

# 금융화의 진전에 따른 세계곡물가격의 구조적 변화와 변동성에 관한 연구

김우석\*

## Contents

1. 서론	3
2. 이론적 배경과 분석모형	4
3. 추정 결과	13
4. 결론	19

## Keywords

금융화, 단절점, 변동성 집중화, 비대칭적 변동성, 변동성 환류

## Abstract

본 연구의 목적은 금융화의 진전에 따른 세계곡물가격의 구조적 변화 여부와 그에 따른 변동성의 집중화, 비대칭성, 환류를 살펴보고, 이와 관련한 정책적 의사결정에 있어 전략적으로 활용가능한 유용한 정보를 제공하는 것에 있다. 분석 결과, 금융화의 진전에 따라 곡물가격에 상당한 규모의 구조적 변화가 존재하였으며, 그 시기인 단절점은 2006년 7월로 나타났다. 이에 따라 전체 분석기간을 구조적 변화 이전인 기간 I 과 이후인 기간 II 로 구분하였으며, 평균-분산모형은 기간 I 에서는 AR(1)-EGARCH(1, 2)-M모형이, 기간 II 에서는 AR(1)-EGARCH(1, 1)-M모형이 적합한 것으로 나타났다. 두 기간 모두 변동성 집중화가 나타났으나 구조적 변화 이전보다 이후에 변동성이 더 확대되었고, 이전에는 나타나지 않았던 정(+)의 비대칭적 변동성이 존재하여 전체적인 변동성 확대에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 이전에는 정(+)의 위험프리미엄으로 나타나던 변동성 환류가 곡물에 대한 투기적 성향으로 인해 부(-)의 위험프리미엄으로 바뀐 것으로 나타났다.

# A Study on Structural Changes and Volatility of World Grain Prices due to the Progress of Financialization

Kim Woo-seok\*

## Keywords

Financialization, Break Point, Volatility Clustering, Asymmetric Volatility, Volatility Feedback

## Abstract

The purpose of this study is to examine structural changes in world grain prices due to the progress of financialization and the clustering, asymmetry, and feedback of volatility that come with it, and to provide useful information that can be used strategically in related policy decisions. As a result of the analysis, there is a significant structural change in grain prices as progress in financialization, with a break point in July 2006. Accordingly, the entire analysis period is divided into two periods: period I, before the structural change, and period II, after the structural change, and the mean-variance model is found to be the AR(1)-EGARCH(1, 2)-M model in period I and the AR(1)-EGARCH(1, 1)-M model in period II. Volatility increases more after the structural change than before. Volatility clustering appears in both periods, but volatility expands more after than before the structural change, and positive asymmetric volatility that is not present before exists, which appears to affect the overall increase in volatility. There is volatility clustering in both periods, but there is also asymmetric volatility where the negative volatility, which is not present before, contributed to the overall volatility. In addition, it is found that the volatility feedback, which previously appears as a positive risk premium, changes to a negative risk premium due to the speculative tendency for grains.

---

\* Policy Support Officer of Administrative Autonomy Committee in Jeonbuk State Council.  
e-mail: supreme1117@naver.com

## 1. 서론

1990년대는 동독과 서독의 통일, 소비에트 연방이 붕괴되는 일련의 사건들이 발생하면서 장기간에 걸쳐 지속되어 온 냉전체제가 종식되고, 세계 질서가 미국 중심으로 재편됨과 동시에 정보혁명이 싹트던 시기이다. 1990년대 말부터 2000년대 초까지 아시아 외환위기, 미국 IT버블 등을 겪으면서 금융시장에 대한 제도적 규제가 완화되어 금융경제가 전체 경제에서 차지하는 비중이 점진적으로 확대되는 금융화(Financialization)가 크게 진전되었다.

1999년에 Gramm-Leach-Bliley법(Gramm-Leach-Bliley Act)이 도입되면서 금융화가 본격적으로 태동하였고, 2000년에 상품선물현대화법(Commodity Futures Modernization Act)이 도입되면서 곡물 등 원자재 시장 또한 금융시장의 한 범주로 편입되었다(Sherman, 2009). 이와 같은 금융화로 인해 상품을 대상으로 한 수익성이 증가하여 실물시장에 대한 거래를 촉진한 듯 보였으나 오히려 가격의 수준과 변동성이 크게 상승하면서 실물경제에서의 수요와 공급에 의한 가격안정화 기능을 훼손시키고, 위기를 초래하였다(김화년, 2016; 조정인, 2019; Abdel-Khalik, 2016; Baines, 2017; Clapp & Helleiner, 2012; Kerckhoffs et al., 2010; McMichael, 2009; Sherman, 2009; Tang & Xiong, 2012).

세계곡물시장에서 나타나는 이와 같은 변화 속에서 우리나라 곡물시장이 직면한 현실은 더욱 암담하다. 농림축산식품부에 따르면 2021년 기준 우리나라 곡물자급률은 18.5%에 불과하여 대외 곡물의존도가 80%를 넘어서는 심각한 상황이다(농림축산식품부, 2023). 1990년 기준 우리나라 곡물자급률이 43.1%라는 점과 그 이후 수십 년 동안 우하향하는 추세가 이루어졌다는 점을 고려해 볼 때, 이와 같은 심각한 상황은 단기적으로 나타난 일시적 현상이 아니며, 저조한 수준의 곡물자급률이 앞으로도 장기적으로 지속되는 한편 머지않아 10% 이하로 하회할 가능성도 전혀 배제할 수 없다(이준원·이종하, 2014).

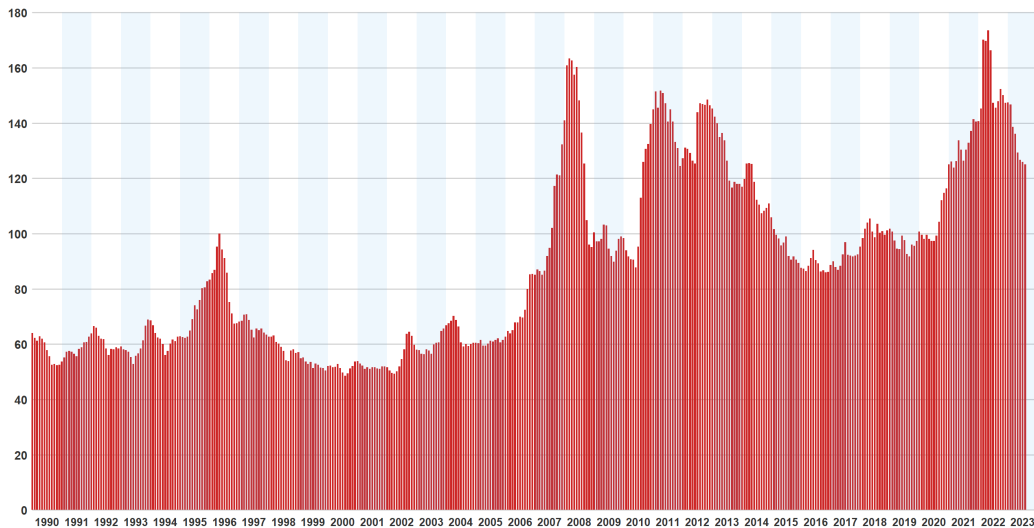
주식시장, 채권시장, 외환시장 등과 다르게 곡물시장은 그 규모가 작기 때문에 상대적으로 더 적은 자금으로도 가격의 불안정성과 변동성 확대에 영향을 미칠 수 있다(Domanski & Heath, 2007). 또한, 저조한 수준의 곡물자급률은 세계곡물가격의 수준과 그 변동성에 기인한 대외적인 영향에 취약할 수밖에 없으며, 국내 곡물시장과 직간접적으로 관련된 다양한 이해관계자들에게 큰 부담으로 작용할 수 있다. 이에 본 연구에서는 금융화의 진전에 따른 세계곡물가격의 구조적 변화 여부와 그에 따른 변동성의 집중화, 비대칭성, 환류를 살펴보고, 이와 관련한 정책적 의사결정에 있어 전략적으로 활용가능한 유용한 정보를 제공하는 것을 목적으로 한다. 분석대상은 유엔식량농업기구(FAO)에서 공표하는 곡물 가격지수이며, 분석기간은 1990년 1월부터 2023년 8월까지이다. 본 연구의 구성은 제2장에서 이론적 배경과 연구를 수행하기 위한 분석모형을 논의하며, 제3장에서 실증분석 결과를 설명하고, 제4장에서 연구의 결론을 제시하고자 한다.

