491	0.1343	0.0172	0.0723	-0.0534	0.1386	
	상대기여	0.3255	0.2932	0.0374	0.1579	-0.1165	0.3025	
2016	소득비중	0.2952	0.1130	0.3342	0.0536	0.1850	0.0189	0.4584
	절대기여	0.1642	0.1427	0.0134	0.0730	-0.0717	0.1367	
	상대기여	0.3582	0.3114	0.0293	0.1593	-0.1564	0.2983	
2017	소득비중	0.2853	0.1251	0.3368	0.0478	0.1861	0.0189	0.4555
	절대기여	0.1706	0.1333	0.0141	0.0744	-0.0753	0.1386	
	상대기여	0.3745	0.2925	0.0309	0.1633	-0.1654	0.3042	

그림 3. 농가 경상소득 소득원천별 불평등 절대기여도 추세: 영점 샤플리 값 방식

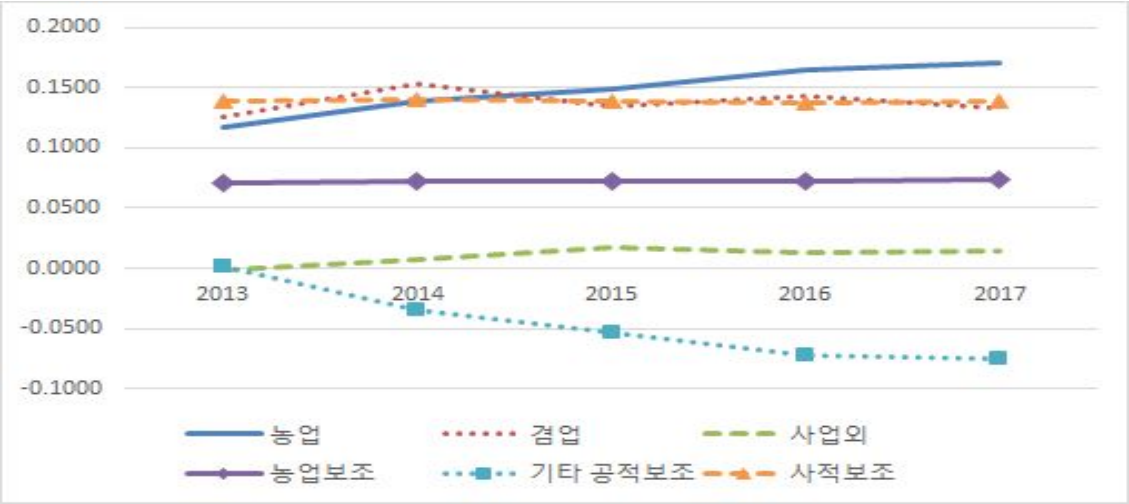
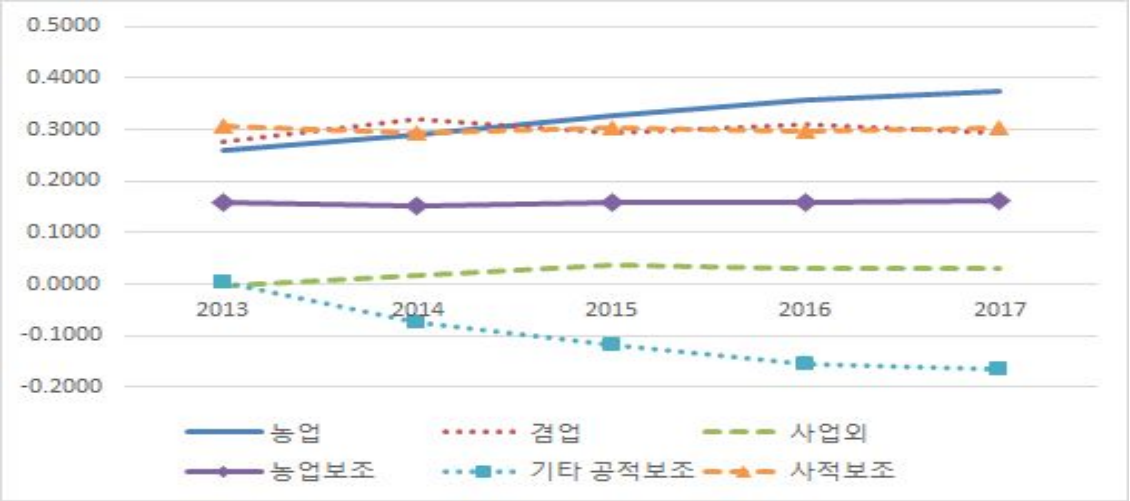


