

농가의 고령화가 소득불평등에 미치는 영향 연령효과의 실증분석을 중심으로

윤영석* 이병훈** 박준기***

Keywords

연령 효과(Age Effects), 패널GSL(panal generalized least squares), 소득불평등(income inequality), 대수편차평균(mean logarithmic deviation)

Abstract

This study is aimed to estimate the age effect on income inequality of farm households which is resulted from the aging of farm operators and to draw out its counter-strategy through the results of this analysis. The panel generalized least squares (PGLS) method is used to examine the age effects. The data used are panel data which are from 1993 to 2011 of the farm household economy survey. The results of study demonstrate that a positive relationship exists between the age of farm operator and its relative contribution ratio to income inequality of farm households. This means that the more the age of farm operator, the more the contribution ratio to income inequality of farm households. And it also represents that relative contribution ratio of youthful farm operator to income inequality of farm households is higher than another age group.

차례

- | | |
|----------|-------------|
| 1. 서론 | 4. 분석 방법 |
| 2. 선행연구 | 5. 분석 결과 |
| 3. 분석 자료 | 6. 결론 및 시사점 |

* 주저자, 한국농촌경제연구원 위촉연구원

** 교신저자, 한국농촌경제연구원 부연구위원

*** 한국농촌경제연구원 연구위원

1. 서론

최근 농업은 기계화와 R&D 투자 확대 등에 힘입어 농업생산성은 크게 향상된 반면, 농업 투입재 가격이 농가판매가격보다 빠르게 상승하여 농가교역조건 악화로 농업 소득이 하락하고 있다. 농가의 농업의존도는 1995년에 48% 수준이었으나, 2011년에는 29% 수준까지 감소하였다. 그 결과, 농가소득도 전반적으로 정체 내지는 하락현상을 보이고 있으며, 도시근로자가구소득 대비 농가소득 비중도 1995년 95.7%에서 2011년에 59.1%까지 하락하였다.

농가소득의 하락과 함께 농가 간 불평등¹도 심화되고 있다. 대표적인 소득불평등지표인 농가소득 지니계수는 1995년 0.327에서 2007년 0.412, 그리고 2011년에는 0.424까지 증가하였다(이병훈, 운영석 2012). 이처럼 농가소득의 저하와 함께 불평등의 심화는 농업 내부의 위화감 확대와 농가빈곤 고착화의 우려를 낳고 있다. 하지만 이와 같은 농가소득의 불평등이 단순히 경기순환 과정에서 나타나는 현상이라면, 소득불평등 문제는 경기의 전환 과정에서 자연스럽게 해결될 수 있다. 그러나 2000년 이후 나타난 농가소득 불평등 심화현상은 경기순환 과정에서 나타나는 자연스러운 현상으로 보기에는 그 속도와 정도가 매우 빠르고 크다. 따라서 이와 같은 농가소득 불평등을 심화시키는 원인과 정도를 규명하기 위한 실증적 분석과 그에 따른 대응방안을 모색하는 연구가 필요하다.

다행히도 그동안 농가소득 불평등을 심화시키는 원인과 정도를 규명하기 위한 실증 연구들이 다양한 연구방법론을 적용하여 지속적으로 수행되어오고 있다. 이들 연구에서는 농가소득 불평등 추세, 농가소득 불평등 요인 분해 등 농가소득 전반의 불평등에 주안점을 두고 의미 있는 분석결과를 제시하였다. 그러나 이들 연구의 한계로서 최근 농가 인구의 감소와 함께 고령화²가 빠르게 진행되고 있는 상황에서 고령화는 농가소득 불평등의 원인으로서는 지적되어 왔고, 실질적으로 고령화가 농가소득 불평등에 미

1 개인 또는 세대 간에 고소득에서 저소득까지 소득분포가 산재해 있어 균등화하지 못한 상태.

2 농촌인구는 1970년 1,850만 명에서 2000년 930만 명, 2010년 863만 명으로 급격하게 감소하여 전체인구에서 차지하는 비중도 1970년 58.8%, 2000년 20.3%, 2010년 18.0%로 감소하였으며, 농촌인구 가운데 65세 이상 고령인구가 차지하는 비중은 1970년 4.2%에서 2010년 20.9%로 증가하여 고령화가 빠르게 진행되고 있음. 특히 농가경영주의 연령 분포를 보면 1980년 60세 이상 경영주의 비율이 20.3%에서 1990년 31.3%, 2000년 51.1%, 2010년 60.3%로 증가하여 경영주의 고령화가 심화되었음.

치는 정도를 명확히는 규명하지 못하였다. 따라서 본 연구에서는 통계청에서 생산하는 농가경제통계 원자료(1993~2011년)를 이용하여 연령별 균형패널을 구축하고, 이 패널 자료를 이용하여 농가경영주 연령의 고령화가 농가소득 불평등에 미치는 효과를 실증적으로 분석하고자 한다.

2. 선행연구

농가소득 불평등과 관련한 국내 연구는 크게 두 가지로 나뉜다. 첫째, 농가소득 불평등을 인구학적 특성별로 분해한 연구(decomposition by population sub-group)는 이병기(2000); 김성용, 이계임(2002); 김성용(2004) 등이 있다. 이병기(2000)는 1991~1999년 기간 동안 농가소득 불평등의 변화추이를 분석하고, 농가소득 불평등 요인분석을 위해 농가경제통계 원자료를 이용하여 분산분석을 실시하였다. 그 결과 외환위기를 전후로 불평등이 급격히 증가하였으며, 연령·농가규모·학력 등이 농가소득 불평등의 주요 요인임을 제시하였다. 김성용, 이계임(2002)은 농가의 소비지출을 이용한 농가의 후생 평가를 위하여 엔트로피 불평등 지수와 불평등도의 구성 집단별 분해 방법을 이용하였으며, 1990~2000년까지 농가소득 및 소비지출의 불평등도는 증가하였고, 농가소득 불평등이 소비지출의 불평등보다 크게 나타나고 있음을 제시하였다. 김성용(2004)은 12년간(1991~2002)의 농가경제원자료를 엔트로피 불평등지수 방법을 이용하여 소득 불균등의 변화 추이, 경영주 연령별, 경지규모별 등 구성 집단을 분해하여 불평등 요인을 분석하였으며, 농가소득의 불평등도는 분석 기간 동안 악화되었고, 농가인구가 고령화되면서 젊은 농가와 그렇지 않은 농가 간의 소득 격차가 확대된 실상을 불평등 악화의 요인으로 제시하였다.