## 2. 이론적 배경과 분석모형

### 2.1. 이론적 배경

〈그림 1〉은 1990년 1월부터 2023년 8월까지의 곡물가격지수(Grain Price Index: GPI)를 나타낸다(2014-2016=100). 외환위기 이전인 1996년에 상당한 수준의 곡물가격 상승이 존재하였으나 지수가 100을 초과하지는 않았으며, 이때 가장 높은 곡물가격은 1996년 5월 100.0으로 나타났다. 2000년대에 들어서는 미국 서브프라임 모기지 사태가 발생하기 이전인 2006년부터 곡물가격이 지속적으로 상승하여 100 이하에서 횡보하던 지수가 미국 서브프라임 모기지 사태가 발생한 이후인 2007년 8월에 100을 초과한 102.1로 나타났으며, 2008년 3월에 160을 초과한 163.3으로 나타났다. 2007년 이전까지 60을 중심으로 횡보하던 지수가 그 이후에는 100을 중심으로 급격하게 상승하거나 하락하였으며, 대체로 120 이상의 수준을 유지해 온 것으로 나타났다.

그림 1. 곡물가격지수



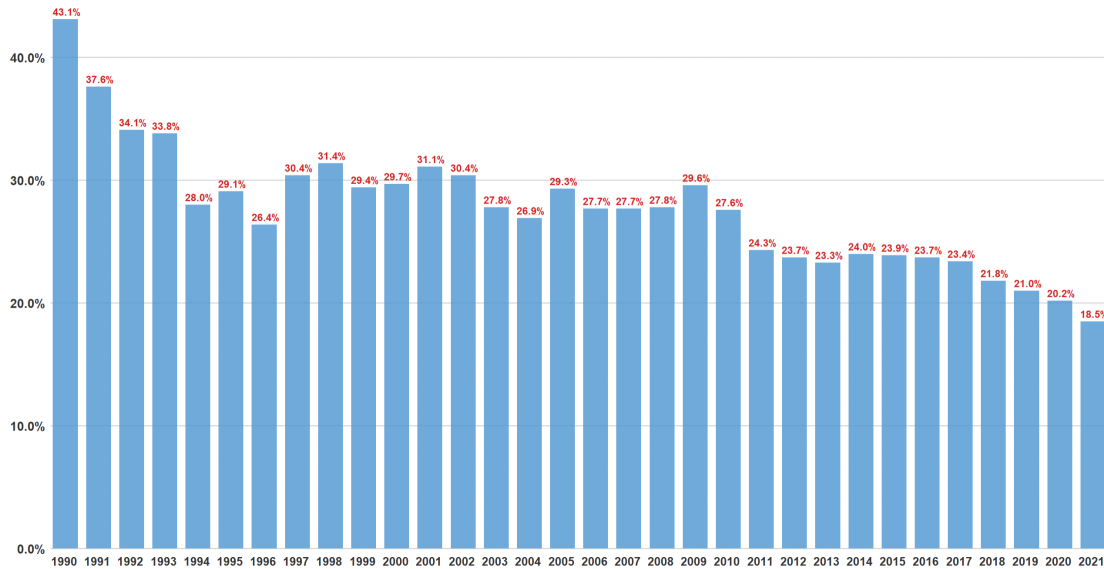
자료 : 유엔식량농업기구(FAO)(각 연도).

〈그림 2〉는 1990년부터 2021년까지의 우리나라 곡물자급률을 나타낸다. 이미 1990년부터 우리나라 곡물자급률은 50%가 채 되지 않은 43.1%로 나타났으며, 이후 지속적으로 감소하여 2021년에 18.5%로 나타났다. 불과 32년 만에 우리나라 곡물자급률은 43.1%에서 18.5%로 무려 24.6%p 감소하였다.<sup>1)</sup> 앞서 살펴본 바와 같이 20%가 채 되지 않는 우리나라 곡물자급률의 현실과 세계곡물가격의 수준과 변동성이 이전과 다르게 변화한 상황을 고려해 볼 때 우리나라는 이 부문에 있어 심각한 위기에 직

<sup>1)</sup> 서류 견체중 기준 18.5%, 서류 생체중 기준 20.9%이며, 농림축산식품부는 완전 건조 중량인 서류 견체중 기준으로 집계해 왔으나 2011년부터 수분 포함 중량인 생체중 기준으로 변경.

면해 있다고 할 수 있다(이준원·이종하, 2014; 정준호·권승구, 2011).

그림 2. 우리나라 곡물자급률(사료용 포함)



자료 : 농림축산식품부(2023).

## 2.2. 선행연구와 연구가설

미국의 금융화는 1999년에 이루어진 서로 다른 두 제도의 입안과 폐지로부터 시작되었다고 과언이 아니다. 미국은 대공황을 경험한 이후인 1933년에 은행 업무와 증권 업무의 결합에서 발생 가능한 이해 상충 문제와 과도한 위험 감수 문제를 제한하고자 Glass-Steagall법(Glass-Steagall Act)을 입안 함으로써 상업은행과 투자은행을 효과적으로 분리하였고, 이 법은 20세기 중반 내내 은행의 파산을 최소화하는 데 기여하였다(Sherman, 2009). 그러나 1999년 Glass-Steagall법의 폐지와 함께 금융현대화법이라고도 널리 알려진 Gramm-Leach-Bliley법이 의회를 통과하면서 금융기관의 은행, 증권, 보험 업무의 결합에 대한 규제가 폐지되었다(Sherman, 2009). 2000년에는 상품선물현대화법이 도입되면서 대부분의 파생상품이 충분히 규제되지 않았으며, 1990년대 말부터 개발된 파생상품이 자산의 실질적 이전을 포함하지 않아 기초자산을 소유하지 않았으므로 상품선물거래위원회(Commodity Futures Trading Commission: CFTC)의 의장 역시 규제되지 않은 수많은 파생상품으로 인한 잠재적 위험에 대해 우려를 제기하였고, 과도한 가격 변동성을 유발할 뿐만 아니라 Gramm-Leach-Bliley 법과 함께 실물경제 활동을 훼손하였다는 비판에 직면하였다(Abdel-Khalik, 2016; Clapp & Helleiner, 2012; Kerckhoffs et al., 2010; Sherman, 2009; Tang & Xiong, 2012).

이 같은 금융화의 물결 속에서 파생상품의 탈규제화가 진전됨에 따라 주식, 채권과 같은 전통적인 위험자산에 대한 투자 외에 곡물, 원유 등의 원자재 시장에 대한 대안투자과 이를 기초자산으로 하는 파생

상품 투자가 새로운 투자수단으로 부각되었다. 실제로 상품을 대상으로 한 금융화로 수익성이 크게 증가하여 이와 같은 현상이 실물경제에 존재하는 다양한 상품들을 금융시장에서 더욱 활발하게 거래 가능하도록 촉진함으로써 언뜻 보기에는 원자재 시장에 대한 실물경제 활성화에 기여하는 듯 보였으나 시장에서의 가격 상승과 변동성에 영향을 미쳐 수요와 공급에 의한 가격안정화 기능을 손상시키고, 오히려 폭등과 위기를 초래하였다(조정인, 2019; Baines, 2017; McMichael, 2009; Tang & Xiong, 2012). 특히, 주식, 채권, 곡물 등의 기초자산을 투자대상으로 하는 경우 그 손실이 원금 내에서 이루어 지지만 주식, 채권, 곡물 등의 기초자산에 기인한 파생상품을 투자대상으로 하는 경우 그 손실이 원금을 초과하여 이루어질 수 있고, 그 변동성은 기초자산과는 비교하기 어려울 정도이다. 파생상품시장은 2001년 106조 달러에서 2008년 531조 달러로 불과 8년 만에 5배 이상으로 급속하게 성장하였고, 규제 당국은 잠재적 위험 회피를 위해 기업들의 자체 규제를 신뢰하는 것으로 감독 및 관리를 소홀히 하였다(Sherman, 2009). 2006년과 2008년이 걸쳐 발생한 상품가격의 특징은 변동성과 예측불가능성이라 할 수 있다(Salerno, 2017). 변동성이 확대되고 예측이 불가능할수록 투자자들에게는 더욱 매력적인 요소가 되며, 이와 같은 변동성이 투기활동을 불러일으켜 다시 가격을 불안정하게 만드는 악순환을 촉발시킬 수 있다(Kerckhoffs et al., 2010). 파생상품이 갖는 목적과 기능을 고려해 보았음에도 불구하고, 헤징과 투기를 객관적으로 분류할 수 없다는 충격적인 사실이 드러나기도 하였다(Baines, 2017).

Fama(1970)의 효율적 시장가설에 따라 금융시장이 갖는 정보의 효율성과 민감도를 고려해 볼 때, 원자재 시장의 가격 불안정성과 변동성은 미국 서브프라임 모기지 사태를 겪으면서 오히려 더욱 확대되었다(Baines, 2017; Tang & Xiong, 2012). 원자재 시장에 대한 금융화의 가속화와 더불어 세계 금융시장에서 원자재 시장이 갖는 규모와 비중이 크지 않다는 점을 고려해 본다면 상대적으로 더 적은 자금으로도 곡물가격의 불안정성과 변동성에 지대한 영향을 미칠 수 있다(Domanski & Heath, 2007). 결국 금융화와 파생상품의 탈규제화에 힘입어 원자재 시장이 금융시장에 새로운 투자수단으로 노출되면서 시장에서의 가격 및 불안정성이 이전보다 더 확대된 것이다(김상환 외, 2012; 김화년, 2016; 서진교 외, 2011).