그림 4. 농가 경상소득 소득원천별 불평등 상대기여도 추세: 영점 샤플리 값 방식



다음으로 원천별 소득점유율을 고려하여 산정한 불평등 기여도를 파악하기 위하여 평균 샤플리 값 분해 결과를 살펴본다. 분석기간 동안 농가 경상소득 불평등에 대한 원천별 소득의 절대기여도는 농업소득, 사업외소득, 겸업소득, 기타공적보조금, 농업보조금, 사적보조금 순으로 크게 나타난다. 원천별 소득의 불평등에 대한 상대기여도 역시 절대기여도와 같은 순서로 나타난다. 농업소득의 불평등 기여도는 2013~2015년에는 증가하나 이후 감소하는 추세를 보인다. 겸업 및 사업외소득의 불평등 기여도는 농업소득과는 반대로 2013~2015년에는 감소하나 이후 증가하는 추세를 보인다. 기타 공적보조금은 증가량은 크지 않으나 지속적으로 증가하는 현상을 보인다. 이는 농가 경상소득에서 기타 공적보조금이 차지하는 비중이 지속적으로 증가하는 것에 기인하는 것으로 보인다. 농업보조 및 사적보조는 소폭 증가 또는 감소하는 현상이 반복되는 등 보합세를 보인다.

평균 샤플리 값 분해 결과의 상대기여도를 살펴보면 원천별 소득의 상대기여도는 절대기여도와 동일한 순서를 보인다. 이 중 농업소득과 겸업소득의 불평등 기여도는 이들 소득이 농가 경상소득에서 차지하는 비중보다 더 높은 것으로 나타나지만, 그 이외의 원천별 소득에서는 이와 반대되는 현상이 나타난다. 즉, 농업소득과 겸업소득은 소득비중에 비해 경상소득 불평등에 상대적으로 더 많은 기여를 하고 있으나, 그 외의 소득은 소득비중에 비해 경상소득 불평등에 기여하는 바가 상대적으로 더 작다고 할 수 있다.

표 5. 농가 경상소득 원천별 평균 샤플리 값 분해

		농업	겸업	사업외	농업보조	기타 공적보조	사적보조	지니계수
2013	소득비중	0.3177	0.1324	0.3648	0.0463	0.1183	0.0204	0.4533
	절대기여	0.1830	0.0678	0.1580	0.0131	0.0263	0.0051	
	상대기여	0.4036	0.1496	0.3485	0.0288	0.0581	0.0113	
2014	소득비중	0.3228	0.1175	0.3461	0.0503	0.1442	0.0192	0.4772
	절대기여	0.2027	0.0668	0.1573	0.0165	0.0289	0.0050	
	상대기여	0.4248	0.1400	0.3296	0.0346	0.0606	0.0104	
2015	소득비중	0.3301	0.1095	0.3286	0.0488	0.1632	0.0198	0.4582
	절대기여	0.2070	0.0579	0.1438	0.0150	0.0297	0.0047	
	상대기여	0.4519	0.1264	0.3139	0.0326	0.0649	0.0103	
2016	소득비중	0.2952	0.1130	0.3342	0.0536	0.1850	0.0189	0.4584
	절대기여	0.1914	0.0628	0.1487	0.0164	0.0350	0.0041	
	상대기여	0.4175	0.1369	0.3243	0.0359	0.0763	0.0090	
2017	소득비중	0.2853	0.1251	0.3368	0.0478	0.1861	0.0189	0.4555
	절대기여	0.1859	0.0675	0.1495	0.0145	0.0339	0.0041	
	상대기여	0.4082	0.1482	0.3282	0.0319	0.0745	0.0090	