둘째, 농가소득 불평등을 소득의 원천별로 구분한 연구(decomposition by income source)는 박준기 등(2004); 김한호·김재경(2011); 김태이 등(2012) 등에 의해 진행되어 왔다. 박준기 등(2004)은 5년간(1998~2002) 농가경제원자료를 농가의 소득계층별 소득 분포를 파악하고, 엔트로피 불평등지수와 불평등도의 구성 집단별 분해 방법을 이용하여 농가소득의 불평등 정도를 분석한 후 소득원천별, 경영주 연령별 및 표준영농 규모별로 전체 농가소득 불평등에 대한 기여도를 분석하였다. 주요 관련 분석결과로 경영주 연령별 분석에서는 집단 내 불평등도가 전체 불평등도에 미치는 기여 비중이 집단 간 불평등도의 기여 비중보다 절대적으로 높으나 집단 간 불평등 기여 비중도

1998년에 5.7%에서 8.8%로 높아져 연령계층 간 불평등도도 확대된 것으로 나타났다. 그러나 전반적 분석이 횡단면 자료를 이용하였기 때문에 소득계층 간 농가의 이동에 대한 동태적 변화의 설명은 한계가 있는 것으로 지적되었다. 김태이 등(2012)은 공적보조금이 농가소득 불평등도에 미치는 영향을 분석하기 위해 2003~2007년 기간 동안 농가의 집단 간·집단 내 소득불평등도와 소득원천별 소득 불평등도를 지니계수의 그룹별 분배기법과 소득원천별 분해기법을 적용하여 분석하였으며, 불평등도 완화를 위해 지역별 농가의 영농형태 및 연령 구조의 차이를 고려한 차별화된 소득불평등 완화 정책의 필요성을 주장하였다. 김한호, 김재경(2011)은 농업연구 개발 투자로 인해 창출된 공공지식이 농가의 소득분포 상태에 어떠한 영향을 미치는지 확인하기 위해 회귀분석 기반의 소득 불균등도 분해법을 적용하여 그 효과를 계측하였다.

이처럼 농가소득 불평등과 관련한 국내 연구는 어느 정도 진전이 있었지만, 농가소득 불평등과 농가경영주 연령의 고령화 정도와의 관계를 명확하게 규명하지 못했을 뿐만 아니라 방법론적으로도 한계가 있었다.

반면, 비농업부문 가계소득 불평등과 고령화와 관련된 연구는 최근까지 활발히 진행되고 있다. 해외 연구를 살펴보면, Crystal and Shea(1990a)은 Survey of Income and Program Participation 횡단면 자료를 활용하여 연령대별 지니계수를 분석한 결과, 중년기 이후에 연령이 높을수록 지니계수가 증가한다는 사실을 발견하였다. Levey and Murnane(1992)와 Jenkins(1995)는 1980년대 미국과 영국의 소득격차 확대의 원인을 인구고령화에 대한 효과와 연령 계층 간 효과로 규명하고자 하였다. Prus(2000)는 캐나다의 소비자 재정조사 자료로 코호트 내 지니계수 변화를 분석함으로써 고령화가 소득 불평등에 미치는 영향을 계측하고자 하였다. Deaton and Paxson(1994)과 Ohtake and Saito(1998)는 대만과 일본의 소득불평등이 인구고령화에 의해 야기되고 있음을 대수편차와 코호트 분해방법으로 실증 분석하였다.

국내 연구는 2000년도 초까지 해외 연구에 비해 미미했으나, 최근에는 가계소득 불평등도 증가와 인구구조가 빠르게 고령화됨에 따라 다양한 방법으로 논의되고 있다. 임병인·전승훈(2005)은 한국노동패널 자료를 활용하여 1998~2002년의 각 연도별로 가구주 연령대별 지니계수를 분석한 결과, 연도에 따라 약간의 차이가 있지만 대체로 가구주 연령이 증가함에 따라 소득불평등이 증가한다는 결과를 도출하였다. 김학주(2006)는 7차년도 한국노동패널 자료를 이용하여 분위회귀를 통해 노년기 소비불평등 추이와 특성을 비 노인가구의 경우와 비교·분석하여 가구주의 연령이 높아질수록 소비 불평등이 크게 심화되고 있음을 규명하였다. 이미진 등(2007)은 한국노동패널 1~8차년도 자료를 활용하여 남성고령자의 소득불평등을 지니계수를 통해 분석하였다. 특히

이들은 코호트 효과를 고려하였으며, 가구주 연령이 증가함에 따라 불평등이 증가함을 보고하였다. 그러나 횡단면 자료를 사용하여 연령효과와 코호트 효과의 중복을 간과하여 한계점을 보였다. 성명재, 박기백(2009)은 연령별 평균소득과 인구비중이 독립적이라는 가정하에서 27년(1982~2008) 간의 가계조사를 이용하여 변이제공계수(SCV)를 통한 연령별 인구구조의 변화가 소득분배에 미치는 영향을 추정하였다. 그 결과, 소득분포가 안정화된 상황에서 가상적으로 인구구조의 고령화가 지속될 경우 변이제공계수가 계속 상승할 것임을 전망하였다. 석상훈(2010)은 한국노동패널 1~11 차년도 자료를 활용, 코호트 분해 방법을 통해 인구구조의 변화가 소비격차에 미친 영향에 대해 분석하였다. 분석 결과, 인구구조 변화에 따른 인구고령화 효과에 의한 설명력은 더욱 높아졌고, 향후 인구고령화가 급격히 진행되는 우리사회에 소비격차의 문제가 더욱 심각하게 다가올 수 있다고 결론지었다.

계량적인 방법을 이용하여 연령효과를 계측한 연구로는 홍석철(2012)이 있다. 홍석철(2012)은 고령층일수록 소득불평등이 높다는 기존 선행연구에 착안하여 향후 고령인구 비중이 더욱 증가할수록 사회 전체의 소득불평등이 심화될 수 있다고 전제하였다. 이를 검증하기 위해 1990~2010년 가계동향조사 자료를 연령별로 구분하여 균형패널을 구축하였으며, 연령별 대수분산에 영향을 미치는 설명변수로 연령, 출생연도, 조사연도 등을 사용하여 고령화의 영향을 계측하였고, 기타 변인을 추가함으로써 연령에 따른 소득불평등 심화 원인을 다각적으로 모색하였다. 그러나 연령별 집단 내의 불평등을 통해 고령화 효과를 설명하였기 때문에 고령화가 직접적으로 전체 집단의 불평등에 미치는 영향을 설명하는 데 어려움이 있다.

따라서 본 연구 목적은 다음과 같다. 우선 19년(1993~2011)간의 농가경제통계 원자료를 이용하여 연령에 따른 균형패널 자료를 구축하고 연차별 소득불평등도를 계측하여 전반적인 농가의 소득불평등도 추이를 살펴본다. 다음 단계에서 소득불평등과 고령화 정도와의 관계를 규명하기 위해 단위 연령별 농가소득을 대수편차평균 지수의 분해 방법으로 표본 전체의 불평등도에 대한 각 단위 연령의 상대적 기여율을 계측한다. 마지막으로 패널 GLS를 이용하여 연령효과(age effect), 출생집단효과(cohort effect), 조사연도효과(survey-year effect) 등으로 구분하여 농가경영주의 연령이 소득 불평등도에 미치는 효과를 분석한다.

