

국제 곡물가격 변동성의 구조변화 검증

김상환* 성명환** 윤병삼***

Keywords

가격변동성(price volatility), EGARCH(Exponential GARCH), 변동성 구조변화(structural change in volatility), 누적합 검정(CUSUM test)

Abstract

The agricultural commodity price spike of 2006-2008 has spurred fears of global food insecurity and raised concerns of structural changes in the agricultural market environment. Extreme price volatility of agricultural commodities poses a major threat to both producers and consumers in developed and developing countries. The primary objective of the study is to test the structural changes in volatility of international grain prices. The empirical results show that a single structural change in volatility occurred in wheat and corn market over the 2000-2010 period, specifically on September 20, 2006 and May 24, 2006, respectively. For soybean market, multiple structural changes in volatility occurred during the period 2000-2010, specifically on September 24, 2003, August 3, 2005, and July 11, 2007. To cope with high price volatility in agricultural markets, policy measures should improve market functioning and increase countries' readiness to respond to external shocks.

차례

- | | |
|----------|------------|
| 1. 서론 | 4. 분석 결과 |
| 2. 분석 자료 | 5. 요약 및 결론 |
| 3. 분석 방법 | |

본 논문은 한국농촌경제연구원 수행 연구과제(2011.1~2011.11) 보고서 일부 내용을 보완한 것임.

* 충북대학교 경제학과 교수, 제1저자

** 한국농촌경제연구원 연구위원

*** 충북대학교 농업경제학과 교수, 교신저자

1. 서론

지난 20세기 출범 이후 최근까지 국제 곡물시장에서는 모두 다섯 차례의 가격급등현상(price spike)이 발생하였다(Peters, Langley and Westcott, 2009). 그 가운데 두 차례는 제 1·2차 세계대전(1914~1918년; 1939~1945년) 중이었고, 나머지 세 차례는 1970년대 초(1971~1974년), 1990년대 중반(1994~1996년), 그리고 2000년대 후반(2006~2008년)이었다. 특히 가장 최근인 2006~2008년에 발생한 가격급등은 국제 곡물가격의 변동성 확대와 더불어 곡물시장의 구조적 변화 가능성을 제기함으로써 전 세계적으로 심각한 우려를 자아내고 있다.

가격변동성은 종종 명확히 규정하기 힘든 개념으로 인식되고 있지만, 흔히 예측할 수 없는 가격변동과 관련된다. 경제이론상 가격변동성은 가변성(variability)과 불확실성(uncertainty)의 두 가지 중요한 개념을 내포한다. 가변성은 전반적인 가격수준의 변동을 뜻하고, 불확실성은 예측 불가능한 변동을 의미한다. 따라서 가격변동성이 크다는 것은 일반적으로 가격이 예상치 못하게 큰 폭으로 오르내리는 것을 의미한다.

최근 국제 곡물가격의 급등 및 변동성의 확대 요인으로는 다양한 요소들이 지적되고 있다. 그 중 대표적인 요인으로는 중국, 인도 등 신흥국들의 급속한 경제성장에 따른 식량수요 증대, 주요 곡물 생산국(호주, 러시아 등)의 수확량 감소, 전 세계 곡물 재고량의 감소, 미국 달러화 가치의 하락(약세), 바이오연료 생산용 곡물수요(옥수수, 대두 등)의 증가¹, 주요 곡물 수출국(러시아, 우크라이나 등)의 수출금지 조치, 장기간의 곡물가격 약세로 인한 농업부문의 저투자(World Bank, 2007), 투기자본의 곡물시장 유입 증가² 등을 들 수 있다(Gilbert and Morgan, 2010).

국제 곡물가격의 급등 및 변동성 확대는 선진국 및 개도국의 소비자와 생산자에게 다양한 영향을 미친다. 곡물가격의 극심한 변동은 인플레이션에 대한 단순한 우려로부

1 미국은 2011-2012년 국내 옥수수 소비량 2억 8천 2백만 톤 가운데 무려 45%나 되는 1억 2천 7백만 톤(50억 부셸)의 옥수수를 바이오에탄올 원료로 사용할 것으로 전망하고 있다(USDA, World Agricultural Supply and Demand Estimates(WASDE), September 2011).

