

## 동태적 접근을 통한 임가의 소득과 소득불평등 간의 관계 분석

김의경<sup>1</sup> · 김대현<sup>2</sup> · 김동현<sup>3\*</sup>

<sup>1</sup>경상대학교 산림환경자원학과(농업생명과학연구원), <sup>2</sup>경상남도산림환경연구원 산림연구과  
<sup>3</sup>국립산림과학원 국제산림연구과

### Using a Dynamic Approach to Analyze the Relationship between Forest Household Income and Income Inequality

Eui-Gyeong Kim<sup>1</sup>, Dae-Hyun Kim<sup>2</sup> and Dong-Hyun Kim<sup>3\*</sup>

<sup>1</sup>Department of Forest Environmental Resources, Gyeongsang National University  
(Institute of Agriculture and Life Science), Jinju 52828, Korea

<sup>2</sup>Forest Research Department, Gyeongsangnamdo Forest Environment Research Institute, Jinju 52615, Korea

<sup>3</sup>Division of Global Forestry, National Institute of Forest Science, Seoul 02455, Korea

**요약:** 이 연구는 소득과 불평등 간의 관계에 대한 다양한 논의가 진행되고 있는 가운데 임가의 소득과 소득불평등 간의 관계를 알아보기 위해 동태적 접근법을 통해 그 관계를 알아보고자 하는데 있다. 이를 위해 단위근 검정과 공적분 검정을 실시한 후 불안정한 시계열 자료를 안정적인 시계열 자료로 변환시킨 후 VAR 모형을 추정하였고 이를 바탕으로 충격반응, 분산분해 분석을 실시하였다. 분석결과, 임가 소득의 영향이 지니계수에 의한 영향에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 또한 임가 소득의 충격이 자체 소득을 증가시키는 방향으로 작용할 뿐만 아니라 지니계수를 감소시키는 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 지니계수의 충격은 임가 소득을 감소시키는 방향으로 영향을 미치며 소득불평등을 더욱 심화시키는 것을 보여주고 있다. 따라서 임가 소득불평등을 완화시키기 위해서는 소득분배 정책보다는 소득성장 정책이 보다 효과적일 수 있을 것이라는 결론을 얻을 수 있었다.

**Abstract:** Although the relationship between income and income inequality has previously been discussed, the present study applies a dynamic approach to analyze the specific relationship between forest household income and income inequality. For this analysis, a unit root test and a cointegration test were conducted to characterize the nature of income time-series data. After converting unstable time-series data into stable time-series data, a VAR model was estimated. Based on this model, an impulse-response was generated and variance-decomposition analysis was performed. These analyses showed that the effect of forest household income was relatively larger than that of the Gini coefficient, and that the impact of forest household income not only caused income to increase but also caused the Gini coefficient to decrease. In addition, the impact of the Gini coefficient had an impact on reducing forest household income and further increasing income inequality. We conclude that, with the aim of alleviating the inequality of forest household income, an income growth policy would be more effective than an income distribution policy.

**Key words:** gini coefficient, forest household income, cointegration test, VAR model

## 서론

2004년 5월 MBC 100분 토론에서는 소득불평등을 개

선하기 위해서 소득성장이 우선인지 소득분배가 우선인지를 다루는 문제를 나누고 첨예한 토론이 이루어졌다(Youtube, 2019). 이에 소득성장이 우선되어야 한다는 점에 대한 논거로 소득성장에 의해 일자리가 확대되어 소득이 시장기능에 의해 적절히 분배된다고 주장하였다. 반면에 소득분배가 우선이라고 주장하는 사람들은 소득분배를 통해 국민경제의 한 축을 이루는 가정의 가처분

\* Corresponding author

E-mail: kimdh3165@korea.kr

ORCID

Dong-Hyun Kim  https://orcid.org/0000-0002-5374-0593

소득을 확충함으로써 소득불평등이 개선될 수 있다는 입장을 견지했다. 이러한 문제는 사실상 답이 먼저인가? 아니면 달같이 먼저인가라는 논쟁과도 같은 소득분배 또는 경제성장을 통한 불평등 해소에 대한 논의는 현재 진행 중이다.

우리나라는 1997년 외환위기 당시 소득분배가 크게 악화되었고 최근까지도 그 이전 수준으로 완화되고 있지 않고 있다(Chung et al., 2001). 이는 우리나라의 경제위기로 인해 산업구조와 노동환경의 변화로 인해 일자리가 상실되었고 이에 따라 소득 분배가 악화되었다고 보고 있다. 이와 같은 사실을 미루어볼 때, 경제성장에 의한 소득분배가 효율적이라는 것과 일맥상통하다고 볼 수 있다.

최근에는 소득불평등을 쿠즈네츠의 역 U자형 가설을 바탕으로 이해하고자 하는 시도도 이루어지고 있는데 경제가 성장하는 초기 단계에서는 소득불평등이 심화되지만 경제가 성장하고 난 뒤에는 오히려 소득불평등이 완화된다는 것을 의미한다. 그리고 Barro(2000)는 개발도상국과 선진국간의 소득불평등과 경제성장 간의 양상을 비교하여 선진국은 소득불평등이 경제성장을 견인하는 요인이나 개발도상국은 오히려 경제성장을 저해한다고 주장하였지만 아직까지도 소득불평등이 경제성장에 미치는 영향에 대한 일치된 결론은 없다(Park, 2012; Herzer and Vollmer, 2012).

일각에서는 소득불평등의 긍정적인 효과로 소득의 집중이 노동력과 고용이 집중되고 이에 따라 시장의 효율성이 증대되어 경제성장을 견인한다는 주장을 하고 있다(Li and Zou, 1998; Dev Bhatta 2001; Assane and Grammy, 2003; Risso and Carrera, 2010) 반면에 소득불평등은 상대적 박탈감을 가져와 보다 많은 정부의 개입을 요구하게 되고 결국에는 민간 투자를 위축시켜 경제성장을 저해한다고 주장한다(Persson and Guido Tabellini, 1994; Benabou 1996; Temple, 1999; Frank, 2009). 이러한 논의의 핵심은 경제성장의 동력이 부의 집중을 통한 효율성에 있는 것인지 아니면 분배를 통한 소비의 확대에 있는 것인지를 볼 수 있다.