수많은 선행연구에서 원자재 시장의 범주에 있는 곡물시장이 금융화와 더불어 그 안에서 이루어진 파생상품의 탈규제화를 배경으로 구조적 변화가 발생하였다고 언급하고 있으나 구체적으로 구조적 변화가 발생한 시기를 객관적으로 제시하고 있지 않거나 특정 모형을 추정한 이후에 구조적 변화를 포착하는 외생성에 근거하고 있다. 또한, 금융화를 통해 원자재 시장의 가격 불안정성과 변동성이 더욱 심화되었다고 하였으나 이에 대한 계량학적 접근과 분석, 객관적이고 명확한 비교는 가격의 수준보다는 변동성을 중심으로 제한적으로 이루어졌다. 따라서 시계열 자료의 특성과 이와 관련한 연구에 대한 고찰이 필요하며, 이에 근거하여 본 연구에서는 연구가설을 설정하고자 한다.

조정인(2019), Baines(2017), Kerckhoffs et al.(2010), Salerno(2017) 등 여러 선행연구에서 곡



물가격의 상승 또는 폭등이 자주 언급된 점을 고려하여 볼 때 곡물가격에 있어 구조적 변화가 발생하였을 것이며, 곡물가격의 수준이 상당히 크게 증가하였을 것이다. 이에 근거하여 다음과 같이 연구가설 1을 설정하고자 한다.

연구가설 1: 곡물가격에 통계적으로 유의미한 구조적 변화가 존재할 것이다.

대부분의 시계열 자료는 원자료에 자연로그를 취한 수준변수하에서는 불안정적인 것으로 나타나지만 수준변수를 1계 차분한 차분변수하에서는 안정적인 것으로 나타난다(김명직·장국현, 2002; Brooks, 2014; Tsay, 2010) 따라서 시계열 자료의 주기가 월별인 곡물가격도 수준변수하에서는 불안정적인 시계열 자료일 것이나 차분변수하에서는 안정적인 시계열 자료일 것이다. 이에 근거하여 다음과 같이 연구가설 2를 설정하고자 한다.

연구가설 2: 곡물가격의 수준변수에서는 단위근이 존재할 것이나

곡물가격의 차분변수에서는 단위근이 존재하지 않을 것이다.

변동성 집중화(Volatility Clustering)란 외부에서 발생한 충격의 여부와 정도에 따라 야기된 변동성이 상대적으로 약한 충격에 대해서는 저조한 수준의 변동성이 지속되나 상대적으로 강한 충격에 대해서는 상당한 수준의 변동성이 지속되는 현상을 말한다(Brooks, 2014; Cont, 2007; Lux & Marchesi, 1998). Baines(2017), Clapp & Helleiner(2012), Kerckhoffs et al.(2010) 등 여러 선행연구에서 언급된 바와 같이 금융화가 곡물가격의 변동성에 영향을 미쳤다면 금융화로 촉발된 구조적 변화 이후 변동성 집중화가 존재할 가능성이 존재하며, 구조적 변화 이전보다 변동성이 더욱 확대되었을 것이다(김화년, 2016). 이에 근거하여 다음과 같이 연구가설 3을 설정하고자 한다.

연구가설 3: 곡물가격 변화율에 변동성 집중화가 존재할 것이며,

구조적 변화 이전보다 이후에서의 변동성이 더 크게 확대되었을 것이다.

변동성의 비대칭성(Asymmetry) 또는 비대칭적 변동성(Asymmetric Volatility)이란 같은 크기의 충격이라 할지라도 정(+)의 부호로 나타낼 수 있는 긍정적인 뉴스로 인한 충격과 부(-)의 부호로 나타낼 수 있는 부정적인 뉴스로 인한 충격이 미치는 영향이 서로 다를 수 있다는 것이다(Smith, 2007; Bollerslev et al., 2006). 따라서 곡물가격 변화율의 변동성에 비대칭성이 존재할 가능성이 있으며, 이에 근거하여 다음과 같이 연구가설 4를 설정하고자 한다.

연구가설 4: 곡물가격 변화율의 변동성에 통계적으로 유의미한 비대칭성이 존재할 것이며,

구조적 변화 이전보다 이후에 변동성 증가에 더 큰 영향을 미쳤을 것이다.

수익을 창출하기 위해서는 그에 따른 위험을 부담해야 하므로 수익과 위험은 원천적으로 분리 불가능한 상충관계(Trade-off Relationship)가 존재한다(Smith, 2007; Bollerslev et al., 2006). 위험으로 대변되는 변동성이 수익률에 영향을 미치는 관계를 변동성 환류라 하며, 이와 같은 변동성 환류가 곡물시장에 존재한다면, 곡물가격 변화율의 변동성이 곡물가격 변화율에 영향을 미칠 것이다. 일반적으로 위험을 회피하려는 투자자의 경우 위험프리미엄이 정(+의 부호로 나타날 것이나 위험을 선호하는 투기자의 경우 위험프리미엄이 부(-의 부호로 나타날 수 있다. 곡물시장에서 가격에 대한 투기적 요소가 강하게 존재한 상태에서 파생상품의 목적과 기능에도 불구하고, 헤징과 투기를 객관적으로 분류하기 어려웠다는 것은 파생상품의 본연의 기능인 헤징보다 투기적인 성향이 강하였다는 것을 의미하며, 이로 말미암아 변동성 환류가 부(-의 부호로 나타날 것이다(김화년, 2016; Baines, 2017; Tang & Xiong, 2012). 이에 근거하여 다음과 같이 연구가설 5를 설정하고자 한다.

연구가설 5: 곡물가격 변화율의 변동성은 곡물가격 변화율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치며, 구조적 변화 이후 부(-)의 부호를 갖는 위험프리미엄이 나타날 것이다.

## 2.3. 연구 대상 및 분석모형

### 2.3.1. 연구 대상

표 1. 변수의 표기

표기	변수	내용
$P_t$	원자료(Raw Data)	곡물가격지수(Grain Price Index)
$\ln P_t$	수준변수(Level Variable)	원자료에 자연로그를 취함
$\Delta P_t$	차분변수(Difference Variable)	당기의 수준변수에서 전기의 수준변수를 차감( $\ln P_t - \ln P_{t-1}$ )

지수는 시장의 현황을 단적으로 보여주며, 기준시점과의 비교를 통해 시장의 전반적인 수준과 경기를 가늠해 볼 수 있는 대표성 있는 지표이다. 또한, 대표성을 갖기 때문에 성격이 다른 상품 또는 시장에서 산출된 지수와 비교도 용이하다. 따라서 본 연구에서의 분석대상은 곡물시장을 대표하는 지수로서 유엔식량농업기구(Food and Agriculture Organization of the United Nations: FAO)에서 공표하는 곡물가격지수(Grain Price Index)이며, 주기(Frequency)는 월별(Monthly), 분석기간은 1990년 1월부터 2023년 8월까지이다. 분석모형과 결과의 제시에 있어 간결성과 전달력 제고를 위해 변수의 표기에 대해 <표 1>과 같이 정의하고자 한다.



### 2.3.2. 단절점 검정

외부의 충격으로 인해 충격이 발생하기 전과 후에 따른 변수의 행태가 상이하다면 이것은 외부의 충격이 변수에 유의미한 영향을 미쳤다는 것을 의미한다. 이러한 현상을 구조적 변화(Structural Change)라고 하며, 구조적 변화가 발생한 시기를 단절점(Break Point)이라 한다. Perron(1989)은 Nelson & Plosser(1982)가 구조적 변화를 포착하지 못한 채 단위근 검정을 수행하여 정상적 시계열 자료를 비정상적 시계열 자료를 오판하였음을 지적하였다. 단절점에 대한 정보를 사전에 명확하게 어려운 경우가 대부분이기 때문에 Vogelsang & Perron(1998), Zivot & Andrews(1992)는 자료에 기반하여 내생적으로 식별되어야 함을 주장하였고, 단절점을 내생적으로 식별할 수 있도록 Perron (1989)의 단절점 검정을 다음의 식과 같이 개선하였다.

$$P_t = \alpha + \beta\tau + \delta_1 D_{\alpha,t} + \delta_2 D_{\beta,t} + \phi_1 P_{t-1} + \sum_{s=1}^k \psi_s \Delta P_{t-s} + \epsilon_t \quad (1)$$

- 주 1)  $D_{\alpha,t}$ : 가변수(절편의 구조적 변화).
- 2)  $D_{\beta,t}$ : 가변수(기울기의 구조적 변화).