그림 5. 농가 경상소득 소득원천별 불평등 절대기여도 추세: 평균 샤플리 값 분해

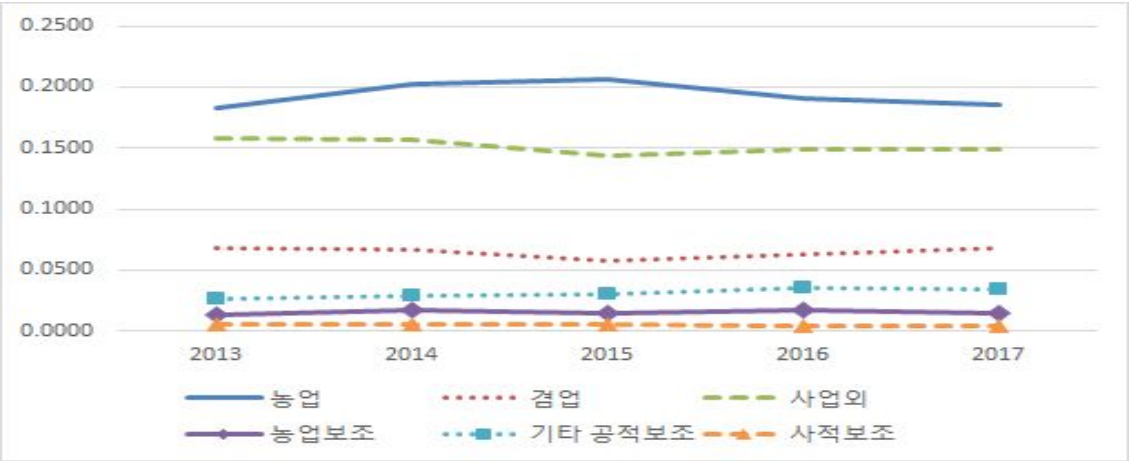
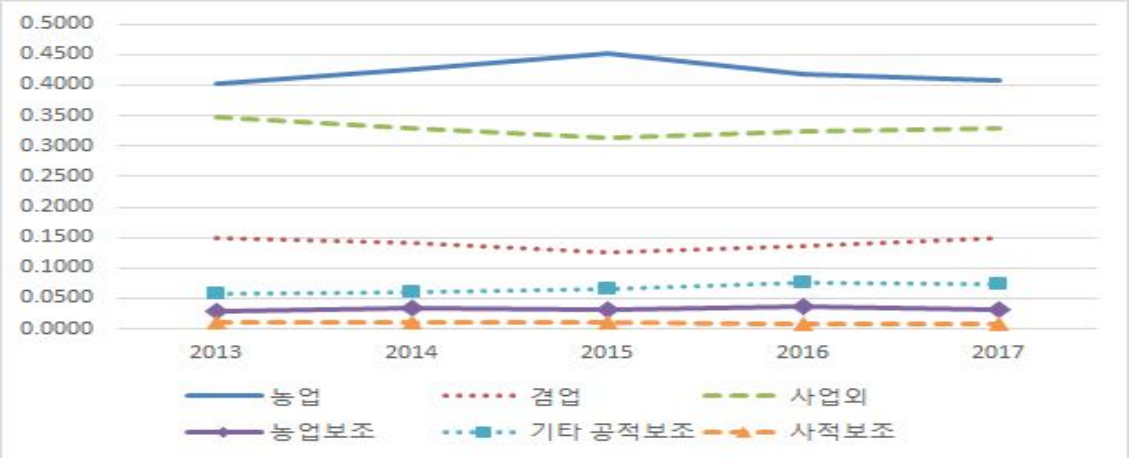