한편, 임금부문에 있어서 경제성장과 소득불평등에 대하여 다른 연구는 매우 미미한 실정에 있다. 하지만 Kim et al.(2017; 2019)의 연구에서 임가의 소득불평등에 대한 추이와 그것에 기여하는 소득원의 역할을 찾아냈다는 점에서는 의미가 있다. 흥미로운 점은 소득불평등이 소득원천별로 차이가 존재하는 것을 밝힌 점인데 여기서 소득 분위별로 살펴본 결과, 임업을 전업으로 하는 임가의 소득이 상위 소득계층을 이루고 있는 반면에 임업을 부업으로 하는 임가의 소득은 주로 하위 소득계층에 위치하고 있다는 점이다(Kim et al, 2019).

소득불평등은 소득원천 뿐만 아니라 소득활동을 하는 임가의 사회경제적 특성에 영향을 받기 때문에 이들에 대한 영향을 분석해야 할 필요가 있다. 이와 함께 앞서 살펴본 논의에서 소득불평등은 임업 소득의 성장을 저해하는가 아니면 반대로 성장을 촉진하는가에 대한 물음에 답해야 할 필요성이 있다.

분명한 사실은 소득불평등은 시장실패의 한 현상이고 시장실패는 시장의 자력으로 해결될 수 없다는 점에서 정부의 개입이 필요하다는 것을 시사한다. 이를 위해 임가의 소득불평등과 소득 간의 동태적 관계를 통해 정부의 개입 방향을 설정할 수 있을 것이라는 점에서 의미가 있다. 따라서 이 연구의 목적은 임가의 소득과 소득불평등 간의 동태적 관계를 살펴보고자 한다.

## 연구내용 및 방법

임가의 소득과 소득불평등 간의 관계를 분석하기 위한 보편적인 방법으로는 회귀분석이 있다. 예컨대, 종속변수를 소득불평등으로 두고 독립변수를 소득으로 설정하면 간단하게 인과관계를 분석할 수 있다. 하지만 다음의 문제로 회귀분석을 적용하는 것은 적절하지 않다.

첫째, 임가의 소득불평등과 소득 간의 명확한 인과관계를 알 수 없다. 소득이 분배를 또는 분배가 소득을 이끄는지에 대해서는 현재 논의가 분분하여 명확한 학설이 없으나 대체적으로 소득이 분배를 창출한다는 입장을 견지하고 있다.

둘째, 종속변수와 독립변수의 내생성 문제이다. 즉, 종속변수는 독립변수에만 영향을 받는 것이 일반적이지만 이 문제는 종속변수도 독립변수에 영향을 줄 수 있기 때문이다. 물론 내생성을 제어하기 위한 방법으로 도구변수를 활용한 2단계 회귀모형(Two-stage regression model)을 고려해볼 수 있다. 하지만 소득불평등 또한 소득에서 비롯되었기에 적절한 도구변수를 찾는 것이 매우 어려운 실정이다.

따라서 이러한 한계를 극복하기 위해 선택한 방법은 소득과 소득불평등과의 관계를 동태적인 측면에서 살펴보는 것이 의미가 있을 것으로 판단된다.

### 1. 연구자료

소득불평등의 동태적 분석 방법을 적용하기 위해 산림청의 임가경제조사 자료를 활용하였다. 이 자료의 구조는 기본적으로 패널 자료(Panel data)이다. 즉, 시계열 자료(Time-series data)와 횡단면 자료(Cross-sectional data)가 동시에 존재하는 형태로서 2005년부터 관측한 이래로 현재까지 지속적으로 관측되어 오고 있다.

한편, 본 연구의 주요 변수 중 하나인 소득불평등은 지니계수(Gini)로 표현되는데 이는 횡단면 자료를 통해 생성된다. 하지만 이 과정에서 횡단면 자료의 특성이 상실되어 더 이상 패널 자료의 특성을 유지하지 못하고 시계열 특성을 가진 지니계수가 도출된다. 이와 함께, 임가 소득을 지니계수와 대응시키기 위해서는 월별로 임가의 총소득(Income)을 구하여 적용하였다. 따라서 본 연구에 이들 변수를 활용하여 Eviews 8.0을 이용하여 분석하였다.

2. 시계열 자료의 안정성 검정

1) 단위근 검정(Unit root test)

불안정한 시계열(non-stationary time-series)은 확률과정(Stochastic process)에서 단위근이 존재하는 경우로서 변수에 임의의 충격을 주었을 때, 그 충격이 소멸하지 않고 지속되는 현상을 가지는 것을 말한다. 또한 어떤 두 변수가 의미 있는 관계가 아님에도 불구하고 서로 관계가 있다고 추정되는 가성회귀(Spurious regression)의 문제를 발생시킨다. 따라서 분석을 위해서는 불안정한 시계열을 안정적인 시계열(Stationary time-series)로 변환해주는 것이 필요한데 이를 판단하기 위한 근거로 시계열의 안정성을 검정하는 것이 필요하다(Kim and Chung, 2008; Park et al., 2011).

만약 불안정한 시계열자료라면 단위근이 존재하는데 일반적으로 이를 검정하는 방법으로는 ADF 검정(Augmented Dickey-fuller test)을 주로 이용한다. 이와 관련하여 식 1과 같이 시차차분변수( $\Delta Y_{t-1}$ )는 상수항( $\alpha$ ), 추세( $T$ ) 그리고 시차변수( $Y_{t-1}$ )의 함수로 표현되며 이를 통해 단위근의 존재<sup>1)</sup>를 파악할 수 있다(Park et al., 2011). 이와 함께 시계열 안정성을 검정함과 동시에 시계열의 이분산성 또한 확인할 수 있는 PP검정(Phillips-Perron test)을 이용하였다(Hong and Lim, 2010).