2 곡물시장에서 투기거래의 증가와 관련하여 ‘상품시장의 금융화(financialization of commodity markets)’에 대한 우려의 목소리가 높다. ‘상품시장의 금융화’는 예전에 상품시장에 참여하지 않았던 투자은행(Goldman Sachs, JP Morgan, Deutsche Bank 등), 연금기금, 헤지펀드 등이 새로 거래자로 등장하여 금융투자의 일환으로 상품시장에서 거래하는 것을 말한다. 이러한 기관투자자들은 상품시장에서 기본적인 수요·공급 요인(market fundamentals)을 무시한 채 단지 금융시장의 가격변동으로부터 보호받기 위해 곡물, 원유 등의 상품에 투자하는 경우가 많다.

더 심각한 식량위기에 이르기까지 다양한 파급효과를 낳는다. 곡물가격의 급등 및 변동성 확대는 선진국보다는 개도국 경제에 그리고 각 경제 내에서 부유층보다는 빈곤층에 보다 큰 영향을 미친다.

일반적으로 경제가 발전할수록 곡물을 직접 소비하기보다는 가공식품 형태로 소비하게 되고, 가공식품의 경우 원료곡물이 차지하는 비중이 상대적으로 작기 때문에 고소득의 선진국일수록 곡물가격의 급등에 따른 영향을 적게 받는다. 다만 선진국의 소비자라 하더라도 소득 중 식료품비의 비중이 높은 저소득층을 중심으로 더 큰 영향을 받는다. 한편 개도국 또는 최빈개도국의 경우 곡물가격의 상승은 소비자들에게 엄청난 고통을 가져다준다. 선진국의 경우 식품에 지출하는 가계소득의 비율이 10~15%에 지나지 않는 반면, 개도국의 경우는 총소득의 70~80%를 식품 구입에 지출하며, 쌀, 옥수수 등 주식으로 먹는 곡물 외에는 다른 대체식품이 마땅히 없는 실정이다(Gilbert and Morgan, 2010). 이와 같은 상황에서 국제 곡물가격의 급등은 궁극적으로 굶주림, 영양실조, 질병 등을 유발하고, 심지어는 폭동(2008년 인도네시아, 아이티에서 발생한 폭동 등)을 유발하기까지 한다.³ 2011년 들어 발생한 중동의 자스민 혁명(튀니지, 알제리, 이집트, 요르단, 예멘 등)도 근본적인 배경을 살펴보면 결국은 물가폭등, 즉 밀, 빵 등 식품가격의 급등에 기인한다.

한편 국제 곡물가격의 급격한 변동은 생산자에게도 도움이 되지 못한다. 언뜻 보기에 곡물가격이 크게 상승하면 생산자에게 유리할 것으로 생각될 수도 있지만, 급격한 가격상승은 흔히 그릇된 시장신호를 보내 적정수준 이상으로 생산량을 늘림으로써 이듬해에는 가격폭락을 초래하곤 한다. 곡물가격이 하락하면 선진국의 생산자들은 선물시장이나 농작물보험 등을 이용하여 어느 정도 가격하락 위험에 대처할 수 있지만, 개도국의 생산자들은 가격하락에 따른 소득 감소를 고스란히 떠안을 수밖에 없게 된다.

최근 국제 곡물가격의 급등으로 절대적인 가격수준이 크게 상승한 것과 더불어 곡물가격의 변동성도 크게 확대되었는지 여부는 우리에게 커다란 관심사가 아닐 수 없다. 왜냐하면 국제 곡물가격의 상승은 우리나라와 같은 수입국의 입장에서 곡물수입에 더 많은 비용을 지출해야 한다는 것을 의미하고, 곡물가격의 변동성 확대는 보다 큰 가격변동 위험에 직면하게 된다는 것을 의미하므로 자칫 이중고(二重苦)가 될 수 있기 때문이다.

3 2006~2008년의 곡물가격 급등은 전 세계 1억 1천 5백만명의 인구에게 영양결핍을 유발한 것으로 추정되고 있다(Henn, 2011).