### 2.3.3. 단위근 검정

시계열 자료는 시간의 흐름에 따라 변화하는 양상을 보이기 때문에 평균, 분산, 자기공분산 등이 일정하지 않아 불안정성(Non-Stationarity) 문제가 발생할 수 있다. 이에 따라 시계열 자료의 안정성(Stationarity) 여부를 판별할 수 있는 단위근 검정(Unit Root)이 매우 중요하다.

최초의 단위근 검정인 Dickey & Fuller(1979)의 DF검정(Dickey Fuller Test)는 하나의 시차에 대해서만 검정이 가능하다는 한계가 있었으며, 이에 Said & Dickey(1984)는 이를 보다 일반화한 ADF 검정(Argumented Dickey Fuller Test)을 제안하였다. Phillips & Perron(1988)은 일반화와 더불어 잔차에 대한 자기상관까지 고려한 PP검정(Phillip-Perron Test)을 제안하였다. 본 연구에서는 PP 검정을 통해 시계열 자료의 단위근을 살펴보았다.

## 2.3.4. ARIMA모형

가장 표준이 되는 연구모형은 선형회귀모형(Linear Regression Model: LRM)이다. 선형회귀모형을 통해 분석을 수행할 경우 가장 큰 문제는 연구 대상이 되는 변수와 밀접하게 관련된 변수들을 확보하지 못하는 경우가 발생한다는 것이다. 이와 같은 이유는 노력, 시간, 비용으로부터 발생할 수도 있으며, 과거에는 중요하지 않아 수집·축적되지 않았으나 근래에 이르러 중요하게 부각되는 등 예상치 못한 다양한 이유로부터 발생 가능하다. 또한, 변수 간에 통계적으로 유의미한 관계가 존재하지 않음에도 불구하고 높은 설명력과 더불어 마치 통계적으로 유의미한 관계가 있는 것처럼 보이는 허구적 관계가 나타날 위험도 배제할 수 없다(Yule, 1926). Box & Jenkins(1970)가 제안한 ARIMA(Auto-Regressive Integrated Moving Average)모형은 연구 대상이 되는 하나의 변수가 자기의 과거 변수들에 의해 설명될 수 있도록 고안함으로써 이와 같은 연구의 한계를 극복하였다는 점에서 큰 의의가 있다. ARIMA 모형은 ARIMA(p, d, q)모형으로 표현하기도 하는데 p는 AR모형의 적정시차, q는 MA모형의 시차를 나타낸다. d는 차분횟수로서 시계열 자료의 안정성이 확보되기까지 몇 차례의 차분이 이루어졌는가를 의미한다. 대부분의 시계열 자료는 1계 차분하에서 안정적인 시계열 자료가 되므로 통상적으로 d가 1인 경우가 일반적이며, 이에 따라 ARIMA(p, 1, q)모형을 ARMA(p, q)모형으로 표기하기도 한다. 다음의 식은  $\Delta P_t$ 가 1계 차분하에서 안정적인 시계열 자료일 경우 시차 p와 q를 갖는 ARMA(p, q)모형을 나타낸다.

$$\begin{aligned} \Delta P_t &= \mu + \phi_1 \Delta P_{t-1} + \phi_2 \Delta P_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta P_{t-p} + \theta_1 \epsilon_{t-1} + \theta_2 \epsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \epsilon_{t-q} + \epsilon_t \quad (2) \\ &= \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \epsilon_{t-j} + \epsilon_t \end{aligned}$$

ARIMA모형의 추정에 있어 가장 주요하게 고려되는 문제는 적정 시차 p와 q의 결정에 있다. 일반적으로 변수의 개수가 증가할수록 오차제곱합(Sum of Squares: SSE)이 감소하지만 변수가 많아짐에 따라 모형의 구조는 복잡해지고 설명은 점차 어려워지는 상황이 발생할 수 있다. 따라서 평균제곱오차(Mean Square Error: MSE), 평균제곱근오차(Root Mean Square Error: RMSE), 평균절대오차(Mean Absolute Error: MAE) 등과 같이 오차제곱합(Sum of Squares for Error)의 크기만을 고려하는 지표는 적정 시차의 선정에 적합하지 않다. 정보기준(Information Criterion)은 오차제곱합의 크기뿐만 아니라 변수의 개수를 고려하는 방법으로 적정 시차의 선정을 위해 가장 보편적으로 쓰이는 방법이다. 가장 널리 쓰이는 정보기준에는 Akaike(1974)의 AIC(Akaike Information Criterion), Hannan & Quinn(1979)의 HQIC(Hannan-Quinn Information Criterion), Schwarz(1978)의 SBIC(Schwarz Bayesian Information Criterion)가 있다. 정보기준의 값은 작으면 작을수록 좋으며, AIC, HQIC, SBIC의 값이 서로 다르게 나타날 경우 가장 엄격한 기준으로 산출되는 SBIC를 기준으로 적정 시차를 선정한다.

### 2.3.5. 변동성모형

Engle(1982)은 수준변수 또는 차분변수의 변동성에서 나타나는 변동성 집중화를 보다 체계적으로 포착하고자 ARCH(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity)모형을 통해 이를 구현하였다. 시차 p를 갖는 ARCH(p)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\epsilon_t^2 = \omega + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \epsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \epsilon_{t-p}^2 + \nu_t = \omega + \sum_{m=1}^p \alpha_m \epsilon_{t-m}^2 + \nu_t \quad (3)$$

ARCH모형은 적정 시차의 선정이 과도해 질 수 있어 Bollerslev(1986)는 조건부 분산의 도입을 통해 ARCH모형의 한계를 극복하고자 GARCH(Generalized ARCH)모형을 제안하였다. 시차 p와 q를 갖는 GARCH(p, q)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \omega + \alpha_1 \epsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \epsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \epsilon_{t-p}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \beta_q \sigma_{t-q}^2 \\ &= \omega + \sum_{m=1}^p \alpha_m \epsilon_{t-m}^2 + \sum_{n=1}^q \beta_n \sigma_{t-n}^2 \end{aligned} \quad (4)$$

ARCH모형과 GARCH모형은 분산을 중심으로 정립된 모형으로서 계수의 부호에 대하여 부(-)의 부호가 존재하여서는 안되며, 같은 변동성이라 할지라도 변동성의 부호에 따라 변동성에 미치는 영향이 다를 수 있음에도 불구하고 이를 반영하지 못한다는 한계가 존재한다. Nelson(1991)이 제안한 EGARCH(Exponential GARCH)모형은 ARCH모형과 GARCH모형이 갖는 계수에 대한 부호의 한계가 존재하지 않을뿐더러 비대칭적 변동성을 보다 면밀하게 살펴볼 수 있다(Brooks, 2014; Enders, 2014). 시차 p와 q, 비대칭적 변동성 계수  $\gamma_k$ 를 갖는 EGARCH(p, q)모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{m=1}^p \alpha_m \left| \frac{\epsilon_{t-m}}{\sigma_{t-m}} \right| + \sum_{n=1}^q \beta_n \log(\sigma_{t-n}^2) + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (5)$$

주: 단,  $r \leq p$

이때 비대칭적 변동성 계수  $\gamma_k$ 가 통계적으로 유의미하지 않거나 통계적으로 유의미하여도 0과 다름이 없다면, 긍정적 뉴스와 부정적 뉴스가 변동성에 미치는 영향이 서로 동일하다는 것을 의미한다. 비대칭적 변동성 계수  $\gamma_k$ 가 통계적으로 유의미하게 나타난다면 긍정적 뉴스와 부정적 뉴스가 변동성에 미치는 영향이 서로 상이한 비대칭성이 존재한다는 것을 의미한다(Hamilton, 1994). 변동성에 미치는 영향은 비대칭적 변동성 계수  $\gamma_k$ 가 0보다 큰 정(+)의 충격에 대해  $\sum_{m=1}^p \alpha_m + \sum_{k=1}^r \gamma_k$ 가 되며, 0보다 작은 부(-)의 충격에 대해  $\sum_{m=1}^p \alpha_m - \sum_{k=1}^r \gamma_k$ 라 할 수 있다(Enders, 2014). 일반적으로 비대칭적 변동성 계수  $\gamma_k$ 가 0보다 작아 긍정적 뉴스보다 부정적 뉴스가 변동성에 더 큰 영향을 미치는 현상을 레버리지 효과라 한다(Hamilton, 1994).

## 2.3.6. 평균-분산모형

수준변수 또는 차분변수를 대상으로 고안된 모형들은 평균을 중심으로 정립되기 때문에 평균모형(Mean Model)이라 하며, 수준변수 또는 차분변수의 변동성을 대상으로 고안된 모형들은 분산을 중심으로 정립되기 때문에 분산모형(Variance Model)이라 한다. 이때 평균모형과 분산모형의 연관성을 고려하여 평균-분산모형(Mean-Variance Model)이라고도 한다.