표 1. 소득불평등과 고령화 관련 연구 현황

| 국외 | | | 국내 | | |
|-------------------------|------|------------------|-------------------|--------|------------------|
| 연구자 | 측정방법 | 측정효과 | 연구자 | 측정방법 | 측정효과 |
| Crystal& Shea(1990) | 지니계수 | 연령별 효과 (미국) | 임병인·전승훈 (2005) | 지니계수 | 연령별 효과 (노동패널) |
| Levey & Murnane(1992) | 지니계수 | 연령별 효과 (미국) | 김학주 (2006) | 지니계수 | 연령별 효과 (노동패널) |
| Jekins(1995) | 지니계수 | 연령계층별 효과 (영국) | 이미진 등 (2007) | 지니계수 | 코호트 효과 (노동패널) |
| Deaton and Paxson(1994) | 대수편차 | 코호트 효과 (대만) | 성명재·박기백 (2009) | 변이제공계수 | 연령별 효과 (가계조사) |
| Ohtake and Saito(1998) | 대수편차 | 코호트 효과 (일본) | 석상훈 (2010) | 대수편차 | 코호트 효과 (가계조사) |
| | | | 홍석철 (2012) | 대수편차 | 연령별 효과 (가계조사) |

3. 분석자료

농가경영주 연령이 농가소득 불평등에 미치는 영향을 계량적으로 계측하기 위해 본 연구에서는 통계청에서 발표하는 농가경제통계 원자료를 분석 자료로 이용하였으며, 분석 기간은 1993~2011년까지로 설정하였다.

분석 자료로 이용된 농가경제통계는 5년마다 표본이 개편되는 자료로서 1993년부터 2011년 사이 총 네 차례³의 표본개편이 시행되었으며, 최근 농업인구 감소와 함께 표본의 수도 급격히 감소⁴하였다. 한편, 농가경영주의 연령이 고령화됨에 따라 농가경제통계상의 연령별 분포 역시 고령 연령층에 집중화되고 있으며, 최근 들어 더욱 빠르게 진행되고 있다.⁵ <그림1>의 연령 분포의 왜도를 보면, 1993~1997년 기간 0.47에서

3 표본개편 년도는 1993년(1993~1997년), 1998년(1998~2002년), 2003년(2003~2007년), 2008년(2008~2012년)이며, 분석 기간 동안의 총 누적 표본은 53,857명임.

4 1993~2002년 농가경제 표본의 수는 3,000여 명을 유지하였지만 최근의 표본은 농가 호 수 감소와 함께 2,600여 명 수준으로 감소하였음.

5 농가경제 통계 고령화 비중은 1993년 13%에서 1999년 23%로 11%p 증가에 그쳤지만, 2000년에 26%에서 2011년 57%로 31%p 상승하였음.

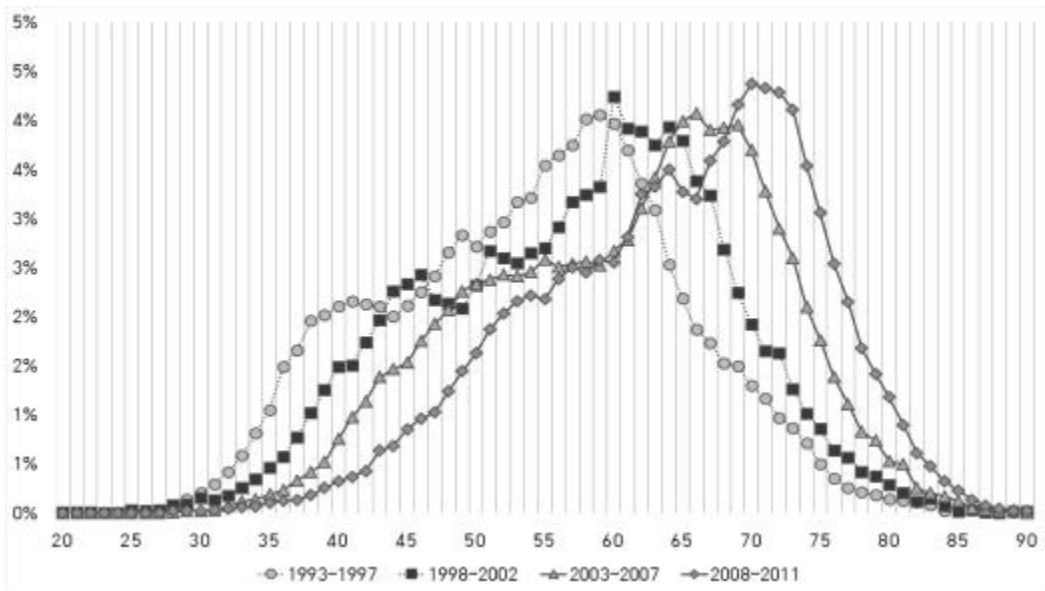
2008~2011년 기간 0.63으로 불과 십여 년 사이에 크게 증가하였다. 이는 연령 분포가 점점 우측으로 편중됨을 의미하며, 농가경영주의 인구구조가 고령화되고 있음을 내포하고 있다.

본 연구에서는 이러한 농가경제통계 자료의 연령별 분포의 특징을 고려하여 연령별 균형패널을 다음과 같이 구축하였다.

$$(1) P_A = \sum_{i=42}^{75} \sum_{j=1993}^{2011} X_i Y_j$$

연령별 패널(P_A)에서 X_i 는 34개(42~75세)⁶의 농가경영주 연령 그룹을, Y_j 는 19년(1993-2011)간의 농가경제통계의 조사연도를 의미한다. 연령패널 P_A 는 분석 기간 동안 농가경제통계의 누적 표본 중 49,228명을 포함하고 있으며, 이는 전체 표본의 91.4%에 해당한다. <표 2>는 분석 자료의 기초통계량이며, 농가소득 불평등을 계측하는 농가소득 변수는 GDP 디플레이터(2005=100)를 이용하여 실질 변수로 변환하였다.

그림 1. 농가경영주 연령에 따른 표본의 분포 추이



주: 5개년 단위 기간은 연도별 표본의 개수를 가중평균으로 이용한 결과임.
 자료: 농가경제통계 원자료(1993~2011)

⁶ 표본의 연령을 42~75세로 제한한 이유는 42세 미만과 76세 이상의 인구 비중이 분석 기간 중 전체표본에서 차지하는 비중이 매우 낮은 해가 발생하여 균형패널을 구성할 수 없었기 때문이다.

표 2. 분석자료의 기초 통계량

단위: 명, 세, 만 원

| 구 분 | 농가경제통계 원자료 | | | 연령패널(42~75세) | | |
|------------|------------|------|------------|--------------|------|---------|
| | 표본 수 | 평균연령 | 농가소득 평균 | 표본 수 | 평균연령 | 농가소득 평균 |
| 1993 | 3,050 | 52.2 | 2,581 | 2,434 | 55.6 | 2,566 |
| 1994 | 3,040 | 53.3 | 2,874 | 2,489 | 56.2 | 2,759 |
| 1995 | 3,072 | 54.0 | 2,872 | 2,559 | 56.6 | 2,755 |
| 1996 | 3,085 | 55.0 | 2,923 | 2,638 | 57.1 | 2,929 |
| 1997 | 3,117 | 55.8 | 2,837 | 2,698 | 57.5 | 2,828 |
| 1998 | 3,012 | 55.6 | 2,358 | 2,603 | 57.4 | 2,391 |
| 1999 | 3,034 | 56.3 | 2,595 | 2,666 | 57.7 | 2,567 |
| 2000 | 3,040 | 57.2 | 2,658 | 2,699 | 58.3 | 2,596 |
| 2001 | 3,041 | 58.0 | 2,651 | 2,729 | 58.8 | 2,600 |
| 2002 | 3,081 | 58.6 | 2,629 | 2,787 | 59.2 | 2,646 |
| 2003 | 3,042 | 58.9 | 2,788 | 2,724 | 59.5 | 2,829 |
| 2004 | 3,056 | 59.8 | 2,918 | 2,759 | 59.9 | 2,966 |
| 2005 | 3,048 | 60.8 | 3,050 | 2,763 | 60.5 | 3,166 |
| 2006 | 3,074 | 61.7 | 3,233 | 2,785 | 61.1 | 3,367 |
| 2007 | 3,121 | 62.5 | 3,137 | 2,807 | 61.5 | 3,299 |
| 2008 | 2,643 | 62.9 | 2,909 | 2,277 | 62.1 | 2,869 |
| 2009 | 2,652 | 63.9 | 2,840 | 2,330 | 62.6 | 2,958 |
| 2010 | 2,649 | 64.7 | 2,858 | 2,275 | 63.1 | 3,021 |
| 2011 | 2,637 | 65.4 | 2,635 | 2,206 | 63.4 | 2,833 |
| '93-'11 평균 | 2,973 | 58.8 | 2,808 | 2,591 | 59.4 | 2,839 |