그림 6. 농가 경상소득 소득원천별 불평등 상대기여도 추세: 평균 샤플리 값 분해



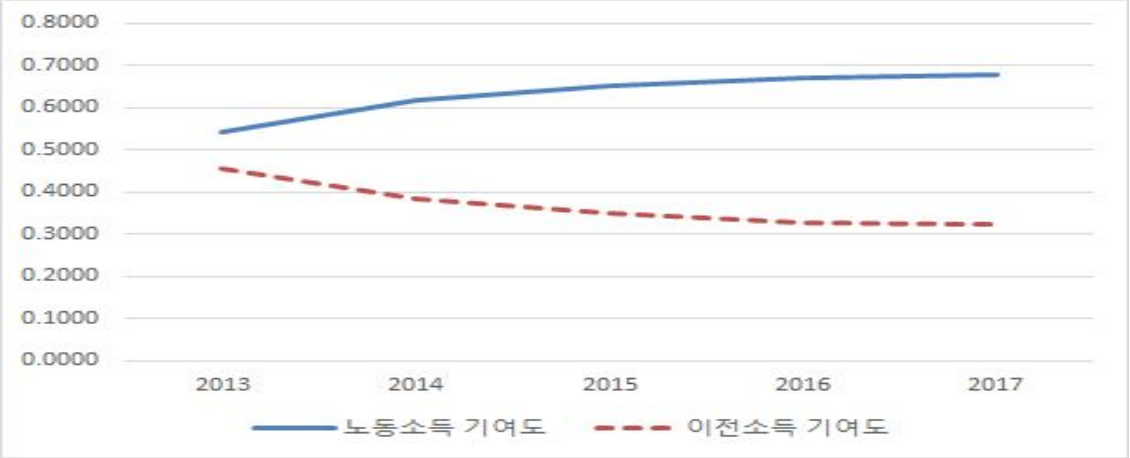
지니계수에 대한 샤플리 값 분해 방식은 가산적(additively separable)이지 않으므로 소득을 구분하는 방식에 따라 각 구분된 소득의 불평등 기여도가 달라진다는 한계를 가지고 있다. 따라서 본 연구는 산정결과의 강건성(robustness)을 확인하기 위하여 경상소득을 노동소득(농업·겸업·사업외소득의 합)과 이전소득(농업·기타공적·사적 보조금의 합)으로 구분한 후 도출한 불평등 기여도와 노동소득과 이전소득에 해당하는 소득 원천의 불평등 기여도를 합하여 도출한 기여도를 비교해 본다. 설명의 편의를 위하여 원천별 소득의 불평등도 기여도를 각각 도출하고 이를 합한 값을 “기여도A”, 소득을 합한 후 도출한 불평등 기여도를 “기여도B”라고 하자. 표 4에서 볼 수 있는 바와 같이 노동소득과 이전소득 모두에서 기여도A와 기여도B는 큰 차이를 보이지는 않는 것으로 판단된다.

표 6. 소득 구분방식에 따른 원천별 소득의 소득불평등 절대기여도 비교

	영점 샤플리 값 분해				평균 샤플리 값 분해			
	노동소득		이전소득		노동소득		이전소득	
	기여도A	기여도B	기여도A	기여도B	기여도A	기여도B	기여도A	기여도B
2013	0.2411	0.2463	0.2122	0.2071	0.4088	0.4027	0.0445	0.0506
2014	0.2990	0.2938	0.1782	0.1834	0.4268	0.4209	0.0504	0.0563
2015	0.3006	0.2984	0.1576	0.1598	0.4088	0.4030	0.0494	0.0551
2016	0.3204	0.3079	0.1380	0.1505	0.4028	0.3967	0.0556	0.0617
2017	0.3179	0.3088	0.1376	0.1467	0.4029	0.3968	0.0526	0.0587

영점 샤플리 값 분해 결과를 통해 살펴보면 노동소득이 소득불평등에 미치는 상대기여도는 증가하는 반면 이전소득의 상대기여도는 감소하는 추세를 보인다.[12] 이는 앞서 원천별 분석 결과에서 살펴본 바와 같이 노동소득 중 농업소득의 불평등 기여도가 증가하는 것과 이전소득 중 기타 공적보조금의 불평등 기여도가 감소하는 것에 기인하는 것이라 판단된다.