Makowitz(1952)가 평균-분산기준(Mean-Variance Rule)에 따른 공분산모형에 근거하여 정립한 포트폴리오 선택이론을 배경으로 Sharpe(1964)는 이를 보다 일반화한 자본자산가격결정모형(Capital Asset Pricing Mode: CAPM)의 정립을 통해 수익과 위험 사이의 상충관계(Retrurn-Risk Trade-off)와 그에 따른 위험프리미엄(Risk Premium)을 이론적으로 규명하였다. 실증분석에 있어 Engle et al.(1987)이 ARCH-M모형을 고안함으로써 이론적 틀에서 벗어나 위험인 변동성이 수익인 수익률에 미치는 변동성 환류(Volatility Feedback)에 대한 체계적인 접근과 분석을 가능하게 하였다. 변동성 환류가 고려된 ARMA(p, q)-ARCH(p)-M모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta P_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta P_{t-i} + \sum_{j=1}^q \theta_j \epsilon_{t-j} + \lambda \sigma_t + \epsilon_t \quad (6)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{m=1}^p \alpha_m \epsilon_{t-m}^2$$

이와 같은 변동성 환류에 대한 체계적 접근은 ARCH모형뿐만 아니라 GARCH모형, EGARCH모형 등으로도 확장이 가능하다는 장점이 있다. 예를 들어, 변동성의 비대칭성과 환류가 고려된 ARMA(p, q)-EGARCH(p, q)-M모형은 다음과 같이 나타낼 수 있다.

$$\Delta P_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i \Delta P_t + \sum_{j=1}^q \theta_j \epsilon_{t-j} + \lambda \sigma_t + \epsilon_t \quad (7)$$

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{m=1}^p \alpha_m \left| \frac{\epsilon_{t-m}}{\sigma_{t-m}} \right| + \sum_{n=1}^q \beta_n \log(\sigma_{t-n}^2) + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\epsilon_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

〈표 2〉는 앞서 제시된 바와 같이 본 연구를 통해 살펴보고자 하는 다섯 가지의 연구가설과 이들과 관련된 연구모형을 나타낸다. 곡물가격의 구조적 변화와 관련된 연구가설 1은 단절점 검정을 통해 살펴볼 수 있으며, 시계열 자료인 곡물가격의 안정성과 관련된 연구가설 2는 단위근 검정을 통해 살펴볼 수 있다. 변동성 집중화와 관련된 연구가설 3, 비대칭적 변동성과 관련된 연구가설 4, 변동성 환류와 관련된 연구가설 5는 평균-분산모형을 추정함으로써 살펴볼 수 있다.

표 2. 연구가설과 분석모형

연번	연구가설	연구모형
1	곡물가격에서 통계적으로 유의미한 구조적 변화가 존재할 것이다.	단절점 검정
2	곡물가격의 수준변수에서는 단위근이 존재할 것이나 곡물가격의 차분변수에서는 단위근이 존재하지 않을 것이다.	단위근 검정
3	곡물가격 변화율에 변동성 집중화가 존재할 것이며, 구조적 변화 이전보다 이후에 변동성이 더 크게 확대되었을 것이다.	평균-분산 모형
4	곡물가격 변화율의 변동성에 통계적으로 유의미한 비대칭성이 존재할 것이며, 구조적 변화 이전보다 이후에 변동성 증가에 더 큰 영향을 미쳤을 것이다.	
5	곡물가격 변화율의 변동성은 곡물가격 변화율에 통계적으로 유의미한 영향을 미치며, 구조적 변화 이후 부(-)의 부호를 갖는 위험프리미엄이 나타날 것이다.	

### 3. 추정 결과

#### 3.1. 단절점 검정 결과

표 3. 단절점 검정 결과

구분	계수	표준오차	통계량	p값
$\delta_1$	0.587	0.034	17.207	0.000
$\delta_2$	0.001	0.000	2.757	0.006
단절점	2006년 7월			

〈표 3〉은 곡물가격의 수준변수에 대한 단절점 검정 결과를 나타낸다. 절편과 기울기에 대한 구조적 변화는 1% 유의수준하에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으며 그 시기는 2006년 7월로 나타났다. 기울기의 변화보다는 절편의 변화가 크게 나타났으며, 정(+)의 부호를 갖는다는 점을 고려해 볼 때, 곡물가격의 수준이 상당히 크게 증가한 구조적 변화가 발생하였다는 것을 알 수 있다. 단절점이 발생한 시기가 2006년 7월이라는 점을 고려해 볼 때, 구조적 변화는 금융화에 따라 즉각적으로 발생한 것이 아니라 금융화가 진전됨에 따라 발생하였다는 것을 알 수 있다. 2006년 7월을 중심으로 통계적으로 유의미한 구조적 변화가 발생하였으므로 전체 분석기간을 〈표 4〉와 같이 기간 I 과 기간 II로 구분하여 연구를 수행할 필요가 있다.

표 4. 분석기간의 구분

구분	기간	표본의 개수
전체기간	1990년 1월~2023년 8월	404
기간 I	1990년 1월~2006년 6월	198
기간 II	2006년 7월~2023년 8월	206

### 3.2. 기술통계량

〈표 5〉는 기간에 따른 평균, 분산, 범위, 표준편차 등의 기술통계량(Descriptive Statistic)을 나타낸다.  $P_t$ ,  $\ln P_t$ ,  $\Delta P_t$ 에 대한 평균값과 중앙값은 대체적으로 기간 I에서보다 기간 II에서 더 큰 것으로 나타났다. 기간 I은 전체기간보다 대체적으로 작은 것으로 나타났으며, 기간 II는 전체기간보다 대체적으로 큰 것으로 나타났다.  $P_t$ ,  $\ln P_t$ ,  $\Delta P_t$ 에 대한 범위와 표준편차는 기간 I에서보다 기간 II에서 훨씬 더 큰 것으로 나타났다. 전체기간, 기간 I, 기간 II에 대한 기술통계량의 뚜렷한 차이는 앞서 언급된 바와 같이 구조적 변화에 따라 분석기간을 구분하여 연구를 수행할 필요가 있다는 것을 지지한다고 볼 수 있다. 특히, 변동성으로 대변되는 표준편차를 살펴볼 때 기간 I에서의 표준편차가 0.032로 나타났으나 기간 II에서의 표준편차가 0.044로 나타나 구조적 변화 이전보다 이후에 변동성이 더 커졌다는 것을 직관적으로 알 수 있으며, 이것은 연구가설 3을 지지하는 내용이다.

표 5. 기술통계량

구분	전체기간			기간 I			기간 II		
	$P_t$	$\ln P_t$	$\Delta P_t$	$P_t$	$\ln P_t$	$\Delta P_t$	$P_t$	$\ln P_t$	$\Delta P_t$
평균값	88.040	4.415	0.002	61.004	4.102	0.000	114.025	4.716	0.003
중앙값	86.051	4.455	-0.002	60.128	4.096	0.000	105.229	4.656	-0.002
범위	124.905	1.272	0.348	51.334	0.721	0.226	103.874	0.913	0.348
최댓값	173.521	5.156	0.170	99.950	4.605	0.095	173.521	5.156	0.170
최솟값	48.616	3.884	-0.178	48.616	3.884	-0.131	69.646	4.243	-0.178
표준편차	32.045	0.352	0.039	8.809	0.133	0.032	23.655	0.204	0.044

### 3.3. 단위근 검정 결과

〈표 6〉은 곡물가격의 수준변수와 차분변수에 대한 단위근 검정 결과를 나타낸다. 두 기간 모두 수준 변수에서는 10% 유의수준하에서도 통계적으로 유의미하지 않아 불안정적인 시계열 자료라 할 수 있으나 차분변수에서는 1% 유의수준하에서 통계적으로 유의미하여 안정적인 시계열 자료라고 할 수 있다. 따라서 본 연구를 수행하기 적합한 시계열 자료는 곡물가격의 차분변수이며, 이는 곧 곡물가격의 변화율 또는 수익률의 개념과 동일하다.

표 6. 단위근 검정 결과

구분	기간 I	기간 II
$\ln P_t$	-2.240	-2.809
$\Delta P_t$	-9.106***	-8.944***

주: \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

### 3.4. 평균모형 추정 결과

〈표 7〉은 기간 I에서의 AR(1)모형, AR(2)모형, ARMA(1, 1)모형, MA(1)모형, MA(2)모형에 대한 다섯 가지의 평균모형 추정 결과를 나타낸다. 정보기준을 통해 살펴볼 때 AIC, HQIC, SBIC 모두 최적 평균모형으로 AR(1)모형을 지지하는 것으로 나타났다.