이러한 맥락 하에서 본 연구는 국제 곡물가격의 변동성 구조를 파악하고, 곡물가격의 변동성 구조변화를 검증함으로써 국제 곡물가격의 변동성에 구조적 변화가 유발되었는지를 분석하고자 한다. 국제 곡물가격의 변동성 구조변화 검증 결과 실제로 가격 변동성에 구조적인 변화가 생겼다면 어느 시점을 기준으로 가격변동성의 구조변화가 발생하였는지를 제시하게 될 것이다.⁴

2. 분석 자료

본 연구에 이용된 곡물은 밀, 옥수수, 대두의 3가지 품목이다. 가격자료는 시카고상품거래소(CBOT; CME Group)에서 거래된 근월물의 일일 정산가격(daily settlement prices)으로 매주 수요일의 가격(주간자료)을 이용하였다. 본 연구에 이용된 자료의 표본기간은 2000년 1월부터 2010년 12월까지 11년이며, 관측자료의 수는 각 품목별로 568개이다. 주별자료를 사용한 이유는 일별자료를 이용할 경우 시장미시구조(market microstructure) 문제의 우려가 있고, 월별자료를 이용할 경우에는 자유도를 충분히 확보하기 어렵기 때문이다. 각 시계열자료의 가격은 모두 자연로그를 취하여 사용하였다. 자연로그를 취한 가격을 차분하면 연속복리에 의한 수익률, 즉 로그 수익률(log return)을 얻게 되며, 로그 수익률의 표준편차는 일반적으로 가격변동성의 지표로 이용된다.

3. 분석 방법

국제 곡물가격 변동성의 구조변화 검증은 먼저 곡물가격의 변동성을 추정하고, 추정

4 변동성은 자산가격이 일정기간 동안 변화하는 폭으로 측정되며, 일반적으로 해당 자산에 대한 투자위험으로 해석된다. 구조변화란 경제변수 자체 또는 경제변수 간의 관계가 중장기적으로 추세적인 변화를 보이는 현상을 의미한다. 따라서 구조변화는 단기간에 걸친 소규모의 변화가 아니라 장기적이고 폭넓은 변화를 일컫는다. 곡물가격 변동성에 구조적 변화가 발생하였다는 것은 변동성의 양상이 이전과는 사뭇 다른 근원적인 변화가 발생하였다는 것을 의미하며, 시계열모형의 파라미터 값들이 통계적으로 유의하게 변화한 것으로 확인된다. 예컨대, 곡물가격이 1일 또는 1주일 동안 변동하는 폭이 1990년대에 비해 2000년대 들어 평균적으로 더 커졌을 경우 변동성에 구조변화가 발생하였다고 할 수 있다.

된 변동성을 대상으로 구조변화 여부를 검증하는 순서로 이루어진다. 본 연구에서 곡물가격의 변동성은 EGARCH(Exponential GARCH)모형으로 추정하고, 변동성의 구조변화에 대한 검증은 경험적 변동과정(empirical fluctuation process)을 이용한 구조변화 검증방법을 이용하기로 한다. 검증결과 가격변동성의 구조변화가 발생한 것으로 나타날 경우 구조변화가 발생한 시점을 추정한다.

3.1. 곡물가격의 변동성 추정 방법

곡물가격 시계열 변화는 일반적으로 다음과 같은 형태로 모형화할 수 있다.

$$\epsilon_t = \sigma_t \eta_t \quad (1)$$

여기에서 η_t 는 평균이 0, 분산이 1인 표준화된 *iid* 확률변수이고, $\sigma_t > 0$ 이다. 따라서 ϵ_t 의 부호는 η_t 와 같게 되고, 과거의 가격변화에 대해 독립적이다. σ_t 는 ϵ_t 의 변동성을 나타낸다.

시변변동성(time-varying volatility) σ_t^2 가 다음과 같은 과정을 따를 때 ϵ_t 는 GARCH(p, q)모형을 따른다고 한다.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2)$$

식 (2)와 같은 GARCH모형은 변동성을 ϵ_t^2 의 과거값들, 즉 과거 충격들의 선형함수로 나타낼 수 있다(Bollerslev, 1986). 그런데 이와 같은 일반적인 GARCH모형에서는 과거의 가격충격이 양의 방향이든 음의 방향이든 현재의 변동성에 동일한 영향을 미치게 된다. 그러나 실제로는 과거 곡물가격이 급락하게 되면 현재의 변동성을 크게 높이는 반면 곡물가격이 급등하는 충격은 변동성에 큰 영향을 주지 못하는 것으로 알려져 있다. 따라서 가격하락 충격이 가격상승 충격에 비해 변동성에 더 큰 영향을 미치는 비대칭적인 성질은 표준적인 GARCH모형으로는 제대로 설명할 수 없는 문제가 있다.