단위근 검정결과, 수준변수(Level)에서 단위근이 나타나면 1차 차분하여 안정적인 시계열로 변환시킨 후 분석하게 된다. 그러나 차분을 통한 방법은 자료가 가진 장기적 특성을 상실시킨다는 단점이 있다. 따라서 변수가 가진 장기적 특성을 고려하면서 안정적인 시계열 자료로 분석하기 위해서는 공적분 검정으로 알아볼 수 있다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \lambda_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

여기서  $\epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$

2) 공적분 검정

일반적으로 불안정한 시계열 자료로 분석할 때, 가성회귀의 문제를 발생시키는데 Johansen(1991)은 두 개 이상의 변수가 서로 선형 결합을 통해 추세 변동이 있더라도 이들 시계열 변수 간에 장기적으로 안정적인 균형관계를 가지는 선형결합이 있다면 정상 시계열이 되며 이를 공적분 관계에 있다고 한다. 즉, 변수들의 벡터( $Y = Y_{1,t}, \dots, Y_{k,t}$ )의 모든 성분들이 1차 적분되어 있다고 가정하면 식 2와 같다.

$$Y_t = \alpha + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t \quad (2)$$

위의 식 2는 다시 식 3으로 변형할 수 있는데 여기서  $\Pi = 0$ 이면 모든 시계열 간의 공적분이 존재하지 않는다는 것을 의미한다. 이때, 공적분 검정은 공적분 관계의 수와 모형의 모수들을 Trace나 최우추정법(MLE)<sup>2)</sup>으로 추정하며 귀무가설( $H_0$ )은 ‘공적분 관계의 수가 r보다 작거나 같다.’이다(Moon, 1997).

만약 공적분 관계가 없다고 판단하여 차분된 자료를 이용하여 VAR 모형(Vector Autoregressive Model)으로 추정하며 만약, 공적분이 존재한다면 VECM(Vector Error Correction Model) 모형으로 추정하는 것이 바람직하다.

$$\Delta Y_t = \alpha + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \quad (3)$$

3. Granger 인과성 검정과 적정 시차

소득불평등과 경제성장 간의 인과성에 관해서는 다양한 논의가 이루어지고 있어 경제이론의 측면에서 이들 간의 인과관계를 확정적으로 말할 수 없는 상황이다. 또한 VAR 모형은 변수의 배열 순서에 예민하게 반응하므로 순서를 달리할 경우 상이한 분석 결과가 도출될 수 있다. 따라서 Granger 인과관계를 분석을 통해 통계적인 측면에서의 인과관계와 그 영향력을 통해 배열 순서를 결정할 수 있다.

Granger 인과관계의 개념은 과거만이 현재나 미래에 영향을 줄 수 있다는 개념을 가지고 있다(Hong and Lim, 2010). 즉, 어떤 변수가 종속변수인지 아니면 독립변수인지를 확인할 수 있는데 Granger 인과관계에서 그 인과관계의 특이점은 예를 들어, 수요함수에서 볼 수 있듯이 가격이 수요량을 설명하는 독립변수라는 이론적인 인과관계에 반해 Granger 인과관계는 통계적인 인과관계를 의미한다는 점이다.

1)  $H_0$ : 단위근이 존재하지 않는다.

2) Maximum Likelihood Estimation(MLE):  $-2 \ln(Q) = -T \sum_{i=r+1}^K \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$

Granger 인과관계를 회귀식으로 식 4, 식 5와 같이 표현할 수 있는데 여기서 오차항은 상호 독립적이고 등분산임을 가정하며 임가의 소득(income) 또는 지니계수(Gini)의 과거값이 아래의 회귀식의 설명력을 유의하게 증가시키는지 F-test를 이용하여 분석한다. 여기서 귀무가설(H<sub>0</sub>)은 ‘소득은 지니계수에 대하여 Granger 인과관계가 없다’로 표현된다(Kim and Seo, 2014).

$$\in come_t = u + \sum_{i=1}^k \alpha_i (Gini)_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j (\in come)_{t-j} + e_t \quad (4)$$

$$Gini_t = u + \sum_{i=1}^k \lambda_i (Gini)_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j (\in come)_{t-j} + e_t \quad (5)$$

한편, Granger 인과관계는 시차에 영향을 받으므로 적절한 시차를 결정하는 것이 필요한데 이를 위해 일반적으로 AIC(Akaike's Information Criterion)와 SC(Schwarz Criterion)를 비교하여 시차가 최소가 되는 값을 적용한다. 다만, AIC는 시차가 과대 식별되는 경향이 있으므로 SC 값을 기준으로 시차를 결정한 후 Granger 인과관계를 분석하였다.

4. VAR 모형(Vector Autoregressive Model) 추정

Sims(1980)에 의해 개발된 VAR 모형은 회귀분석과 시계열분석이 결합된 형태로서 예측과 관련하여 자주 활용된다. 이 연구에서는 임가의 소득과 지니계수를 변수로 이용하여 VAR 모형을 구축하기로 한다. 이 때, 추정이 가능한 모형으로 변형시키기 위해 두 변수에 전대수를 취하여 로그선형으로 전환하였다. 그런 다음, 각 변수가 수준변수(Level)에서 불안정한 시계열을 가지므로 차분하여 안정적인 시계열로 바꾼 후에 아래의 식 6, 식 7과 같이 VAR 모형을 도출하였다.

$$\Delta \ln(Gini_t) = \alpha + \sum_{k=1} \beta_{1k} \Delta \ln(Gini_{t-k}) + \sum_{k=1} \gamma_{1k} \Delta \ln(\in come_{t-k}) + \epsilon_{1t} \quad (6)$$

$$\Delta \ln(\in come_t) = \alpha + \sum_{k=1} \beta_{2k} \Delta \ln(\in come_{t-k}) + \sum_{k=1} \gamma_{2k} \Delta \ln(Gini_{t-k}) + \epsilon_{2,t} \quad (7)$$

주) Δ: 1차 차분, α<sub>i</sub>: 상수항, ε<sub>t</sub>: 백색잡음, Gini, ∈ come: 시차 설명변수

그런 다음, 위의 식을 이용하여 충격반응 분석과 분산분해 분석을 실시하였는데 충격반응 분석은 설명변수의 변화가 종속변수에 미치는 영향의 크기가 어느 정도이며

그 영향은 어디까지 지속되지를 나타내고 분산분해 분석은 VAR 모형에서 오차항의 분산이 설명변수의 변화에 대한 종속변수의 변이를 포함하여 설명변수의 설명력을 나타낸다. 즉, 오차항의 분산으로부터 각 설명변수가 종속변수에 미치는 영향의 상대적 크기를 의미한다(Kim, 2009).