4. 분석방법

4.1. 대수편차평균(Mean Logarithmic Deviation)을 이용한 소득불평등 계측

소득불평등은 다양한 방법으로 계측되고 있지만 일반적으로 지니계수와 엔트로피지수를 통해 많은 연구가 진행되어 왔다. 지니계수의 경우 원천별 소득과 전체 소득 불평등 간의 관계에 대한 풍부한 해석을 제공하고 있어 과거 많은 연구에서 다루어 왔다. 하지만 인구의 하위집단별 서열이 중복되고 전체 소득평균과 하위집단별 소득평균이 일치하지 않기 때문에 인구학적 특성별로 지니분해를 시도할 경우 잔차가 남게 되는

이론적 한계점을 갖고 있다. 반면에 엔트로피지수는 불평등 공리 중 가법성 원칙 (principle of decomposability)⁷을 만족하고 있어 하위집단별 분해에서 많이 활용되고 있다. 따라서 본 연구 또한 인구학적 특성인 농가경영주의 고령화에 따른 농가소득 불평등 문제를 다루고 있기 때문에 불평등 계측방법으로 엔트로피 지수 가운데 대표적인 지수인 대수편차평균(Mean Logarithmic Deviation: MLD)을 이용하였다.

Theil(1967)에 의해 제기된 불평등 측정치는 정보이론에서 엔트로피라는 관념으로부터 도출되었다. 정보이론에서는 기대정보량(H), 즉, 어떤 사건이 일어났는지 아닌지를 알기 이전에 기대되는 정보의 양을 엔트로피라고 부르는데, Theil은 이를 불평등 측정치로 응용하였다. 타일지수를 좀 더 보편적인 공식으로 바꾼 것이 일반화된 엔트로피 지수(GE(α))이며, 다음 식(2)와 같다.

$$(2) \quad GE(\alpha) = \frac{1}{\alpha(\alpha-1)} \left[\frac{1}{N} \sum_{t=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha - 1 \right]$$

여기서 N은 전체 농가 호 수, y_i 는 개별 농가 i 의 농가소득, μ 는 평균 농가소득이다. α 는 각 소득 계층에 대한 가중치이며, α 값이 작을수록 저소득층의 소득변화에 민감하고 반대로 α 값이 클수록 고소득층의 소득변화에 민감하게 반응한다. 인구 구성요소에 의한 불평등 분해를 고려할 때, 일반적으로 엔트로피지수 함수에서 많이 이용되는 모수 α 값은 0, 1, 2이다. 이때 $\alpha=0$ 이면 이를 일반적으로 대수편차평균(MLD)이라고 칭하며, L'Hospital정리⁸를 이용하여 식(3)과 같이 나타낼 수 있다.

$$(3) \quad GE(\alpha) = \frac{1}{2\alpha-1} \left[\frac{1}{N} \sum_{t=1}^n \left(\frac{y_i}{\mu} \right)^\alpha \ln \left(\frac{y_i}{\mu} \right) \right]$$

$$GE(0) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n \ln \left(\frac{\mu}{y_i} \right) = MLD(y; N)$$

대수편차평균은 가법성 원칙에 의해 하위집단으로 분해가 가능하며, 이를 이용하여 대수편차평균을 집단 내(within) 소득불평등과 집단 간(between) 소득불평등으로 분리

7 전체 소득분포의 불평등 척도는 그러한 소득분포를 이루는 하위 그룹들의 불평등 척도와 일관성 있는 관계를 가져야 한다. 예컨대, 불평등이 인구의 각 하위집단에서 증가한다면, 전반적인 불평등 또한 증가해야 한다.

8 Anthonoy F. S.(1984), 「Inequality Decomposition by Population Subgroups」 참고.

하여 다음과 같이 정리할 수 있다.

$$\begin{aligned}
 (4) \quad MLD(y;N) &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \ln\left(\frac{\mu}{y_i}\right) \\
 &= \sum_{k=1}^K (v_k) MLD_k + \sum_{k=1}^K (v_k) \ln\left(\frac{1}{\lambda_k}\right) \\
 &= (v_1 MLD_1 + v_2 MLD_2 + \dots + v_K MLD_K) + (v_1 \ln\left(\frac{1}{\lambda_1}\right) + v_2 \ln\left(\frac{1}{\lambda_2}\right) + \dots + v_K \ln\left(\frac{1}{\lambda_K}\right)) \\
 &= MLD_W + MLD_B \\
 &= (MLD_{W1} + MLD_{W2} + \dots + MLD_{Wk}) + (MLD_{B1} + MLD_{B2} + \dots + MLD_{Bk}) \\
 &= (MLD_{W1} + MLD_{B1}) + (MLD_{W2} + MLD_{B2}) + \dots + (MLD_{Wk} + MLD_{Bk})
 \end{aligned}$$

여기서, MLD 는 대수편차평균, MLD_k 는 k 집단 내의 대수편차평균, $v_k = N_k/N$ 는 k 집단의 가구가 전체 가구에서 차지하는 비율, $\lambda_k = \mu_k/\mu$ 는 k 집단 평균소득(μ_k)의 전체 가구 평균소득(μ)에 대한 비율, MLD_W 는 집단 내 소득불평등, MLD_B 는 집단 간 소득불평등, $(MLD_{Wk} + MLD_{Bk})$ 는 k 집단이 전체 가구의 소득불평등에서 차지하는 절대적 기여도를 의미한다. 나아가 k 집단의 절대적 기여도를 전체 가구의 소득불평등으로 나눠 주면 k 집단의 상대적 기여율(Relative Contribution Ratio: RCR)⁹을 도출할 수 있다.