표 7. 평균모형 추정 결과(기간 I)

구분		ARMA(p, q)				
		AR(1)	AR(2)	ARMA(1, 1)	MA(1)	MA(2)
평균 모형	$\mu$	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	$\phi_1$	0.401***	0.404***	0.387***	-	-
	$\phi_2$	-	-0.006	-	-	-
	$\theta_1$	-	-	0.017	0.377***	0.396***
	$\theta_2$	-	-	-	-	0.101
정보 기준	AIC	-4.172 <sup>#</sup>	-4.162	-4.162	-4.155	-4.155
	HQIC	-4.152 <sup>#</sup>	-4.135	-4.135	-4.134	-4.128
	SBIC	-4.122 <sup>#</sup>	-4.095	-4.095	-4.105	-4.088

주 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.  
 2) #은 최적 정보기준 값을 의미함.

〈표 8〉은 기간 II에서의 AR(1)모형, AR(2)모형, ARMA(1, 1)모형, MA(1)모형, MA(2)모형에 대한 다섯 가지의 평균모형 추정 결과를 나타낸다. 정보기준을 통해 살펴볼 때 AIC, HQIC, SBIC 모두 최적 평균모형으로 AR(1)모형을 지지하는 것으로 나타나 기간 I 과 기간 II에서의 평균모형이 AR(1)모형으로 동일하게 나타났다. 최적 평균모형 AR(1)모형에 근거하여 분산모형을 추정해 볼 수 있다.

표 8. 평균모형 추정 결과(기간 II)

구분		ARMA(p, q)				
		AR(1)	AR(2)	ARMA(1, 1)	MA(1)	MA(2)
평균 모형	$\mu$	0.003	0.003	0.003	0.003	0.003
	$\phi_1$	0.431***	0.452***	0.330**	-	-
	$\phi_2$	-	-0.047	-	-	-
	$\theta_1$	-	-	0.125	0.404***	0.456***
	$\theta_2$	-	-	-	-	0.130**
정보 기준	AIC	-3.598 <sup>#</sup>	-3.591	-3.591	-3.581	-3.590
	HQIC	-3.579 <sup>#</sup>	-3.565	-3.565	-3.561	-3.563
	SBIC	-3.550 <sup>#</sup>	-3.526	-3.527	-3.533	-3.525

주 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.  
 2) #은 최적 정보기준 값을 의미함.



3.5. 평균-분산모형 추정 결과

표 9. 평균-분산모형 추정 결과(기간 I)

구분		AR(1)-EGARCH(p, q)-M					
		EGARCH(1, 1)		EGARCH(1, 2)		EGARCH(2, 1)	
		$n_\delta = 1$	$n_\delta = 2$	$n_\delta = 1$	$n_\delta = 2$	$n_\delta = 1$	$n_\delta = 2$
평균 모형	$\mu$	0.012	0.006	-0.016*	0.024*	-0.011	-0.011
	$\phi_1$	0.318***	0.320***	0.368***	0.314***	0.370***	0.367***
	$\lambda$	-0.456	-0.233	0.548*	-0.912*	0.421	0.411
분산 모형	$\omega$	-3.694	-3.201	-3.173***	-2.985***	-6.214***	-6.864***
	$\alpha_1$	0.326*	0.315	0.200*	0.115*	0.206	0.207
	$\alpha_2$	-	-	-	-	0.385*	0.420*
	$\beta_1$	0.512	0.581	-0.219***	1.545***	0.189	0.101
	$\beta_2$	-	-	0.799***	-0.952***	-	-
	$\gamma_1$	-0.104	-0.142	-0.025	-0.081	-0.163	-0.152
	$\gamma_2$	-	0.076	-	0.042	-	-0.052
정보 기준	AIC	-4.159	-4.150	-4.213#	-4.203	-4.165	-4.156
	HQIC	-4.105	-4.089	-4.152#	-4.135	-4.104	-4.088
	SBIC	-4.025	-4.000	-4.062#	-4.036	-4.014	-3.988

주 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

2) #은 최적 정보기준 값을 의미함.

3)  $n_\delta$ 는 EGARCH(p, q)모형에서 고려되는 비대칭적 변동성 계수의 개수를 의미함.

<표 9>는 기간 I에서의 평균모형인 AR(1)모형에 근거하여 분산모형인 EGARCH(1, 1)모형, EGARCH(1, 2)모형, EGARCH(2, 1)모형에 대하여 변동성 환류와 더불어 비대칭적 변동성 계수가 1개인 경우와 2개인 경우를 고려한 여섯 가지의 평균-분산모형의 추정 결과를 나타낸다. 정보기준을 통해 살펴볼 때 AIC, HQIC, SBIC 모두 최적 평균모형으로 비대칭적 변동성 계수가 1개인 AR(1)-EGARCH(1, 2)-M모형을 지지하는 것으로 나타났다. 분산모형에서의 변동성과 관련된 계수들이 통계적으로 유의미하여 변동성 집중화가 존재하는 것으로 볼 수 있으나 변동성의 비대칭성과 관련된 계수  $\gamma_1$ 은 10% 유의수준하에서도 통계적으로 유의미하지 않은 것으로 나타나 비대칭적 변동성이 존재하지 않는 것으로 볼 수 있다. 변동성 환류와 관련된 계수  $\lambda$ 는 10% 유의수준하에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으며, 정(+)의 부호를 갖는 것으로 나타나 정(+)의 위험프리미엄이 존재한다고 볼 수 있다.

표 10. 평균-분산모형 추정 결과(기간II)

구분		AR(1)-EGARCH(p, q)-M					
		EGARCH(1, 1)		EGARCH(1, 2)		EGARCH(2, 1)	
		$n_\delta = 1$	$n_\delta = 2$	$n_\delta = 1$	$n_\delta = 2$	$n_\delta = 1$	$n_\delta = 2$
평균 모형	$\mu$	0.001	0.025***	-0.023	-0.021	0.001	0.014***
	$\phi_1$	0.330***	0.407***	0.307***	0.297***	0.331***	0.370***
	$\lambda$	0.000	-0.734***	0.674*	0.620	-0.003	-0.446***
분산 모형	$\omega$	-7.184***	-12.858***	-14.729***	-13.933***	-7.177	-13.380***
	$\alpha_1$	0.355*	0.278***	0.101	0.178	0.359*	0.368***
	$\alpha_2$	-	-	-	-	-0.044	0.155***
	$\beta_1$	-0.062	-0.901***	-0.552***	-0.553*	-	-0.950***
	$\beta_2$	-	-	-0.700***	-0.569***	-0.065	-
	$\gamma_1$	0.198	0.063***	0.236*	0.291**	0.187	0.128***
	$\gamma_2$	-	0.192***	-	0.102	-	0.218***
정보 기준	AIC	-3.677	-3.741#	-3.691	-3.682	-3.667	-3.735
	HQIC	-3.625	-3.682#	-3.632	-3.616	-3.609	-3.669
	SBIC	-3.548	-3.595#	-3.545	-3.520	-3.522	-3.573

주 1) \*, \*\*, \*\*\*는 각각 유의수준 10%, 5%, 1%에서 통계학적으로 유의미함을 의미함.

2) #은 최적 정보기준 값을 의미함.

3)  $n_\delta$ 는 EGARCH(p, q)모형에서 고려되는 비대칭적 변동성 계수의 개수를 의미함.

〈표 10〉은 기간II에서의 평균모형인 AR(1)모형에 근거하여 분산모형인 EGARCH(1, 1)모형, EGARCH(1, 2)모형, EGARCH(2, 1)모형에 대하여 변동성 환류와 더불어 비대칭적 변동성 계수가 1개인 경우와 2개인 경우를 고려한 여섯 가지의 평균-분산모형의 추정 결과를 나타낸다. 정보기준을 통해 살펴볼 때 AIC, HQIC, SBIC 모두 최적 평균모형으로 비대칭적 변동성 계수가 2개인 AR(1)-EGARCH(1, 1)-M모형을 지지하는 것으로 나타났다.

분산모형에서의 변동성과 관련된 계수들이 통계적으로 유의미하여 변동성 집중화가 존재하는 것으로 볼 수 있으며, 변동성의 비대칭성과 관련된 계수  $\gamma_1$  과  $\gamma_2$  모두 1% 유의수준하에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타나 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 볼 수 있다. 비대칭적 변동성은 정(+)의 부호를 갖는 것으로 나타나 레버리지 효과는 존재하지 않는 것으로 나타났다. 오히려 정(+)의 부호를 갖는 비대칭적 변동성이 변동성 확대에 영향을 미친 것으로 보아 상황에 따라 정(+)의 부호를 갖는 비대칭적 변동성이 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 있다.

변동성 환류와 관련된 계수  $\lambda$ 는 1% 유의수준하에서 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으며, 기간 I 과는 다르게 부(-)의 부호를 갖는 것으로 나타나 부(-)의 위험프리미엄이 존재한다고 볼 수 있다. 이것은 연구가설 5를 지지하는 내용이며, 위험의 대가를 보상받는 것이 아니라 과도한 위험을 부담함으로써 수익을 저해하고 있다는 것으로 위험을 선호하는 투기자의 성향이 존재한다는 것을 의미한다.