보다 자세히 구체적으로 설명하면 충격반응 분석은 자기회귀에 대한 시차구조를 이용하여 오차에 대한 이동평균 구조로 나타냄으로서 외부충격에 의한 오차가 각 변수에 미치는 영향을 분석하는 것이다. 즉, VAR 모형 내에서 특정 변수에 대해 일정한 충격이 가해지면 모형 내 모든 변수들은 기간의 경과에 따른 반응 정도를 나타내며 이를 통해 연관관계 또는 파급효과를 분석할 수 있다. 그리고 분산분해 분석은 각 변수의 변동에 미치는 상대적 기여도를 분석한다(Moon, 1997).

결과 및 고찰

1. 임가의 소득과 소득불균형 추이

Figure 1의 임가 소득은 농한기에 해당하는 겨울철을 지난 이후 소득이 점차 증가하다가 가을철에 소득이 정점을 보인 후 다시 겨울철에는 소득이 감소하는 경향을 보이고 있다. 이러한 추세는 모든 연도에 걸쳐 동일한 형태를 가지고 있는데 이를 계절성이라고 한다. 그리고 임가의 소득은 전반적으로 우상향하며 증가하는 추세를 보이고 있다.

이러한 추세는 지니계수에서도 관측할 수 있는데 이는 지니계수가 소득에서 비롯되었기 때문에 이해할 수 있다. 그리고 지니계수는 2013년도까지는 뚜렷한 증감 추세를 보이지 않는데 2014년부터는 지니계수가 감소하는 경향을 보이다가 2016년 이후로는 다시 보합상태에 있는 것으로 판단된다.

이러한 추세가 의미하는 것은 임가 소득과 지니계수의 시계열 자료의 특성이 계절성을 가지고 있다는 것이고 달리 말하면 불안정한 시계열 자료의 특성 중 적어도 하나는 가지고 있다고 볼 수 있다.

2. 단위근 검정

단위근 검정에 있어서 변수에 로그를 취하지 않은 것과 로그를 취한 것으로 각각 분석하였는데 유의성 검정에 있어서 두 유형의 변수에는 다음과 같은 유사한 경향이 나타났다. 우선, ADF 단위근 검정결과, 지니계수(Gini)의 수준변수(Level)는 유의수준 5%에서 유의하지 않아 불안정한 시계열 자료인 것으로 나타났다. 이는 상수만 고려했을 때와 상수항과 추세를 동시에 고려했을 때도 같은 결과임을 알 수 있다. 하지만 1차 차분을 한 이후부터는 안

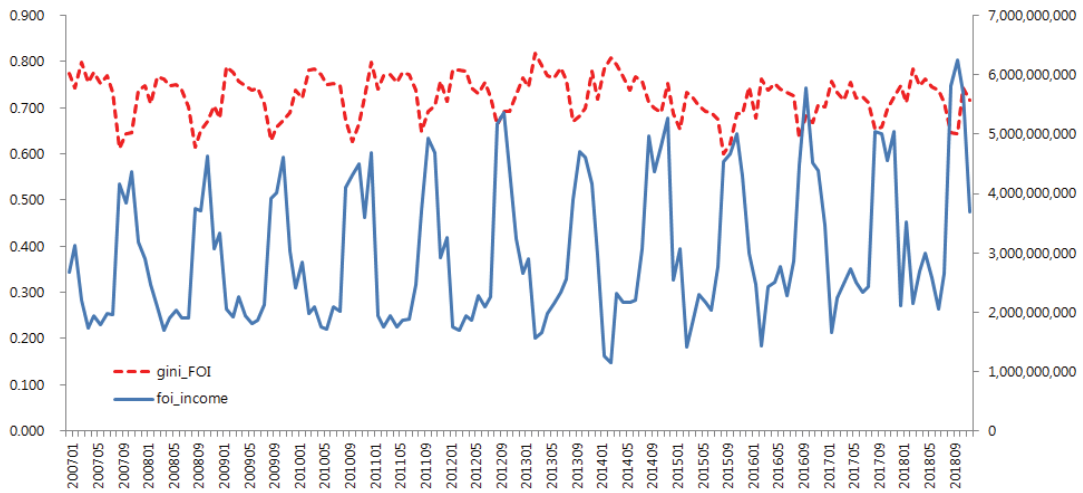


Figure 1. Trends on Gini coefficient and income of forest household during 2007-2018.  
 Note) Left axis: Gini coefficient, Right axis: total income

Table 1. Results of unit root test.

		ADF-test			PP-test			
		Level	I(1)	I(2)	Level	I(1)	I(2)	
Raw	Gini	Intercept	-1.89	-9.67***	-9.23***	-6.31***	-18.00***	-74.09***
		Intercept, Trends	-1.94	-9.63***	-9.19***	-6.32***	-17.91***	-73.49***
	Income	Intercept	-0.16	-16.62****	-11.10***	-3.99***	-17.66***	-72.62***
		Intercept, Trends	-3.26*	-11.06***	-11.05***	-4.26***	-17.60***	-81.60***
Log	Gini	Intercept	-1.89	-9.67***	-9.24***	-6.31***	-18.00***	-74.07***
		Intercept, Trends	-1.94	-9.63***	-9.20***	-6.32***	-17.91***	-73.47***
	Income	Intercept	0.17	-11.09***	-10.98***	-4.53***	-16.35***	-85.68***
		Intercept, Trends	-3.39*	-9.41***	-10.93***	-4.48***	-16.30***	-90.43***

Note) \*\*\*: significant level<1%, \*\*: significant level<5%, \*: significant level<10%

정적인 시계열을 가지는 것으로 나타났다. 이에 대하여 PP 검정에서는 수준변수에서도 이분산은 나타나지 않고 안정적인 것으로 나타났다. 그리고 임가의 소득(Income)에서는 수준변수(Level)의 경우 상수항과 추세를 가지는 변수에는 안정적인 시계열이 나타났으나 상수항만 갖는 변수에서는 불안정한 시계열을 가지고 있는 것으로 나타났다. 하지만 지니계수(Gini)와 마찬가지로 차분을 한 후로는 안정적인 시계열 자료의 특성을 가지는 것을 알 수 있다.