그림 7. 노동 및 이전소득의 소득불평등 상대기여도 추세: 영점 샤플리 값 방식

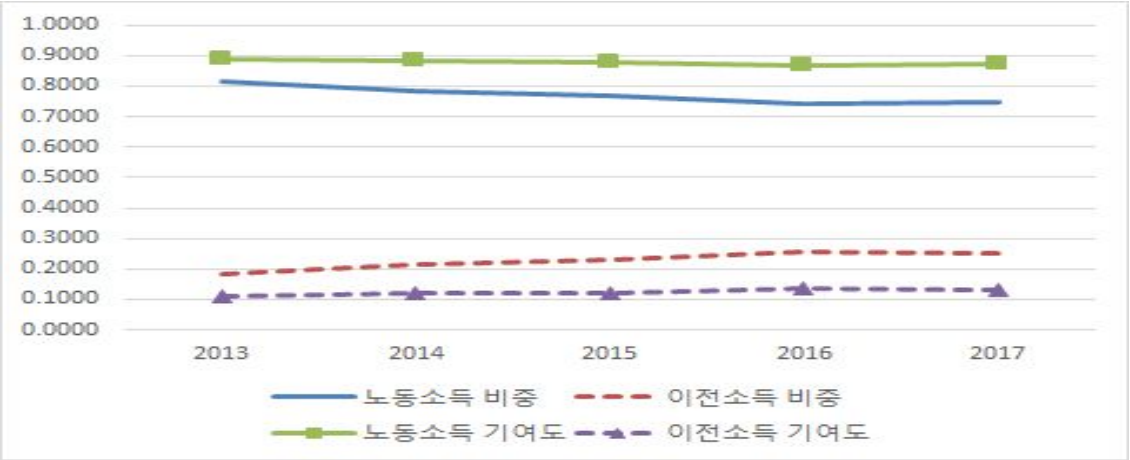


다음으로 평균 샤플리 값 분해 결과를 통해 살펴보면 노동소득이 차지하는 비중이 감소하면서 노동소득이 소득불평등에 미치는 상대기여도 역시 감소하는 추세를 보인다. 이는 노동소득 중 상대적으로 불평등도가 높은 농업 및 사업외소득이 차지하는 비중이 감소하는 추세를 보이는 것에 기인한다고 판단된다. 반면 이전소득은 그 비중이 증가하면서 이전소득이 소득불평등에 미치는 상대기여도 역시 소폭 증가하는 추세를 보인다. 이는 이전소득 중 기타 공적보조금이 소득에서 차지하는 비중이 증가하는 것에 기인한다고 판단된다.

또한 분석기간 동안 노동소득의 불평등 기여도는 노동소득이 농가소득에서 차지하는 비중보다 크므로, 노동소득이 농가소득 불평등에 상대적으로 더 많은 기여를 하고 있는 것으로 나타난다. 이전소득에서는 노동소득과는 반대되는 현상이 나타난다. 종합적으로 노동소득과 이전소득의 소득불평등 기여도는 앞서 살펴본 세분화된 원천별 소득의 불평등 기여도와 일관된 결과를 보여준다.