이러한 한계를 해소하기 위해 Nelson(1991)은 과거 충격이 양의 방향이나 음의 방향이나에 따라 변동성에 미치는 영향을 다르게 모형화할 수 있는 EGARCH모형을 제시하였다. 많은 선행연구에서 EGARCH모형은 다른 유형의 GARCH모형에 비해 금융자산 수익률의 변동성에 대한 설명력이 우수한 것으로 나타났다.

시변변동성 σ_t^2 은 일반적인 GARCH(p, q)모형과 비슷하게 EGARCH(p, q)모형으로 모형화할 수 있는데, 수식으로 표현하면 다음과 같다.

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i g(\eta_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \beta_j \log \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

여기서 과거의 가격변화 η_{t-i} 가 현재시점의 변동성 σ_t^2 에 미치는 비대칭적 영향을 다음과 같은 함수형태로 모형화한다.

$$g(\eta_{t-i}) = \theta \eta_{t-i} + \zeta (|\eta_{t-i}| - E|\eta_{t-i}|) \quad (4)$$

위의 식을 재정리한 다음 식에서 과거 충격의 비대칭적 영향을 확인할 수 있다.

$$g(\eta_{t-i}) = \begin{cases} (\theta + \zeta) \eta_{t-i} - \zeta E|\eta_{t-i}| & \text{if } \eta_{t-i} \geq 0 \\ (\theta - \zeta) \eta_{t-i} - \zeta E|\eta_{t-i}| & \text{if } \eta_{t-i} < 0 \end{cases} \quad (5)$$

3.2. 곡물가격 변동성의 구조변화 검증 방법

곡물가격 변동성의 구조변화 검증은 다음과 같은 단계를 거쳐 도출된다. 첫째 구조변화를 검증하고자 하는 모형을 추정하고, 둘째 모형추정에서 얻어진 잔차의 누적합(CUSUM; cumulative sum)으로부터 구조변화를 포착할 수 있는 경험적 변동과정(empirical fluctuation process)을 도출하고, 셋째 경험적 변동과정을 이용하여 구조변화가설을 검증하는 통계량을 도출한다.

3.2.1. 회귀모형설정

구조변화 검증을 위해서는 구조변화 여부를 알고자 하는 변수에 대한 회귀모형구조변화에 대한 가설을 설정하여야 한다. 먼저 다음의 표준적인 선형회귀모형을 고려하자.

$$y_t = x_t \beta_t + u_t \quad (6)$$

여기에서 y_t 는 시점 t 의 종속변수 관측치, $x_t = (1, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ 는 $k \times 1$ 설명변수 벡터

를 나타내며, β_t 는 $k \times 1$ 회귀계수 벡터이다. 구조변화에 대한 검증은 ‘구조변화가 존재하지 않는다’는 귀무가설(H_0)을 회귀계수가 시간에 따라 변한다는 대립가설(H_A)에 대해 검증한다.

$$H_0 : \beta_t = \beta_0 \quad (t = 1, 2, \dots, T) \tag{7}$$

곡물가격의 변동성에 구조변화가 발생하였는가를 검증하기 위해서는 시변 변동성을 다음과 같이 모형화한 다음,

$$\sigma_t^2 = c_t + u_t \tag{8}$$

또는

$$\sigma_t^2 = c_t + \rho \sigma_{t-1}^2 + u_t \tag{9}$$

구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 다음과 같이 설정한다.

$$H_0 : c_t = c_0 \quad (t = 1, 2, \dots, T) \tag{10}$$

3.2.2. 경험적 변동과정(empirical fluctuation process)