분석결과를 종합하면 수준변수에서는 불안정한 시계열을 가지고 있지만 차분을 한 후에는 안정적인 시계열을 가지는 것으로 나타났다. 이는 자연로그를 취한 시계열자료에서도 같은 경향을 보이고 있으며 자연로그를 취한 자료와 일반자료와의 차이가 시계열적 특성이 다르지 않다는 점과 자연로그를 취했을 때 얻을 수 있는 효율성이 일

반자료를 이용하는 것보다 상대적으로 크기 때문에 분석 자료는 자연로그를 취한 자료를 활용하여 분석하였다.

### 3. 공적분과 Granger 인과관계 분석

2개 이상의 불안정한 시계열이 선형결합을 이룰 때, 안정적인 시계열로 바뀌게 되는데 이를 공적분(Cointegration) 관계라고 한다. 따라서 임가의 소득과 지니계수에 대한 공적분의 유무를 분석한 결과, Trace 통계량과 Max-Eigen 통계량이 유의수준 1%에서 유의한 것으로 나타나 적어도 1개 이상의 공적분이 존재하는 것으로 판단된다. 즉, 공적분 분석결과에서 임가 소득과 지니계수 간에는 장기 균형이 존재하는 것으로 나타났는데 이러한 결과가 의미하는 것은 모형의 추정에 있어서 VAR 모형(Vector Autoregressive Model)보다는 VECM(Vector Error Correction Model) 분석을 적용하는 것이 바람직한 것으로 나타났다.

**Table 2. Result of Johansen cointegration test.**

	Trace	Max-Eigen
None	60.28***	50.69***
At most 1	9.59***	9.59***

Note) \*\*\*: significant level<1%, \*\*: significant level<5%, \*: significant level<10%

하지만 Lee(2008)의 연구에서는 장기균형을 나타내는 공적분 관계가 왜 나타나는지 이론적으로 설명하기 어렵다는 점과 Faust and Leeper(1997)가 언급한 바와 같이 변수 간의 장기적인 관계가 조금이라도 잘못 설정될 경우, 모형의 유효성이 크게 훼손된다고 지적한 바 있다. 그리고 공적분이 존재하더라도 변수간의 단기균형 상태를 파악하는데 VAR 모형의 활용에는 문제가 없다고 한다 (Kim and Lee, 2015).

이를 고려해보면 임가경제조사 자료가 2005년부터 구축되었기는 하나 2007년부터 2018년까지 수집 방법이 동일하게 적용되어 자료가 안정적으로 수집되었고 수집 기간이 11년이라는 비교적 짧은 시간이며 월별자료라는 점에서 두 변수 간에 공적분 관계가 존재할지라도 VECM 모형보다는 VAR 모형을 추정하는 것이 바람직하다고 판단된다.

VAR 모형을 추정함에 있어 변수의 영향력 순서에 따라 모형의 추정결과가 달라지므로 이를 해결하기 위해서는 Granger 인과관계 분석을 통해 인과관계를 통한 방향으로 영향의 크기를 추정하여 판단하는 것이 필요하다. 하지만 Granger 인과관계 분석의 결과는 시차에 영향을 받기 때문에 적정시차를 설정하는 것이 필요한데 이를 위해서 VAR 모형의 추정결과를 통해 AIC와 SC 정보 통계량을 이용하여 최적 시차를 도출하였다.

그 결과, 시차 1이 가장 최적인 것으로 나타났다. 하지만 백색잡음 과정을 가정으로 하는 VAR 모형의 잔차가 시차 1에서 계열 상관성(Serial correlation)을 가지는 것으로 나타난 반면에 시차 3에서는 계열 상관성의 귀무가설을 기각할 수 없어 계열 상관성이 없는 것을 알 수 있다. 따라서 최적 시차는 3이 바람직한 것으로 나타났다.

위의 결과를 바탕으로 Granger 인과관계를 검증하기 위해 시차 1에서 3까지 분석한 결과는 다음과 같다. 우선 시차 1에서는 ‘임가의 소득은 지니계수와 Granger 인과관계가 없다’라는 귀무가설을 기각할 수 없어 임가의 소득 → 지니계수에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 하지만 시차 2부터는 임가 소득과 지니계수가 서로 영향을 주고 받는 모습을 보여주고 있다. 이는 앞서 언급한 내생성 문제를 잘 설명해준다고 판단된다.

문제는 잔차의 계열 상관성을 고려하면 시차 3이 합리적으로 볼 수 있으나 Granger 인과관계에서는 시차 3을 적용할 경우, 시차 1과 시차 2에서 보여준 인과관계와 반대의 경향을 보이고 있다. 따라서 이 연구에서는 계열 상관성이 있으나 상대적으로 크지 않아 모형의 논리적인 측면에서 분석을 위한 최적 시차를 1로 선정하여 분석하였다.

#### 4. 충격반응 분석 결과

VAR 모형의 추정을 위해 임가의 소득, 지니계수의 순서로 모형을 추정하였으며 적용 시차는 1을 이용하여 충격반응 분석을 실시하였다. 충격반응 분석은 VAR 모형 내에 어느 특정 변수에 대한 충격이 가해지면 모형 내 모든 변수들이 시간의 경과에 따른 반응 정도를 나타낸다. 이는 이 연구의 목적이 하는 소득 수준의 변화에 대해 지니계수의 반응을 관측한다는 점을 고려하면 소득 수준의 변화가 소득 수준 자체에 미치는 영향뿐만 아니라 지니

**Table 3. Optimum lag length and serial correlation of residual in VAR model.**

	AIC	SC	Serial Correlation
Lag=0	-2.261	-2.218	-
Lag=1	-3.046	-2.917*	14.696***
Lag=2	-3.039	-2.825	16.020***
Lag=3	-3.085	-2.785	4.3894
Lag=4	-3.135	-2.749	4.2690
Lag=5	-3.182	-2.711	17.422***
Lag=6	-3.347	-2.791	32.334***
Lag=7	-3.349*	-2.707	2.9553
Lag=8	-3.31	-2.582	0.6296

Note) SC: Schwarz Criterion, AIC: Akaike's Information Criterion

Serial Correlation( $H_0$ ): no serial correlation at lag order h

\*\*\*: significant level<1%, \*\*: significant level<5%, \*: significant level<10%

Table 4. Granger causality test at lag (1~3).