12 노동소득과 이전소득의 불평등 기여도는 "기여도B" 기준으로 산정하였으며, 이하동일하다

그림 8. 노동 및 이전소득의 비중 및 소득불평등 상대기여도 추세: 평균 샤플리 값



5. 결론 및 시사점

본 연구는 불평등지수 분해를 통하여 농가 경상소득에 대한 소득원천별 불평등 기여도를 분석하고 소득불평등 완화 정책에 대한 시사점을 제공한다. 본 연구에서는 통계청의 농가경제조사 미시자료를 바탕으로 농가 경상소득의 유형을 농업·겸업·사업외소득 및 농업·기타공적·사적보조금과 같이 총 여섯 가지 원천으로 구분한다. 분석기간은 농가경제조사 표본의 일관성을 고려하여 2013 ~ 2017년까지 5개 연도로 한다.

불평등도를 측정하는 지수로는 널리 이용되고 있는 지니계수를 사용하고, 소득 원천별 불평등도 분해 방법으로는 평균 샤플리 값 분해와 영점 샤플리 값 분해 방법을 사용한다. 이 중 평균 샤플리 값 분해는 각 원천별 소득의 소득 점유율을 그대로 반영하여 소득 원천별 불평등 기여도를 산정하는 방식인 반면, 영점 샤플리 값 분해는 관심대상 밖의 원천소득에 대한 점유율을 0이라고 가정하기 때문에 소득원천별 불평등도 자체로 기여도를 산정하는 방식이다. 이에 따라 각 소득이 차지하는 비중을 고려하여 전체적인 소득불평등도를 낮추는 것이 목적이라면 평균 샤플리 값의 분해 결과 절대 또는 상대기여도가 가장 높은 유형의 불평등도를 완화시

켜주는 것이 효과적이라 할 수 있다. 하지만 불평등도가 높은 소득원천 자체의 불평등 기여도를 완화시키는 것이 목적이라면 영점 샤플리 값의 분해 결과 절대 또는 상대기여도가 가장 높은 소득원천의 불평등도를 완화시켜주는 것이 효과적이라고 할 수 있다.

본 연구 결과, 농가 경상소득의 전체적인 불평등을 효과적으로 해소하기 위해서는 농업소득, 사업외소득, 겸업소득, 기타 공적보조금, 농업보조금, 사적보조금 순으로 불평등을 완화시켜주는 정책을 개발하는 것이 효과적인 것으로 나타난다. 또한 불평등도가 높은 소득원천 자체에 대한 불평등을 효과적으로 완화시키는 것이 목적이라면 농업소득, 사적보조금, 겸업소득, 농업보조금, 사업외소득, 기타 공적보조금 순으로 불평등을 완화시켜주는 정책을 개발하는 것이 효과적인 것으로 나타난다. 다만, 농가 경상소득의 불평등은 기본적으로 가구요인, 인구·환경·사회·경제적 요인, 정부 정책요인 등 다양한 요인들이 결합된 결과로 나타나는 것이므로 국가 전체적인 농업 및 소득 정책의 틀 속에서 이러한 불평등 문제를 완화할 수 있는 방안을 제시할 필요가 있다.

영점 샤플리 분해결과에서 볼 수 있듯이 농업소득 자체의 불평등 기여도는 증가하는 추세를 보인다. 이러한 현상은 크게 다음과 같은 두 가지 원인으로 인해 발생할 수 있다. 첫째, 농산물에 대한 소비자의 수요가 다양화됨에 따라 기존의 식량작물 중심에서 새로운 작물 중심으로 변해가는 시장의 구조적 변화로 인해 농업소득불평등이 확대될 수 있다. 수요가 변해감에 따라 이미 부가가치가 크지 않았던 기존의 식량작물과 부가가치가 높은 새로운 작물 간의 부가가치 격차가 커지게 되며, 이로 인해 새로운 변화에 적응한 농가와 그렇지 못한 농가 간의 농업소득 격차가 확대될 수 있다. 둘째, 젊고 규모화 된 전업농 육성 정책으로 인하여 농업소득불평등이 확대될 수 있다. 정부는 농업 경쟁력을 강화를 위해 이러한 정책을 지속적으로 추진하고 있으며, 이로 인해 신규 전업농가와 기존의 고령화된 영세한 농가 간의 소득격차가 확대될 수 있다.