표 11. 평균-분산모형 추정 결과에 따른 비교

구분		기간 I		기간 II	
		통계적 유의미성	부호	통계적 유의미성	부호
평균모형	AR(1)	O	+	O	+
	변동성 환류	O	+	O	-
분산모형	변동성의 비대칭성	X		O	+
최적모형		AR(1)-EGARCH(1, 2)-M		AR(1)-EGARCH(1, 1)-M	

〈표 11〉은 기간 I 과 기간 II에서 추정된 평균-분산모형을 비교한 것이다. 기간 I 과 기간 II에서의 평균모형은 AR(1)모형으로 동일하게 나타났으나 분산모형은 서로 다르게 나타났다. 기간 I 에서는 1개의 비대칭성 변동성 계수를 갖는 EGARCH(1, 2)모형이 최적 분산모형으로 나타났으나 기간 II에서는 2개의 비대칭성 변동성 계수를 갖는 EGARCH(1, 1)모형이 최적 분산모형으로 나타났다. 기간 I 에서는 비대칭성 변동성 계수가 통계적으로 유의미하지 않아 비대칭적 변동성이 존재하지 않았으나 기간 II에서는 비대칭성 변동성 계수가 통계적으로 유의미하여 정(+)의 부호를 갖는 비대칭적 변동성이 존재하는 것으로 나타났다. 기간 I 에서는 비대칭적 변동성이 존재하지 않아 변동성에 미치는 영향이  $0.200(\alpha_1)$ 에 불과하였으나 기간 II에서는 비대칭적 변동성이 존재하여 변동성에 미치는 영향이  $0.533(\alpha_1 + \gamma_1 + \gamma_2)$ 으로 나타났다. 이것은 연구가설 4를 지지하는 내용이다.

기간 I 과 기간 II에서 변동성 환류가 통계적으로 유의미한 것으로 나타났으나 기간 I 에서는 정(+)의 부호를 갖는 것으로 나타났고, 기간 II에서는 부(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다. 이것은 연구가설 5를 지지하는 내용이다.

## 4. 결론

1990년대 미국에서 시작되어 급속도로 진전되어 온 금융화로 인해 세계곡물가격의 수준뿐만 아니라 변동성 또한 크게 상승하였다(조정인, 2019; Baines, 2017, Kerckhoffs et al., 2010; Salerno, 2017), 현재 우리나라는 곡물자급률이 20%가 채 되지 않으며, 이렇게 심각한 수준으로 곡물자급률이 낮다는 것은 반대로 수입의존도가 높다는 것을 의미하기 때문에 높은 수준의 곡물가격 형성과 불확실성 확대에 의한 변동성 증가는 곡물과 관련된 사료, 식품 등에 가격 부담 및 물가 상승 압력을 가함으로써 소비자와 생산자 모두에게 매우 큰 경제적 부담으로 작용할 수 있다. 소비자의 입장에서는 처분가능 소득의 한계로 인해 소비가 더욱 위축될 수밖에 없고, 생산자의 입장에서는 투자와 고용을 위축시킬 수 있다는 점에서 국내 경제에 매우 부정적인 영향을 미칠 수 있는 것이다.

이에 따라 본 연구는 금융화의 진전에 따른 세계곡물가격의 구조적 변화 여부와 그에 따른 변동성의 집중화, 비대칭성, 환류를 살펴보고, 이와 관련한 정책적 의사결정에 있어 전략적으로 활용가능한 유용한 정보를 제공하는 것에 그 목적이 있다.

단절점 검정 결과, 미국 서브프라임 모기지 사태가 발생한 2007년 이전인 2006년 7월에 구조적 변화가 존재하였으며, 상당한 수준의 곡물가격 증가가 발생하여 연구가설 1을 지지한다고 볼 수 있다. 구조적 변화는 금융화의 진전에 따라 발생하였다고 볼 수 있으며, 구조적 변화가 발생한 시기인 2006년 7월을 중심으로 전체 분석기간을 기간 I 과 기간 II로 양분하였다. 금융화 외에도 바이오 연료에 대한 수요 증가, 자국 수요 중심의 수출 규제 등도 곡물가격에 크고 작은 영향을 미쳤을 수 있으나 금융시장에 새로운 투자 또는 투기 대상으로서 곡물을 노출시킨 금융화야말로 곡물가격의 구조적 변화에 대한 근본적인 원인이라고 볼 수 있다.

단위근 검정 결과, 두 기간 모두 수준변수는 불안정적인 시계열 자료로 나타났으나 차분변수는 안정적인 시계열 자료로 나타났다. 시계열 분석의 수행에 있어 수준변수보다 차분변수가 더 적합한 자료이며, 이와 같은 결과는 연구가설 2를 지지한다고 볼 수 있다.

평균-분산모형을 추정한 결과, 기간 I에서는 AR(1)-EGARCH(1, 2)-M모형이 적합한 것으로 나타났으나 기간 II에서는 AR(1)-EGARCH(1, 1)-M모형이 적합한 것으로 나타났다. 두 기간 모두 변동성 집중화 현상이 존재하였으며, 기술통계량에서의 표준편차가 기간 I 보다 기간 II에서 더 크게 나타나 연구가설 3을 지지한다고 볼 수 있다. 변동성의 비대칭성은 기간 I에서 나타나지 않았으나 기간 II에서는 정(+)의 부호를 갖는 것으로 나타나 변동성 증가에 영향을 미친다는 연구가설 4를 지지한다고 볼 수 있다. 두 기간 모두 변동성 환류가 존재하였으나 기간 I에서는 정(+)의 부호를 갖는 것으로 나타났으며, 기간 II에서는 부(-)의 부호를 갖는 것으로 나타나 연구가설 5를 지지한다고 볼 수 있다.

본 연구의 목적에 비추어 앞서 제시된 다섯 가지의 연구가설은 모두 지지되는 것으로 나타났으며, 이것들을 종합적으로 고려해 보면, 금융화의 진전에 따라 곡물가격에 상당한 규모의 구조적 변화가 존재

하였으며, 구조적 변화 이전보다 이후에 변동성이 더 확대되었다. 이전에는 나타나지 않았던 정(+)의 부호를 갖는 비대칭적 변동성이 존재하여 전체적인 변동성 확대에 영향을 미쳤으며, 이와 같은 변동성은 곡물가격 변화율에 영향을 미치는 것과 더불어 투기적 성향으로 인해 위험프리미엄이 부(-)의 부호를 갖는 것으로 나타났다.

금융화의 진전에 따라 세계곡물시장이 금융시장에서 하나의 투자수단이자 투기의 대상이 되었고, 여타의 금융시장과 다르게 시장의 규모가 작다는 점에서 곡물가격의 수준과 변동성의 양상이 이전과 다르게 크게 바뀌었다. 미국 서브프라임 모기지 사태 이전부터 이와 같은 현상이 발생하였으나 오히려 우리나라 곡물자급률은 더 감소하여 대외적인 곡물의존도가 증가한 형국이다. 일반적으로 공급과 수요에 있어 공급은 비탄력적이고, 수요는 탄력적이라 알려졌으나 80%가 넘는 곡물의존도로 인해 수요도 탄력적으로 대응하기 어려운 현실이다. 또한, 신보호무역 주의로 인해 곡물수입이 언제든지 수출 국가의 규제 등에 의해 영향을 받을 수 있으므로, 국내에서의 곡물 재배 및 생산을 장려해야 하며, 상대적으로 기후의 영향이 적으면서 정치적 불안 요소가 없는 제3국에서의 대규모 곡물재배를 통해 이전보다 확대된 곡물가격의 수준과 변동성에 대한 노출 정도를 점진적으로 줄여나가야 할 것이다. 현재의 환율 수준이 매우 높고, 고도의 전문성과 보유비용 등의 부담 등을 고려해 볼 때 파생상품시장에서의 선도, 선물, 옵션을 이용하는 것은 오히려 더 과도한 위험에 노출될 가능성이 커 장기적인 전략적 대안으로 고려하기 어렵다.

본 연구는 선행연구에서 다루어진 곡물가격의 정성적 변화에 대해 정량적 데이터에 근거, 계량학적 연구방법론을 활용하여 구조적 변화가 발생한 시기를 시계열 자료의 내생성에 근거하여 객관적으로 제시하였을 뿐만 아니라 구조적 변화 이전과 이후에 변동성의 집중화, 비대칭성, 환류 등을 면밀하게 살펴보고 비교함으로써 금융화 이후 곡물가격의 수준과 변동성이 어떻게 변화하였는지를 명확하게 규명하였다.

본 연구는 대외적으로 곡물의존도가 높은 우리나라가 직면한 위기 속에서 금융화의 진전에 따른 세계곡물시장에서의 곡물가격 수준과 변동성을 살펴봄으로써 정책적 의사결정에 관여하고 있는 다양한 이해관계자들에게 곡물과 관련된 우리나라 정책 마련이 조속하게 이루어질 필요가 있다는 메시지를 전달하고 있으며, 우리나라 곡물시장에 미칠 영향에 관한 사전적 연구라고 볼 수 있다는 점에 그 의의가 있다. 차후에 이와 같은 곡물가격의 구조적 변화와 변동성이 수입 등의 유통, 소비자와 생산자 등에게 미친 영향을 추가적으로 연구할 필요가 있다.