	Lag(1)	Lag(2)	Lag(3)
Income $\rightarrow$ Gini	0.95	3.78**	4.17***
Gini $\rightarrow$ Income	14.31***	7.48***	3.50***

Note) \*\*\*: significant level<1%, \*\*: significant level<5%, \*: significant level<10%

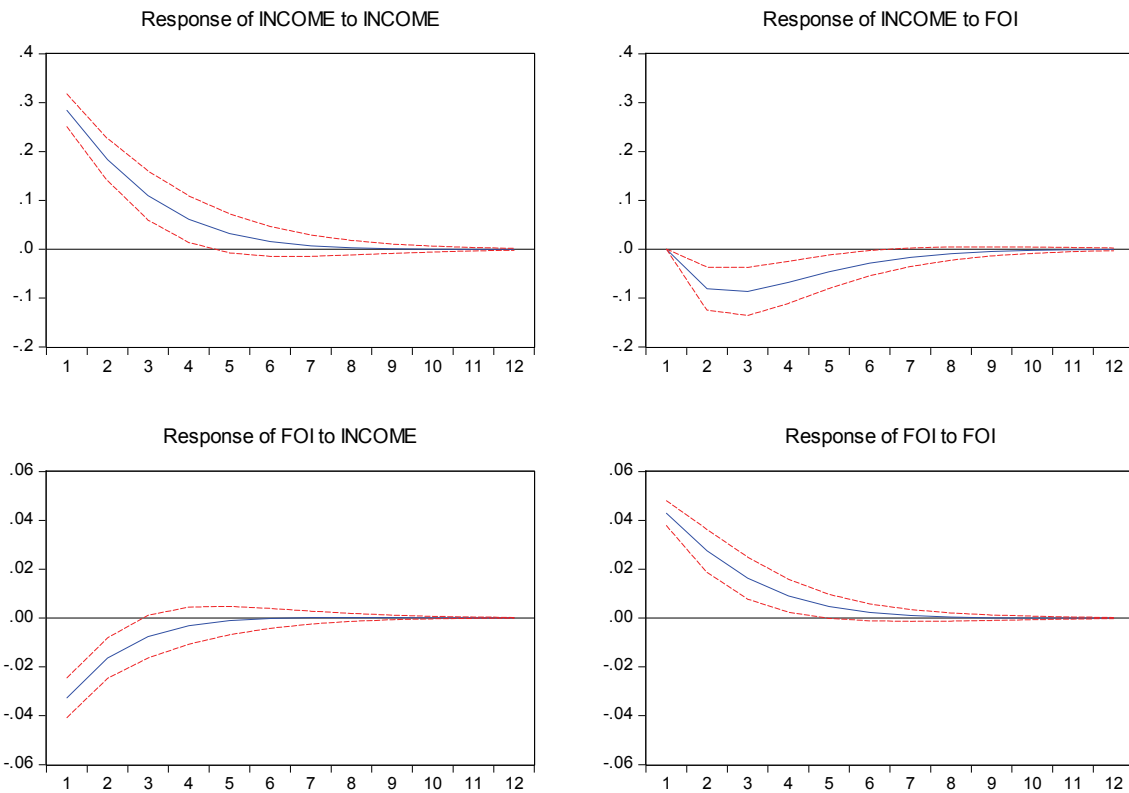


Figure 2. Results of impulse-response analysis between income and Gini of forest household.

계수에 미치는 영향까지 고려할 수 있다는 것이다. 그리고 충격반응이 이루어지는 기간을 12개월로 설정하였다.

아래의 Figure 2의 첫 번째 열에서는 임가 소득 변화의 충격에 대한 임가 소득과 지니계수의 반응을 보여주고 있다. 즉, 임가 소득 변화의 충격이 주어지면 1월부터 반응을 보인 이후 7월부터는 충격이 사라지는 것으로 나타났으며 지니계수에 대한 반응은 임가 소득 보다 1개월 늦은 2월에 반응이 나타나 3월에 정점을 찍은 후 10월에는 사라지는 것으로 나타났다. 따라서 임가 소득의 충격에 대한 임가 소득의 반응이 지니계수에 대한 반응에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타났으며 더 오랫동안 지속되는 것으로 나타났다.

Figure 2의 두 번째 열에서는 지니계수의 충격에 대한 임가 소득과 지니계수의 반응을 분석한 결과인데 지니계수의 충격은 임가 소득을 감소시키는 방향으로 2월부터

반응이 나타난 이후 10월부터는 반응이 사라지는 것으로 나타났다. 하지만 지니계수에 대한 반응은 충격 즉시 지니계수를 증가시키는 방향으로 나타났으며 8월 이후에는 그 반응이 소멸하는 것으로 분석되었다.

흥미로운 사실은 임가 소득의 충격이 임가의 소득을 증가시키고 지니계수로 대변되는 소득불평등은 완화시키는 방향성을 보여주고 있다는 것이다. 반대로 지니계수에 대한 충격은 소득불평등을 심화시킬 뿐만 아니라 임가의 소득 또한 감소시키는 방향으로 나타났다. 이것이 의미하는 것은 임가의 소득 불평등을 완화시키기 위해서는 소득불평등을 감소시키는 이전 소득을 확대하는 것보다는 임가의 소득 자체를 증가시켜주는 것이 임가의 소득 증대와 소득불평등 완화하라는 두 마리 토끼를 한번에 잡을 수 있다는 것을 시사한다.

Table 5. Results of variance decomposition analysis between income and Gini of forest household.