4.2. 농가소득 불평등에 관한 연령효과 모형

농가소득 불평등에 농가경영주의 고령화 정도가 얼마나 연관되어 있는가를 살펴보기 위해, 다음 식(5)와 같은 패널분석모형 형태로 나타낼 수 있다.

$$(5) \quad RCR_{i,t} = \alpha + \beta AGE_{i,t} + \sum_{j=0}^5 \gamma_j Cohort_{i,t} + \sum_{k=0}^3 \delta_k Suwey_Year_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

위 식에서 종속변수는 농가소득 불평등에 대한 상대적 기여율을 나타내는 RCR로서

⁹ 상대적 기여율(RCR) = $\frac{(MLD_{Wk} + MLD_{Bk})}{MLD} \times 100$

i 는 각 연령대(1년 단위)를, t 는 연도를 의미하며, $\sum_{j=1}^5 \gamma_j Cohort_{i,t}$ 는 출생집단 효과, $\sum_{k=1}^3 \delta_k Survey_Year_{i,t}$ 는 조사연도 효과를 나타낸다. 이 때 출생집단과 조사연도 내 소득불평등 편차를 충분히 활용하기 위해, 출생 집단은 10년 단위로 그룹더미를, 조사연도는 농가경제통계의 표본개편 년도를 이용하여 5년 단위로 묶어 더미변수를 추가하였다.¹⁰

한편, 이와 같은 패널분석모형은 일반적으로 오차항을 어떻게 보느냐에 따라 그 분석 방법이 달라질 수 있다. 우선 오차항을 OLS의 조건을 충족시킨다고 가정을 할 경우에는 합동 OLS 분석을 실시할 수 있다. 그러나 패널자료의 오차항이 OLS의 조건을 충족시키는 경우가 많지 않으므로, 오차항의 이분산성(heteroskedasticity)과 자기상관(autocorrelation)의 가능성을 감안하여 패널 GLS 분석을 실시하였다¹¹. 한편, 본 연구에서는 연령효과와 소득불평등 간의 관계를 보다 명확히 규명하는 데 주안점을 두었기 때문에 연령 이외의 소득불평등에 영향을 미치는 전업농 여부, 영농규모, 영농형태 등 다른 기타변인들은 고려하지 않았다.

5. 분석 결과

5.1. 농가소득과 불평등 추이 분석결과

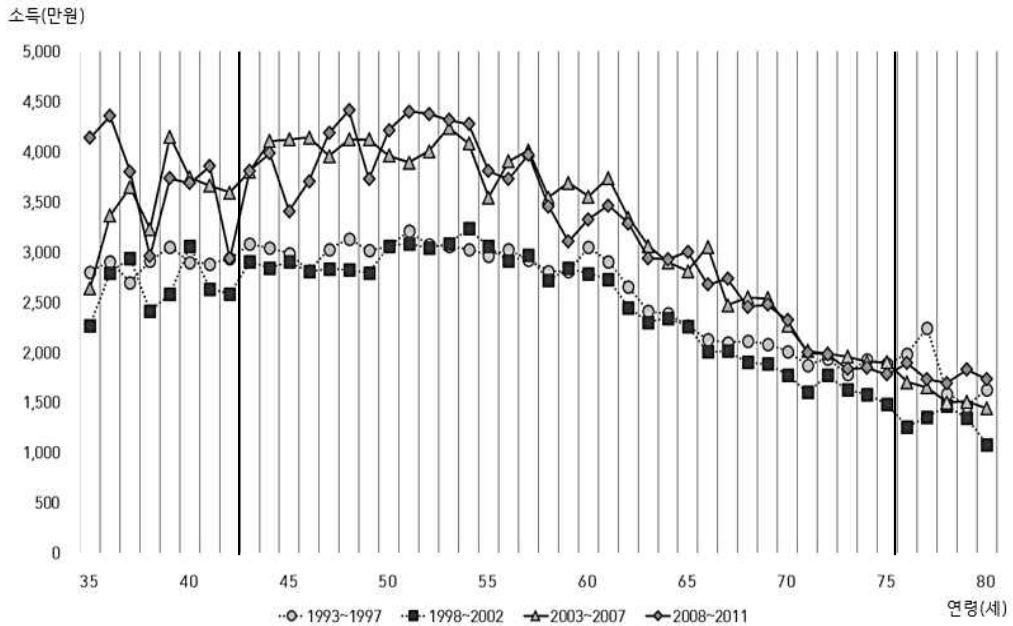
농가경영주 연령별 농가소득 추이를 <그림 2>와 같이 기간별로 살펴보면 크게 세가지 특징을 내포하고 있다. 첫째, 2003년을 전후로 하여 기간 간 소득격차가 발생하였고 30~50대 구간에서 소득격차의 크기가 더욱 확대되었다. 그러나 70세 이상의 고령층에서는 기간에 따른 농가소득 변동격차가 거의 발생하지 않았다. 둘째, 55세 이전의 연령층에서는 경영주 연령이 높아짐에 따라 농가소득 또한 증가하였지만, 55세 이후에는

10 더미 간 다중공선성의 문제를 피하고자 출생집단은 1910~1919년을, 조사연도는 1993~1997년을 준거연도로 설정하였다.

11 잔차가 이분산일 경우 OLS 방식으로 산출된 회귀계수는 비록 편의(biased)되지는 않지만 최소분산(minimum error variance)의 가정을 만족시키지 못해 계수추정의 효율성(efficiency)이 떨어지게 되어 회귀계수의 표준오차가 필요 이상으로 커지게 된다(Gujarati 2008).

농가소득이 급격하게 하락하였고 이는 모든 분석 기간에 동일하게 나타났다. 셋째, 2003년 이후 30~50대 층에서 소득 변동폭이 확대 되었다. 이와 같은 결과는 농가경영주의 연령구조 변화가 농가소득 결정에 매우 중요한 요인임을 의미한다.

그림 2. 농가경영주 연령별 농가소득의 기간별 추이



주: 기간은 농가경제통계의 표본 개정에 따른 기간임
 자료: 농가경제통제 원자료(1993~2011)

다음 <표 3>은 소득불평등을 나타내는 지니계수와 대수편차평균 지수를 연도별로 계측한 결과이다. 분석 기간 동안 지니계수는 1993년 0.312에서 2011년 0.424로 악화되었고 대수편차평균 또한 동기간 0.175에서 0.330으로 확대되었다. 특히 최근 기간에 해당할수록 불평등이 급격하게 상승하였다.

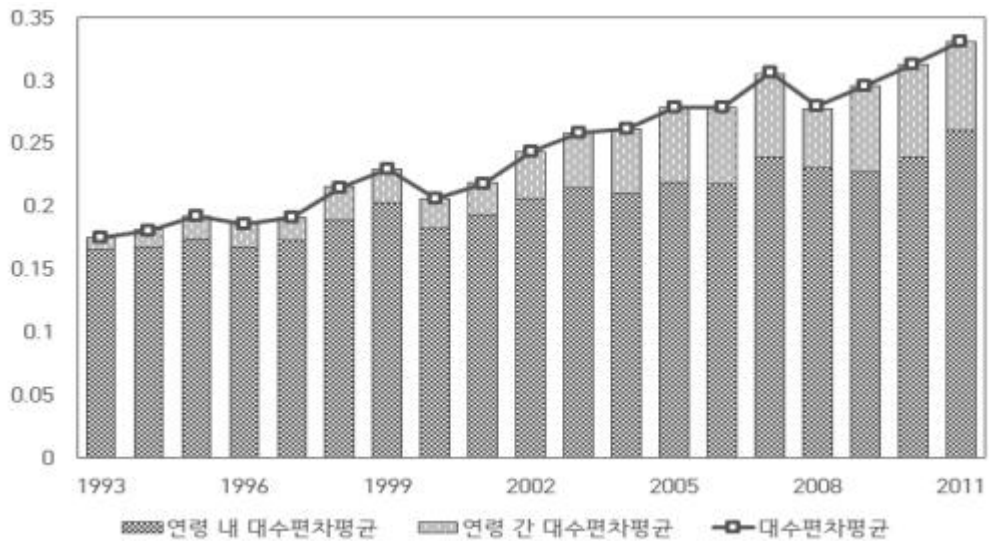
대수편차평균 지수 분해를 통한 전체 대수편차평균 지수에 대한 연령 내 대수편차평균의 기여율이 연령 간 대수편차평균보다 높게 계측지만, 연령 간 대수편차평균의 상승률이 연령 내 대수편차평균 상승률보다 압도적으로 높게 나타났다. 이에 따라 점차적으로 연령 간 소득불평등은 확대될 것으로 보이며, 최근 들어 나타난 농가소득 불평등의 급격한 확대 현상은 연령 내 뿐만 아니라 연령 간 불평등 심화에 따른 것으로 판단된다.