이 저작물은 크리에이티브 커먼즈 저작자표시-비영리-변경금지 4.0 국제 라이선스에 따라 이용하실 수 있습니다.

This work is licensed under CC BY-NC-ND 4.0.

## 참고문헌

- 김명직, 장국현. (2002). 금융시계열분석. *경문사*.
- 김상환, 성명환, 윤병삼. (2012). 국제 곡물가격 변동성의 구조변화 검증. *농촌경제*, 35(1), 29-48.  
<https://doi.org/10.36464/jrd.2012.35.1.002>
- 김화년. (2016). 금융위기 이후 투기 거래가 원자재 가격에 미친 영향. *한국산학기술학회 논문지*, 17(5), 179-185.  
<https://doi.org/10.5762/KAIS.2016.17.5.179>
- 농림축산식품부. (2023). 서류 전체중 기준 연도별 양곡 자급률(~2021양곡연도). <<https://www.mafra.go.kr/home/5248/subview.do?enc=Zm5jdDF8QEB8JTJGYmJzJTJGaG9tZSUyRjc5NSUyRjU2NTEzMSUyRmFydGNsVmllldy5kbyUzRg%3D%3D>>. 검색일: 2023. 10. 09.
- 서진교, 이준원, 김한호. (2011). 국제곡물가격의 변동성 요인분석과 한국의 정책적 대응. *대의경제정책연구원*, 11(9), 1-163. <[https://www.kiep.go.kr/gallery.es?mid=a10101010000&bid=0001&list\\_no=1561&act=view](https://www.kiep.go.kr/gallery.es?mid=a10101010000&bid=0001&list_no=1561&act=view)>. 검색일: 2023. 10. 07.
- 유엔식량농업기구(FAO). (각 연도). <<https://www.fao.org/home/en>>. 검색일: 2023. 10. 03.
- 이준원, 이종하. (2014). 국제곡물가격 변동성의 파급효과에 대한 연구. *산업경제연구*, 27(4), 1393-1412.  
 <<http://www.kiea.ne.kr/main/inner.php?sMenu=D1000>>. 검색일: 2023. 10. 07.
- 정준호, 권승구. (2011). 국제 곡물시장의 불안정적 구조에 대한 연구: 한국 농정에 대한 함의. *사회과학연구*, 18(1), 41-68. <<https://www.dbpia.co.kr/journal/articleDetail?nodeId=NODE01691138>>. 검색일: 2023. 10. 07.
- 조정인. (2019). 세계 식량위기의 정치경제학: 구조적 원인과 제도적 원인 그리고 촉발원인을 중심으로. *사회과학연구논총*, 35(2), 63-98. <https://doi.org/10.16935/ejss.2019.35.2.003>
- Abdel-Khalik, A. R. (2016). Transforming Big Banks into Bucket Shops: The Impact of Gramm-Leach-Bliley Act & The Commodity Futures Modernization Act. SSRN, 2016, 1-46.  
<http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2814100>
- Akaike, H. (1974). A New Look at the Statistical Model Identification. *IEEE transactions on automatic control*, 19(6), 716-723. <https://doi.org/10.1109/TAC.1974.1100705>
- Baines, J. (2017). Accumulating through food crisis? Farmers, commodity traders and the distributional politics of financialization. *Review of International Political Economy*, 24(3), 497-537.  
<https://doi.org/10.1080/09692290.2017.1304434>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics*, 31(3), 307-327. [https://doi.org/10.1016/0304-4076\(86\)90063-1](https://doi.org/10.1016/0304-4076(86)90063-1)
- Bollerslev, T., Litvinova, J. & Tauchen, G. (2006). Leverage and volatility feedback effects in high-frequency data. *Journal of Financial Econometrics*, 4(3), 353-384.  
<https://doi.org/10.1093/jjfinec/nbj014>
- Box, G. E. P. & Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis : Forecasting and Control*. San Francisco: Holden-Day.
- Brooks, C. (2014). *Introductory Econometrics for Finance*. Cambridge University Press.
- Clapp, J. & Helleiner, E. (2012). Troubled futures? The global food crisis and the politics of agricultural derivatives regulation. *Review of International Political Economy*, 19(2), 181-207. <<https://www.jstor.org/stable/41697914>>. 검색일: 2023. 10. 08.
- Cont, R. (2007). Volatility clustering in financial markets: empirical facts and agent-based models. In Long memory in economics. Springer. [https://doi.org/10.1007/978-3-540-34625-8\\_10](https://doi.org/10.1007/978-3-540-34625-8_10)
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366a), 427-431.  
<https://doi.org/10.2307/2286348>



- Domanski, D. & Heath, A. (2007). Financial investors and commodity markets. BIS quarterly review, March. <[https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r\\_qt0703g.htm](https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt0703g.htm)>. 검색일: 2023. 10. 08.
- Enders, W. (2014). *Applied Econometric Time Series*. Wiley.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation. *Econometrica*, 50(4), 987-1007. <https://doi.org/10.2307/1912773>
- Engle, R. F., Lilien, D. M. & Robins, R. P. (1987). Estimating time varying risk premia in the term structure: The ARCH-M model. *Econometrica*, 55(2), 391-407. <https://doi.org/10.2307/1913242>
- Fama, E. F. (1970). Efficient capital markets: A review of theory and empirical work. *Journal of Finance*, 25(2), 383-417. <https://doi.org/10.2307/2325486>
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press.
- Hannan, E. J. & Quinn, B. G. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 41(2), 190-195. <<https://www.jstor.org/stable/2985032>>. 검색일: 2023. 10. 09.
- Kerckhoffs, T., Van Os, R. & Stichele, M. V. (2010). Financing Food: Financialisation and Financial Actors in Agriculture Commodity Markets. SSRN. 2010. 1-12. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1597138>.
- Lux, T. & Marchesi, M. (2000). Volatility clustering in financial markets: a microsimulation of interacting agents. *International journal of theoretical and applied finance*, 3(4), 675-702. <https://doi.org/10.1142/S0219024900000826>
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio selection. *Journal of finance*, 7(1), 71-91. <https://doi.org/10.2307/2975974>
- McMichael, P. (2009). A food regime analysis of the 'world food crisis'. *Agriculture and human values*, 26, 281-295. <https://doi.org/10.1007/s10460-009-9218-5>
- Nelson, D. B. (1991). Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica*, 59(2), 347-370. <https://doi.org/10.2307/2938260>
- Nelson, C. R. & Plosser, C. I. (1982). Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139-162. [https://doi.org/10.1016/0304-3932\(82\)90012-5](https://doi.org/10.1016/0304-3932(82)90012-5)
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, 57(6), 1361-1401. <https://doi.org/10.2307/1913712>
- Phillips, P. C. & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335-346. <https://doi.org/10.2307/2336182>
- Said, S. E. & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599-607. <https://doi.org/10.1093/biomet/71.3.599>
- Salerno, T. (2017). Cargill's corporate growth in times of crises: How agro-commodity traders are increasing profits in the midst of volatility. *Agriculture and human values*, 34, 211-222. <https://doi.org/10.1007/s10460-016-9681-8>
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *Annals of statistics*, 6(2), 461-464. <<https://www.jstor.org/stable/2958889>>. 검색일: 2023. 10. 09.
- Sharpe, W. F. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The journal of finance*, 19(3), 425-442. <https://doi.org/10.2307/2977928>
- Sherman, M. (2009). A short history of financial deregulation in the United States. *Center for economic and policy research*, 7, 1-15. <<https://www.cepr.net/documents/publications/dereg-timeline-2009-07.pdf>>. 검색일: 2023. 10. 07.
- Smith, D. R. (2007). Risk and return in stochastic volatility models: volatility feedback matters! SSRN, 2007, 1-41. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.889263>
- Tang, K. & Xiong, W. (2012). Index investment and the financialization of commodities. *Financial*



- Analysts Journal*, 68(6), 54-74. <https://doi.org/10.2469/faj.v68.n6.5>
- Tsay, R. S. (2010). *Analysis of Financial Time Series*. John Wiley & Sons.
- Vogelsang, T. J. & Perron, P. (1998). Additional Test for Unit Root allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. *International Economic Review*, 39(4), 1073-1100.  
<https://doi.org/10.2307/2527353>
- Yule, G. U. (1926). Why do we sometimes get nonsense-correlations between Time-Series?--a study in sampling and the nature of time-series. *Journal of the Royal Statistical Society*, 89(1), 1-63.  
<https://doi.org/10.2307/2341482>
- Zivot, E. & Andrews, D. W. K. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.  
<https://doi.org/10.2307/1391541>