Period	Income		Gini	
	Income	Gini	Income	Gini
1	100.000	0.000	36.647	63.353
2	94.572	5.428	33.964	66.036
3	89.993	10.007	32.748	67.252
4	87.465	12.535	32.284	67.716
5	86.326	13.674	32.136	67.864
6	85.884	14.116	32.098	67.902
7	85.734	14.266	32.090	67.910
8	85.689	14.311	32.090	67.910
9	85.677	14.323	32.090	67.910
10	85.674	14.326	32.090	67.910
11	85.674	14.326	32.090	67.910
12	85.674	14.326	32.091	67.910

## 5. 분산분해 분석 결과

Park and Han(2008)에 따르면 분산분해 분석은 예측 수행 시 변수의 상대적 효과를 확인하고자 할 때 사용하는 방법으로서 변수 간의 인과관계는 설명할 수 없으나 어느 정도 영향을 미치는가를 살펴볼 수 있다고 한다.

Table 6은 소득의 변화를 설명할 때, 소득자체의 효과와 지니계수의 효과를 설명하는 것으로서 소득의 변화에 미치는 영향은 지니계수보다는 소득 자체에 더 높은 의존도를 보인다고 볼 수 있다. 즉, 1월에는 임가 소득의 변화를 100% 자체 소득의 변화가 설명하고 있으며 9월 이후에는 임가 소득이 85.68%, 지니계수가 14.32%를 설명하는 것으로 나타난다.

지니계수의 경우에는 1월의 지니계수 자체가 63.35%, 임가 소득이 36.65%가 지니계수의 변화를 설명하는 것으로 나타나 지니계수의 변동은 임가 소득보다는 지니계수 자체의 변화에 상대적으로 크게 의존하는 것을 알 수 있다. 그리고 6월 이후부터는 지니계수가 67.91%를 설명하고 있으며 임가 소득은 32.1%를 설명하고 있다.

이와 같은 결과를 종합해 보면, 임가 소득의 변화가 장단기적으로 자체 소득의 변화에 가장 큰 영향을 받는 것으로 나타났으며 임가의 소득불평등에는 상대적으로 영향이 적은 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 지니계수의 설명력 또한 지니계수 자체의 변화에 크게 영향을 받는 것으로 나타났으나, 소득과 비교하여 볼 때 상대적으로 크게 영향을 받는 것으로 나타나 정책의 효과성을 고려할 때, 임가의 소득불평등 자체에 집중하는 것보다는 임가의 소득을 향상시켜주는 것이 소득불평등의 완화를 위해 보다 효과적이라는 것을 의미한다.

## 결론

이 연구는 소득과 불평등 간의 관계에 대한 다양한 논의가 진행되고 있는 가운데 임가의 소득과 소득불평등 간의 관계를 알아보기 위해 동태적 접근법을 통해 그 관계를 알아보고자 하는데 있다. 이를 위한 방법으로 VAR 모형을 추정한 후 충격반응, 분산분해 분석을 실시하였다.

VAR 모형을 추정하기에 앞서 시계열 자료의 검증이 필요한데 이 연구에서 사용된 자료는 임가경제조사 자료를 이용하였다. 이 자료는 기본적으로 Panel 자료로서 횡단면자료와 시계열자료의 특성을 모두 포함하고 있는데 임가의 소득불평등을 계측하기 위해 지니계수를 도출하는 과정에서 횡단면 자료의 특성이 상실되어 시계열 자료를 이용이 가능하며 이에 대응하기 위해 임가의 소득 또한 시계열 자료로 작성되었다. 분석에 사용된 시계열 자료의 시간적 범위는 2007년 1월부터 2018년 12월까지이며 임가경제조사가 2005년에 관측이 시작되었음에도 불구하고 2007년부터 시작한 이유는 2007년 이후 관측되는 임가의 수가 일정하게 유지되고 있기 때문이다.

위의 자료를 이용하여 시계열 자료의 안정성을 의미하는 단위근 검정을 실시한 결과, 원계열 자료에서는 단위근이 존재하는 것으로 나타났으나 1차 차분한 이후부터는 안정적인 시계열을 가지는 것으로 분석되었다. 이와 함께 두 개 이상의 시계열자료가 장기적으로 균형관계를 가질 수 있는데 이를 공적분 관계에 있다고 한다. 따라서 이를 검정하기 위한 방법으로 Johansen의 공적분 검정을 실시한 결과, 임가소득과 지니계수 간에는 장기균형이 존재하는 공적분 관계인 것으로 나타났다. 이러한 경우



VAR 모형을 이용하는 것 보다는 VECM 모형을 이용하는 것이 바람직한데, VECM 모형이 가지는 변수 간의 관계에 대한 논의가 진행 중인 관계로 장기적 관계에 대한 자료가 부족하고 비교적 자료수집 기간이 상대적으로 짧기 때문에 VECM 모형을 이용하는 것보다는 VAR 모형을 이용하는 것이 의미 있을 것으로 판단된다. VAR 모형은 변수의 배열 순서에 따라 결과값이 달라지므로 Granger 인과관계 검정을 통해 임가소득, 지니계수의 순으로 배열한 후 VAR 모형을 추정하였고 이를 이용하여 충격반응 분석을 실시하였다.

분석결과, 임가 소득의 영향이 지니계수에 의한 영향에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타났으며 임가 소득의 충격이 자체 소득을 증가시키는 방향으로 작용할 뿐만 아니라 지니계수를 감소시키는 영향을 주는 것으로 나타났다. 또한 지니계수의 충격은 임가 소득을 감소시키는 방향으로 영향을 미치며 소득불평등을 더욱 심화시키는 것을 보여주고 있다. 따라서 임가 소득 불평등을 완화시키기 위해서는 소득불평등을 감소시키는 이전소득을 확대하는 것보다는 임가의 소득 자체를 증가시켜주는 것이 임가의 소득 증대와 소득불평등 완화하라는 두 마리 토끼를 한 번에 잡을 수 있다는 것을 시사한다. 이러한 결과는 분산분해 분석에서도 확인할 수 있다.