구조변화 검증을 위해 가장 많이 이용되고 있는 CUSUM 과정은 식 (6)을 최소자승 회귀 또는 반복회귀(recursive regression)하여 구한 잔차로 계산된다. Ploberger and Krämer(1992)는 OLS 잔차의 누적합을 이용하여 다음과 같은 경험적 변동과정을 계산하였다.

$$W_T^0(s) = \frac{1}{\hat{\sigma} \sqrt{T}} \sum_{t=1}^{\lfloor ns \rfloor} \hat{u}_t, \quad (0 \leq s \leq 1) \tag{11}$$

여기에서 $\hat{u}_t = y_t - x_t \hat{\beta}$ 이고, $\lfloor ns \rfloor$ 는 ns 의 정수부분을 나타낸다. 그리고 경험적 변동과정 $W_T^0(s)$ 은 시간 $t = 1, 2, \dots, T$ 를 표준화한 $s = t/T$ 로 계산한다. OLS 잔차의 누적합으로 계산한 경험적 변동과정 $W_T^0(s)$ 의 극한과정(limiting process)은 표준 브라운

다리(Brownian bridge) $W^0(s) = W(s) - tW(1)$ 과 같다. 브라운 다리는 $s = 0$ 시점에 0에서 시작하여 $s = 1$ 시점에 다시 0으로 복귀한다. 분석기간 중 ($0 < s < 1$) s_0 시점에 구조변화가 발생한다는 대립가설(H_A)하에서 경험적 변동과정은 s_0 시점 주변에서 최고점을 갖게 된다.

Brown, Durbin and Evans(1975)는 반복회귀모형에서 계산된 잔차의 누적합으로 다음과 같은 경험적 변동과정을 계산하였다.

$$W_T(s) = \frac{1}{\sigma\sqrt{\eta}} \sum_{t=k+1}^{k+\lfloor t\eta \rfloor} \tilde{u}_t, \quad (0 \leq s \leq 1) \tag{12}$$

여기에서 $\eta = T - k$ 는 반복회귀 잔차의 수를 나타낸다. 반복회귀 잔차 \tilde{u}_t 는 다음과 같이 계산한다.

$$\tilde{u}_t = \frac{y_t - x_t' \beta^{(t-1)}}{\sqrt{1 + x_t'(X^{(t-1)'} X^{(t-1)})^{-1} x_t}} \tag{13}$$

귀무가설(H_0) 하에서 경험적 변동과정 $W_T(s)$ 의 극한과정은 표준 브라운 과정(Brownian process) $W(s)$ 이다. 즉, $T \rightarrow \infty$ 일 때 다음의 확률수렴이 성립한다.

$$W_T(s) \Rightarrow W \tag{14}$$

여기에서 기호 \Rightarrow 는 약한 확률수렴을 나타낸다. s_0 시점에 구조변화가 발생한다는 대립가설(H_A)하에서 반복회귀 잔차 \tilde{u}_t 는 s_0 시점까지 평균이 0의 값을 갖는다. 따라서 구조변화가 발생한 경우 경험적 변동과정 $W_T(s)$ 은 s_0 시점까지 0에 근접한 값을 보이다가 이후 0에서 벗어나는 모습을 보이게 될 것이다.

Krämer, Ploberger and Alt(1988)는 CUSUM 과정이 동학적 모형에서도 통계적 성질이 변하지 않음을 보였다. 따라서 CUSUM 과정을 계산하는 데 이용되는 회귀모형에 y_{t-1} 을 설명변수로 포함하여도 경험적 변동과정을 구조변화검증에 이용하는 데에 전혀 문제가 되지 않는다. 이는 변동성의 구조변화검증을 위해 회귀모형 (9)가 이용될 수 있음을 시사한다.

한편 Yang(1994)은 Cusum 검증통계량은 구조변화가 체계적이 아니라 급박하게 발생할 경우 구조변화를 포착하지 못하는 문제가 있다고 지적하였다. 그리고 이에 대한 대안으로 구조변화 검증통계량에 GARCH 프로세스를 적용함으로써 Cusum 검증통계

량의 한계를 극복할 수 있다고 주장하였다.