표 3. 농가소득 불평등 추이

| 구 분 | 지니(Gini Index) | 대수편차평균 (MLD) (A+B) | 연령 내 대수편차평균 (MLD_W) (A) | 연령 간 대수편차평균 (MLD_B) (B) |
|---------|----------------|---------------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| 1993 | 0.312 | 0.175 | 0.165 (94%) | 0.010 (6%) |
| 1994 | 0.322 | 0.180 | 0.168 (93%) | 0.013 (7%) |
| 1995 | 0.327 | 0.192 | 0.174 (91%) | 0.018 (9%) |
| 1996 | 0.327 | 0.186 | 0.168 (90%) | 0.019 (10%) |
| 1997 | 0.326 | 0.191 | 0.173 (91%) | 0.018 (9%) |
| 1998 | 0.344 | 0.214 | 0.189 (88%) | 0.026 (12%) |
| 1999 | 0.352 | 0.229 | 0.203 (89%) | 0.026 (11%) |
| 2000 | 0.338 | 0.206 | 0.183 (89%) | 0.023 (11%) |
| 2001 | 0.346 | 0.218 | 0.193 (88%) | 0.026 (12%) |
| 2002 | 0.365 | 0.243 | 0.206 (85%) | 0.037 (15%) |
| 2003 | 0.378 | 0.258 | 0.214 (83%) | 0.044 (17%) |
| 2004 | 0.380 | 0.261 | 0.210 (81%) | 0.051 (19%) |
| 2005 | 0.396 | 0.278 | 0.219 (79%) | 0.059 (21%) |
| 2006 | 0.398 | 0.278 | 0.218 (78%) | 0.060 (22%) |
| 2007 | 0.412 | 0.306 | 0.239 (78%) | 0.066 (22%) |
| 2008 | 0.396 | 0.279 | 0.230 (83%) | 0.047 (17%) |
| 2009 | 0.406 | 0.295 | 0.227 (77%) | 0.068 (23%) |
| 2010 | 0.418 | 0.312 | 0.239 (77%) | 0.073 (23%) |
| 2011 | 0.424 | 0.330 | 0.260 (79%) | 0.070 (21%) |
| '93~'97 | 4.5% | 9.1% | 4.8% | 80% |
| '98~'02 | 6.1% | 13.6% | 9.0% | 42% |
| '03~'07 | 9.0% | 18.6% | 11.7% | 50% |
| '08~'11 | 7.1% | 18.3% | 13.0% | 49% |

자료: 농가경제통계 원자료(1993~2011)

그림 3. 대수편차평균 지수를 통해 본 농가소득 불평등 추이



5.2. 대수편차평균에 대한 상대적 기여율

<표 4>는 1993~2011년 기간 동안, 전체 집단의 대수편차평균에 대한 42~75세(34개) 연령 그룹의 절대적 기여도(MLD_k)와 상대적 기여율(RCR)의 추이를 나타내고 있다. 분석집단의 절대적 기여도는 2003년까지 지속적으로 증가하였지만 2004~2007년 담보 상태를 유지하다 최근 들어 다시 증가 추세에 있다. 상대적 기여율도 2003년에 94.6%로 최고치를 나타낸 이후 최근까지 감소 추세에 있다. 이 같은 기여율의 추세는 표본전체에 대한 분석집단의 비중이 2003년 이후 담보 상태를 지속하다 최근 들어 하락하고 있고, <그림 2>를 고려했을 때 분석집단(42-75세)이 여타 집단보다 소득구조가 안정적으로 형성됨에 따라서 상대적 기여율이 감소한 것으로 판단된다.

표 4. 분석집단(42세 - 75세)의 농가소득 불평등 추이

| 구 분 | 표본 전체 (MLD) | 분석 집단(42세 - 75세)의 절대적 기여도 합계 | | | 상대적 기여율 (MLD_k/MLD) |
|------------|--------------------|------------------------------|----------------|----------------|----------------------------|
| | | (MLD_k) | (MLD_{wk}) | (MLD_{Bk}) | |
| 1993 | 0.175 | 0.155 | 0.134 | 0.021 | 88.6% |
| 1994 | 0.180 | 0.169 | 0.139 | 0.031 | 93.9% |
| 1995 | 0.192 | 0.171 | 0.141 | 0.029 | 89.1% |
| 1996 | 0.186 | 0.169 | 0.144 | 0.024 | 90.9% |
| 1997 | 0.191 | 0.173 | 0.149 | 0.024 | 90.6% |
| 1998 | 0.214 | 0.185 | 0.164 | 0.021 | 86.4% |
| 1999 | 0.229 | 0.205 | 0.179 | 0.026 | 89.5% |
| 2000 | 0.206 | 0.189 | 0.164 | 0.025 | 91.7% |
| 2001 | 0.218 | 0.201 | 0.171 | 0.029 | 92.2% |
| 2002 | 0.243 | 0.215 | 0.183 | 0.031 | 88.5% |
| 2003 | 0.258 | 0.244 | 0.195 | 0.049 | 94.6% |
| 2004 | 0.261 | 0.215 | 0.197 | 0.018 | 82.4% |
| 2005 | 0.278 | 0.202 | 0.185 | 0.017 | 72.7% |
| 2006 | 0.278 | 0.209 | 0.195 | 0.014 | 75.2% |
| 2007 | 0.306 | 0.227 | 0.214 | 0.013 | 74.2% |
| 2008 | 0.279 | 0.213 | 0.202 | 0.011 | 76.3% |
| 2009 | 0.295 | 0.214 | 0.203 | 0.011 | 72.5% |
| 2010 | 0.312 | 0.225 | 0.208 | 0.017 | 72.1% |
| 2011 | 0.330 | 0.251 | 0.224 | 0.028 | 76.1% |
| '93-'11 평균 | 0.244 | 0.202 | 0.178 | 0.231 | 84.1% |