이 연구가 가지는 함의는 임가의 소득과 소득불평등 간의 관계를 구명하였다는 점에서 의의가 있으며 소득불평등을 완화시키기 위한 정책적 조치로 소득불평등 자체를 해소시키기 위한 분배정책 보다는 임가 소득을 증가시켜주는 소득성장 정책이 임가 소득 불평등에 보다 효과적일 수 있다는 것을 보여주고 있다는 것이다.

이 연구가 가지는 한계는 분석에 고려된 변수가 임가 소득과 지니계수 이 두 가지 변수만 고려하였다는 데 있다. 즉, 임가 소득에 대한 다양한 변수가 존재할 것으로 예상되지만 월별 시계열 자료가 구축된 변수를 구득하기가 매우 어렵다는 한계 또한 존재한다.

향후 연구에서는 임가소득과 소득불평등 중에서 임가 소득을 증가시켜주는 것이 보다 효과적이라는 연구결과에 기초하여 임가의 소득과 관련된 요인을 찾는 것이 필요할 것으로 판단되며 이를 통해 정책의사결정에 있어서 보다 효율적으로 접근할 수 있을 것으로 기대된다.

### 감사의 글

이 논문은 2017년~2019년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 기초연구사업입니다 (과제번호: 2016R1D1A1B03934273). 연구비 지원에 감사드립니다.

### References

Assane, D. and Grammy, A. 2003. An assessment of the growth and inequality causality relationship. *Applied Economics Letters* 10(1): 871-873.

Barro, R.J. 2000. Inequality and growth in a panel of countries. *Journal of Economics Growth* 5(2000): 5-32.

Benabou, R. 1996. Inequality and growth. In Ben S. Bernanke and Julio J. Rotemberg (Eds.) *NBER Macroeconomics Annual Vol. 11*. Cambridge, MA MIT Press.

Chung, J.H., Hwang, D.S., Lee, B.H. and Choi, K.S. 2001. Policy of inequality and poverty and its status. *Korea Labor Institute*. pp. 161.

Dev Bhatta, S. 2001. Are inequality and poverty harmful for economic growth: Evidence from the metropolitan areas of the United States. *Journal of Urban Affairs* 23(3-4): 335-359.

Faust, J. and Leeper, E. 1997. When do long-run identifying restrictions give reliable results? *Journal of Business and Econometric Statistics* 15(3): 345-353.

Frank, M.W. 2009. Income inequality, human capital, and income growth: Evidence from a state-level var analysis. *Atlantic Economic Journal* 37(2009): 173-185.

Herzer, D. and Vollmer, S. 2012. Inequality and growth: evidence from panel cointegration. *Journal of Economic Inequality* 10(2012): 489-503.

Hong, M.Y. and Lim, E.S. 2010. The number of travel agency: a newly introduced factor on the airline outbound tourism demand through the granger causality test. *Korean Journal of Hospitality & Tourism* 19: 135-152.

Johansen, S. 1991. Estimating and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica* 59(6): 1551-1589.

Kim, D.J. 2009. Analysis and prediction of the fiberboard demand using VAR model. *Journal of Korea Forest Society* 98(3): 284-289.

Kim, E.G., Jung, B.H. and Kim, D.H. 2017. Trends on income inequality and bi-polarization for forest household. *Journal of Korea Forest Society* 106(4): 497-508.

Kim, E.G., Kim, B.G. and Kim, D.H. 2019. Analysis of forestry household income inequality using Gini coefficient decomposition by income sources. *Journal of Korea Forest Society* 108(3): 392-404. in press.

Kim, H.M. and Chung, B.H. 2008. A study on demand forecasting model of domestic rare metal using VECM model. *Journal of the Korean Society for Quality Management* 36(4): 93-101.

Kim, H.W. and Lee, D.H. 2015. A study on the seoul apartment

- jeonse price after the global financial crisis in 2008 in the frame of vector auto regressive model(VAR). Journal of the Korea Academia-Industrial Cooperation Society 16(9): 6315-6324.
- Kim, L.Y. and Seo, W.S. 2014. Comparing the impact of economic changes of foreign exchange and financial crises on metropolitan housing market using VECM. Journal of Real Estate Policy Research 56: 322-336.
- Lee, Y.S. 2008. Housing price and macroeconomy in Korea: SVAR analysis. Journal of the Korea Real Estate Analysts Association 14(3): 129-147.
- Li, H. and Zou, H.F. 1998. Income inequality is not harmful for growth: theory and evidence. Review of Development Economics 2: 318-334.
- Moon, K.S. 1997. A understanding of vector autoregressive model. Journal of Korea Statistical Society 2(1): 23-56.
- Park, C.H. and Han, J.M. 2008. A Study for the Co-Relationship among Birth, Women Employment, and Economic Growth by the VAR Approaches. Quarterly Journal of Labor Policy 8(1): 1-26.
- Park, E.K., Keum, K.Y. and Lee, C.K. 2011. Analysis of the relationships between major economic variables and tourism demand using VECM: Case of Japanese Inbound Tourists. Journal of Tourism and Leisure Research 23(1): 45-64.
- Park, H.S. 2012. A study on the relationship between inequality, growth, and human capital: a time series analysis. Journal of the Korean Regional Science Association 28: 97-113.
- Persson, T. and Guido. T. 1994. Is inequality harmful to growth?. American Economic Review 84(3): 600-621.
- Risso W.A. and Carrera, E.J.S. 2010. Inequality and economic growth in china: Pre and post reform periods. UNIVERSIT DEGLI STUDI DI SIENA, QUADERNI DEL DIPARTIMENTO DI ECONOMIA POLITICA pp. 600.
- Sims, C.A. 1980. Macroeconomics and reality. Econometrica 48(1): 1-48.
- Temple, J. 1999. The growth evidence. Journal of Economic Literature 37(1): 112-156.
- Youtube. 2004. 5.20. ([https://www.youtube.com/watch?v=8H2Y\\_V3m78o](https://www.youtube.com/watch?v=8H2Y_V3m78o)).

---

Manuscript Received : August 22, 2019

First Revision : October 17, 2019

Second Revision : November 14, 2019

Third Revision : November 28, 2019

Accepted : December 4, 2019