첫 번째 원인으로 발생하는 농업소득불평등 완화를 위해 정부는 신규 고부가가치 작물의 재배에 대한 홍보 및 재배기술과 방법에 대한 교육을 강화하는 등 농가의 재배작목 전환을 유도하는 정책을 적극적으로 활용할 수 있다. 하지만 두 번째 원인으로 발생하는 농업소득불평등 완화정책을 수립하고자 할 때에는 신중할 필요가 있다. 이는 우리나라 농업의 국제 경쟁력을 갖추기 위해 생산구조를 효율화하는 과정에서 발생할 수 있는 필수불가결한 산물이기 때문이

다. 따라서 이러한 원인으로 발생하는 불평등 완화 정책의 추진은 농업 경쟁력 강화 정책 기조와 일부 상충되는 현상을 야기할 가능성이 있다.

농업소득과는 반대로 기타 공적보조금은 농가소득 불평등을 완화하는 기능이 강화되고 있는 추세를 보인다. 이는 복지정책이 강화됨에 따라 기초노령연금 및 기초생활보장 확대 등 취약계층에 대한 지원 확대에 기인하는 것이라 판단된다. 이에 따라 정부는 농업경쟁력을 강화하는 정책 추진시 과도기적으로 발생할 수 있는 농가소득 격차를 효과적으로 완화하기 위하여 기타 공적보조금의 확대 등 보완적 정책을 동시에 추진하는 것을 고려할 수 있을 것이라 판단된다.

또한 영점 샤플리 값 분해결과를 살펴보면 농업보조금은 공적 이전재원임에도 불구하고 그 자체의 불평등도 기여도는 사업외소득보다 높은 것으로 나타난다. 이는 농업보조금을 주로 구성하고 있는 다양한 직불금 등이 경지면적에 비례하여 지급되기 때문인 것으로 판단된다. 농지는 농가의 중요한 자산으로서 평균적으로 소득이 높은 농가가 일반적으로 더 많은 농지를 소유하고 경작한다고 볼 수 있다. 즉, 경지면적이 넓고 소득이 높은 농가에 상대적으로 많은 직불금이 지급되면 이러한 불평등이 발생할 수 있다. 그러므로 농가소득 불평등을 완화 측면에서 정부는 경지면적 별로 직불금을 차등 지급하는 방안도 고려할 수 있을 것이라 판단된다.

본 연구는 농가소득 불평등의 변화요인을 근본적으로 규명하고 있지 못하는 한계가 있다. 농가소득은 농가인구의 연령, 경지면적 및 영농형태, 교육수준, 가구원의 특성, 자산구조 등 다양한 상호작용에 의해 결정될 것이다. 따라서 추후 농가의 소득불평등도 원인을 규명하고 구체적인 정책대안을 마련하기 위한 보다 종합적인 연구가 수행될 필요가 있다.

참고문헌

고갑석, 김윤식. 2016. “지니계수 분해법을 활용한 농가소득의 불평등 분석.” 『농업경영·정책연구』. vol. 43, no. 4, pp. 733-758. 한국축산경영학회, 농업정책학회. uci: G704-000650.2016.43.4.001

김성용. 2004a. “농가소득 불균등도 변화 추이의 경영주연령별, 경지규모별 요인 분해 분석.” 『농업경영정책연구』. vol. 31, no. 4, pp. 568-584. uci: G704-000650.2004.31.4.002

김성용. 2004b. “농가소득 불균등의 변화 추이와 소득원천별 분해.” 『농업경제연구』. vol. 45, no. 4, pp. 97-115. uci: G704-000586.2004.45.4.004

김재호, 2013. “기초노령연금 도입에 따른 소비의 불평등도와 양극화 개선효과.” 『2013 고용패널 학술대회』, pp. 493-515.