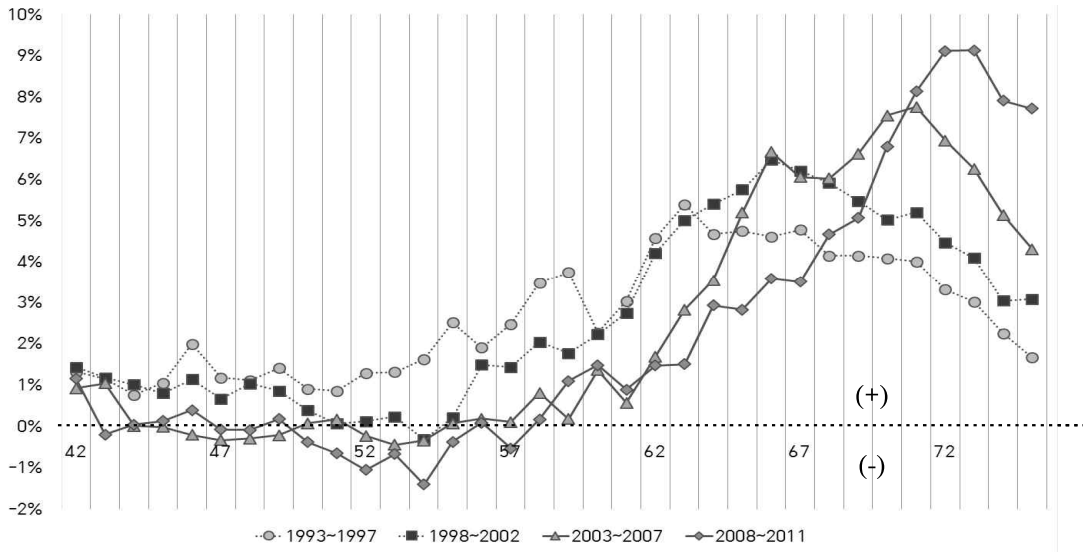
자료: 농가경제통계 원자료(1993~2011)

<그림 4>는 각 기간의 연령별 상대적 기여율 추이를 나타낸 것이다. 최근 기간에 해당할수록 고령농가들의 상대적 기여율이 빠르게 증가하고 있는 반면, 40~50대 연령층의 상대적 기여율은 하락하고 있다. 특히, 상대적 기여율이 음인 연령층은 ($MLD_B +$

$MLD_W < 0$ 이며, $MLD_B < 0$ 으로 이는 음인 연령 그룹의 당해 연도 농가소득 평균이 전체 농가의 농가소득 평균을 상회했기 때문이다.

따라서, 최근 농가경영주의 고령화가 심각해짐에 따라 농가소득 불평등 또한 심화될 것으로 예상된다.

그림 4. 분석집단의 농가경영주 연령별 상대적 기여율(RCR) 추이



자료: 농가경제통제 원자료(1993~2011)

5.3. 연령효과 추정 결과

다음은 농가경영주의 고령화가 농가소득 불평등에 얼마나 영향을 미치는지 살펴보기 위해 식(5)의 연령효과 모형을 추정한 결과이다. 우선 이분산과 자기상관 존재 여부를 검정하기 위해 LR-검정¹²과 Wooldridge-검정¹³을 각각 실시하였다. LR-검정에서는 χ^2 통계량이 81.37으로 귀무가설을 기각하여 이분산이 존재하는 것으로 나타났지만, Wooldridge-검정에서는 F-통계량이 0.893로 귀무가설을 기각하지 못해 자기상관이 존재하지 않는 것으로 나타났다. 이에 따라 공분산 행렬 가정이 위배되는 경우에 효율적

¹² $LR = -2(\ln L_R - \ln L_{UR}) \sim \chi^2_{df}$

¹³ Wooldridge, J. M. 2002 *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

인 추정량을 추정하는 패널 GLS(generalized least squares) 방법을 이용하여 연령 효과 모형을 추정하였다<표 5>.

추정계수를 중심으로 살펴보면, 연령효과모형에서 가장 중요한 변수인 연령의 경우 추정계수가 0.002로 연령과 농가소득 불평등에 대한 상대적 기여율은 정(+)의 관계로 나타났다. 따라서 농가소득 불평등에 대한 상대적 기여율($RCR_{i,t}$)과 연령($AGE_{i,t}$)의 평균 값이 각각 0.84, 59.4세이므로 농가경영주 연령이 평균에서 1세 증가할 때 농가소득의 불평등도는 약 0.14% 증가한다고 할 수 있다.¹⁴ 결국 농가경영주의 고령화가 지속될수록 인구구조상 농가소득 불평등도는 심화된다고 볼 수 있다.

표 5. 농가경영주 연령별 농가소득 불평등에 대한 상대적 기여율 추정 결과

| 구 분 | | 계 수 | 표준오차 | t-통계량 | P> z |
|------------------------|-----------------|--------|-------|--------|------|
| $AGE_{i,t}$ | 연 령 | 0.002 | 0.000 | 8.390 | *** |
| $Cohort_{i,t}$ | 코호트(1920-1929) | 0.019 | 0.008 | 2.450 | ** |
| | 코호트(1930-1939) | 0.044 | 0.008 | 5.610 | *** |
| | 코호트(1940-1949) | 0.024 | 0.008 | 2.840 | *** |
| | 코호트(1950-1959) | 0.021 | 0.009 | 2.290 | ** |
| | 코호트(1960-1969) | 0.027 | 0.010 | 2.690 | *** |
| $Survey_Year_{i,t}$ | 조사연도(1998-2002) | -0.003 | 0.002 | -1.470 | |
| | 조사연도(2003-2007) | -0.006 | 0.002 | -2.640 | *** |
| | 조사연도(2008-2011) | -0.007 | 0.003 | -2.240 | *** |
| 상 수 | | -0.089 | 0.015 | -5.940 | ** |
| $Wald \chi^2 = 669.96$ | | | | | |

주: ***, **는 각각 유의수준 1%, 5% 유의수준에서 통계적으로 유의함을 의미함.

한편, 출생집단효과, 즉 코호트효과가 상대적 기여율에 미치는 영향을 살펴보면, 1930년대 생의 추정계수가 0.044로 나타나 상대적 기여율에 가장 큰 영향을 미치고 있고 다음으로 1960년대(0.027), 1940년대(0.024), 1950년대(0.021), 1920년(0.019) 생의 순으로 영향력을 보였다. 이는 농가소득 불평등에 대한 연령대별 상대적 기여율 구조에 있어 고령 세대(1930년대)와 최근 세대(1960년대)의 불평등이 다른 세대보다 상대적으로 심각함을 의미한다. 이와 같은 결과는 고령 세대는 타 세대와 비교하여 저소득 계층으로 연령 간 대수편차평균(MLD_B)이 높고, 최근 세대는 계층 내 소득격차가 커 연령 내 대수편차평균(MLD_W)이 높게 나타났기 때문으로 설명할 수 있다.

¹⁴ $\varepsilon_{Age} = \beta \cdot \frac{\overline{Age}}{RCR} = 0.002 \cdot \frac{59.4}{0.841} = 0.14$

조사연도 별로는 조사연도(1998~2002)의 추정계수가 -0.03, 조사연도(2003~2007)에서는 -0.006, 조사연도(2008~2011)의 경우 -0.007로 나타나 최근 기간에 해당할 수록 상대적 기여율이 감소하였다. 이는 앞서서도 언급된 바와 같이 농가경영주의 고령화율이 지속적으로 증가함에 따라 분석패널의 연령집단(42~75세)이 전체 집단에서 차지하는 비율도 지속적으로 감소하고 있기 때문으로 설명할 수 있다.