김태이, 임정빈, 안동환. 2012. “공적보조금이 지역내 지역간 농가소득 불평등에 미치는 영향 분석.” 『농업경제연구』. vol. 53, no. 1, pp. 41-61. uci: G704-000586.2012.53.1.004

남상호, 권순현. 2008. “우리나라 중·고령자 가구의 작산분포 현황과 빈곤분석: 국민노후보장패널(KReIS)자료를 중심으로.” 『보건사회연구』. vol. 28, no. 2, pp. 3-32.

박준기, 문한필, 김용택. 2004. “농가소득 불평등도의 요인분해.” 『농촌경제』. vol. 27, no. 4, pp. 15-27. uci: G704-000576.2004.27.4.006

안동환. 2004. “도시근로자가구와 농가의 소득불평등도 비교 분석 : 엔트로피지수의 그룹별·소득원별 분해.” 『농업경제연구』. vol. 45, no. 1, pp. 21-46. uci: G704-000586.2004.45.1.007

우병준, 임소영, 이두영, 이형용, 한보현. 2017. 『2017 농업경영체 실태분석』. 한국농촌경제연구원.

원종학, 성명재. 2007. 『소득분배 격차 확대의 원인과 정책대응방향』. 한국조세연구원.

윤영석, 이병훈, 박준기. 2013. “농가의 고령화가 소득불평등에 미치는 영향.” 『농촌경제』. vol. 36, no. 3, pp. 33-51. uci: G704-000576.2013.36.3.003

이성재, 이우진. 2017. “샤플리 값을 이용한 한국의 소득 및 자산 불평등의 원천별 기여도 분석.” 『한국경제의 분석』. vol. 23, no. 1, pp. 57-98. uci: G704-000474.2017.23.1.003

허등용. 2018. “개인지방소득세 세수격차의 소득 원천별 기여도 분석 및 납세지 개편에 대한 시사점.” 『재정학연구』. vol. 11, no. 2, pp. 107-130.

Berg, A., and J.D. Ostry. 2011. *Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin?*, IMF Staff Discussion Note(Washington: International Monetary Fund). doi:10.5089/9781463926564.006

Cowell, F. 2011. *Measuring Inequality(Third Edition)*, London School of Economics Perspectives in Economic Analysis. doi:10.1093/acprof:osobl/9780199594030.001.0001

Dagum, C. 1997. “A New Approach to the Decomposition of the Gini Income Inequality Ratio.” *Empirical Economics.* vol. 22, no. 4, pp. 515-531. doi: /10.1007/bf01205777

Lerman. R. and S. Yitzhaki. 1985. “Income Inequality by Income Source: A New Approach and Applications to the United States.” *Review of Economics and Statistiscs.* vol. 67, no. 1, pp. 150-156. doi: 10.2307/1928447

Manero. A. 2017. “The limitations of negative incomes in the Gini coefficient decomposition by source,” *Applied Economics Letters*, vol24, no. 14, pp. 977-981. doi:10.1080/13504851.2016.1245828

Ostry J., A. Berg and C. Tsangarides. 2014. “Redistribution, Inequality, and Growth.” *IMF Staff discussion note*. doi: 10.5089/9781484352076.006

Sastre, M. and A. Trannoy. 2002. “Shapley Inequlity Decomposition by Factor Components: Some Methodological Issues.” *Journal of Economics Supplement.* vol. 9, pp. 51-89. doi: 10.1007/978-3-7091-6166-1_3

Stiglitz J. 2015. “THE ORIGINS OF INEQUALITY, AND POLICIES TO CONTAIN IT.” *National Tax Journal.* vol. 68, no. 2, pp. 425-448. doi: 10.17310/ntj.2015.2.09.

통계청. 각 연도 .『농가경제조사』.

원고 접수일: 2018년 06월 05일
원고 심사일: 2018년 06월 29일
심사 완료일: 2018년 12월 18일