6. 결론 및 시사점

본 연구는 농가경영주의 고령화가 농가소득 불평등 심화에 기여한다는 일반적 상식으로부터 출발하여 어느 정도 기여하는지를 파악하기 위해, 상대적 기여율 개념과 계량적 방법론을 활용하여 실증 분석한 것이다. 이를 위해 1993-2011년 농가경제통계 원 자료를 연령별 균형패널로 구축하고, 이를 활용하여 농가경영주의 고령화가 농가소득 불평등도에 미치는 영향을 분석하였다.

분석 결과에 의하면, 농가소득은 농가경영주 연령 55세를 기점으로 이후 연령대부터 급격히 감소하였으며, 이러한 현상은 분석 기간 전반에 걸쳐 동일하게 나타났다. 또한 최근 20년간(1993~2011년) 지니계수와 대수편차평균 지수 모두 최근에 이르러 그 값이 증가하여 농가소득 불평등이 빠르게 심화되는 것으로 나타났으며¹⁵, 이는 선행연구의 연구결과와 일치하였다(김성용 2004; 박준기 2004, 김태이 2012 등). 연령효과 모형 분석 결과, 예상했던 것과 같이 연령과 농가소득 불평등에 대한 상대적 기여율이 정(+)의 관계로 나타나 경영주 연령이 증가할수록 소득불평등에 대한 기여율이 증가하는 것으로 분석되었다. 이러한 결과는 Deaton and Paxson(1994)에서 분석한 미국, 영국, 대만의 사례와, Ohtake and Saito(1994)의 연구에서 일본 사례, 홍석철(2012)의 가계동향 조사를 이용한 국내 연구 사례와도 매우 유사하였다. 다소 본 연구 결과와 이들 연구 사례 간에 연령효과의 차이는 있지만 고령화에 따라 가구소득 불평등이 심화 되는 것을 확인할 수 있었다.

결론적으로 이와 같은 농가의 고령화에 따른 소득 불평등도를 개선하기 위해서는 고령농가의 소득문제에 대한 근본적 접근이 필요하다고 할 수 있다. 농가의 고령화 현상은 농가나 정부의 의지대로 조정될 수 없기 때문에 그대로 받아들이는 수밖에 없다.

15 지니계수 증가율: '93~'97년(4.5%), '98~'02년(6.1%), '03~'07년(9.0%), '08~'11년(7.1%).

대신 상대적 소득격차 축소를 위한 실현가능한 방안들이 마련될 필요가 있다. 우선 영세 고령농가에 한해 각종 세금부담을 경감시키고 기초노령연금, 노인장기요양보험제도, 국민연금 등 기존 복지제도를 적극 활용하여 실질적 가처분소득을 증대시킬 필요가 있다. 또한 영농 능력이 없거나 농한기에 마땅한 농외 소득원이 없는 영세 고령농업인에 대해서는 농사용 쓰레기 수거, 농촌마을 가꾸기 사업 등 농촌지역 공공근로사업에 이들의 참여를 유도하여 임금소득을 올리는 방안도 고려해볼 만하다. 영농 능력이 있는 고령 농가의 경우는 실질적인 소득증대를 위해 고령 농가를 대상으로 수확 및 판매 지원, 영농자재 지원, 고령친화농업 육성 등 다양한 정책 개발도 필요하다. 그 밖에 고령농의 소득증대를 위한 보다 구체적인 정책방안은 본 연구의 범위를 크게 벗어나는 만큼 별도의 향후 연구를 통해 수행되기를 기대해 본다.

참고 문헌

- 김성용, 이계임. 2002. “농가소비지출의 불균등도 분석.” 『농촌경제』 25(4): 1-14.
- 김성용. 2004. “농가소득 불균등도 변화 추이의 경영주연령별, 경지구도별 요인 분해 분석.” 『농업경영정책연구』 31(4): 568-584.
- 김태이 등. 2012. “공적보조금이 지역내 지역간 농가소득불평등에 미치는 영향 분석.” 『농업경제연구』 53(1): 41-61.
- 김학주. 2006. “노인가구 대 비노인가구의 소비불평등에 관한 연구.” 『사회보장연구』 22(4): 141-161.
- 김한호, 김재경. 2011. “농업 R&D투자의 농가소득 불균등 개선효과.” 『농업경제연구』 52(3): 51-74.
- 박준기 등. 2004. “농가소득 불평등도의 요인분해.” 『농촌경제』 27(4): 15-27.
- 보건사회연구원. 2005. 『빈곤과 불평등의 동향 및 요인분해』.
- 석상훈. 2010. “인구구조의 고령화와 소비격차.” 『한국노년학』 30(4): 1225-1237.
- 성명재, 박기백. 2009. “인구구조 변화가 소득분배에 미치는 영향.” 『경제학연구』 57(4): 5-37.
- 이미진 등. 2007. “남성고령자의 소득불평등에 관한 연구.” 『사회보장연구』 23(1): 1-26.
- 이병기. 2000. “한국경제위기 전후 농가소득불균등 변화와 정책과제.” 『농업경영정책연구』 27(2): 25-40.
- 이병훈, 윤영석. 2012. “최근 농가경제 동향과 정책 과제.” 『농정포커스』 제28호. 한국농촌경제연구원.
- 임병인, 전승훈. 2005. “연령집단별 소득불평등도와 전체불평등도에 대한 기여도 분석.” 한국노동패널 제6차 학술대회 발표논문집.
- 한국개발연구원. 2006. 『인구구조 고령화의 경제·사회적 파급효과와 대응과제』.
- 홍석철. 2012. “인구고령화와 소득불평등의 심화.” 금융연구원 세미나자료.

- Anthony F. S. 1984. "Inequality Decomposition by Population Subgroups." *Econometrica* 52(6): 1369-1385.
- Crystal, Stephen and Dennis Shea. 1990a. "Cumulative Advantage, Cumulative Disadvantage, and Inequality Among Elderly People." *The Gerontologist* 30(4): 437-443.
- Deaton, A. and C. Paxson. 1994. "Inter temporal Choice and Inequality." *Journal of Political Economy* 102: 437-467.
- Gujarati. Damodar N. 2008. Basic Econometrics 5 Edition. New York: McGraw Hill
- Jenkins, Stephen P. 1995. "Accounting for Inequality Trends: Decomposition Analyses for the UK, 1971-86." *Econometrica* 62: 29-63.
- Levy, F. and R. J. Murnane. 1992. "U.S. Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations." *Journal of Economic Literature* 30: 1333-1381.
- Ohtake and Saito. 1998. "Population Aging and Consumption Inequality in Japan." *Review of Income and Wealth* 44(3): 361-381.
- Prus, Steven G. 2000. "Income Inequality as a Canadian Cohort Ages: An Analysis of the Later Life Course." *Research on Aging* 22: 211-237.
- Theil, H. 1967. *Economics and Information Theory*. Amsterdam: North Holland.
- Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press.

| |
|----------------------|
| 원고 접수일: 2013년 6월 14일 |
| 원고 심사일: 2013년 7월 12일 |
| 심사 완료일: 2013년 8월 28일 |