3.2.3. 구조변화 검증통계량

가. 경험적 변동과정을 이용한 검증통계량

이상에서는 잔차로부터 계산된 경험적 변동과정을 귀무가설(H_0)에서의 경계값과 함께 그림으로써 구조변화 여부를 시각적으로 검증하는 방법에 대해 살펴보았다. 구조변화 여부에 대한 전통적인 검증통계량은 다음과 같이 $0 < s < 1$ 기간 중 최대 경험적 변동과정으로 정의된다.

$$S = \max_s \frac{efp(s)}{f(s)} \quad (15)$$

여기에서 $f(s)$ 는 경계의 형태에 따라 다른데, 대부분의 경우 $f(s) \equiv 1$ 이며, 반복회귀에 의한 CUSUM 검증의 경우 $f(s) = 1 + 2s$ 이다.

나. F-검증통계량

구조변화는 전통적인 F-통계량을 이용해서도 검증할 수 있다. F-통계량이 식(15)의 검증방법과 다른 점은 귀무가설(H_0)이 설정되어야 한다는 점이다. 즉, 경험적 변동과정을 이용한 검증통계량은 구조변화가 어떤 형태로, 어느 시점에 발생하느냐에 상관없이 이용될 수 있는 반면, F-통계량은 분석기간 중 특정 시점에 한번 구조변화가 발생한다는 대립가설에 대해 검증한다. 모형(1)에서의 구조변화 여부를 검증하기 위한 F-통계량은 대립가설이 다음과 같이 설정되어야 한다.

$$\beta_t = \begin{cases} \beta_A & (1 \leq t \leq t_0) \\ \beta_B & (t_0 \leq t \leq T) \end{cases} \quad (16)$$

여기에서 t_0 는 구조변화가 발생한 시점을 나타낸다.

Chow(1960)는 구조변화 시점 t_0 가 알려진 경우에 대한 구조변화 검증통계량을 제시하였다. 그는 t_0 를 기준으로 표본을 분할한 다음 각각의 부분표본에 대한 회귀분석에서 얻어지는 잔차를 이용한 다음의 F-통계량을 제안하였다.

$$F_{t_0} = \frac{\hat{u}'\hat{u} - \hat{e}'\hat{e}}{\hat{e}'\hat{e}/(T-2k)} \quad (17)$$

여기에서 $\hat{e} = (\hat{u}_A, \hat{u}_B)'$ 는 부분표본에 대한 회귀분석에서 얻어진 잔차벡터를 나타내고, \hat{u} 는 전체 표본을 이용한 회귀분석에서 얻어진 잔차를 나타낸다. 구조변화가 실제로 t_0 시점에 발생하였다면 F_{t_0} 통계량이 큰 값을 갖게 될 것이다. 따라서 F_{t_0} 통계량이 큰 값을 갖게 되면 귀무가설(H_0)을 기각한다. F_{t_0} 통계량은 귀무가설(H_0) 하에서 자유도 k 인 χ^2 분포를 따른다.

다. F-통계량을 이용한 검증통계량

Chow 검증통계량의 문제점은 구조변화 시점 t_0 를 사전에 알아야 한다는 점이다. 이 하에서는 F-통계량에 최대값 또는 평균을 취함으로써 구조변화가 특정 시점에 발생해야 한다는 제약이 필요 없는 검증방법을 살펴보기로 한다.⁵

각 시점의 F_t 통계량을 하나의 수치로 통합한 검증통계량은 여러 가지 방법으로 계산할 수 있다. Andrews(1993)와 Andrews and Ploberger(1994)는 다음과 같은 3가지 검증통계량을 제안하였다.

$$\max F = \max_{\underline{t} \leq t \leq \bar{t}} F_t \quad (18)$$

$$ave F = \frac{1}{\bar{t} - \underline{t} + 1} \sum_{t=\underline{t}}^{\bar{t}} F_t \quad (19)$$

$$\exp F = \log \left(\frac{1}{\bar{t} - \underline{t} + 1} \sum_{t=\underline{t}}^{\bar{t}} \exp(F_t/2) \right) \quad (20)$$

위의 3가지 검증통계량들도 앞에서 살펴본 검증통계량과 마찬가지로 모두 큰 값을 갖게 될 때 귀무가설(H_0)을 기각한다. 위의 검증통계량은 Chow의 검증방법과 달리 구조변화가 어느 시점에 발생하였는지를 사전에 알아야 한다는 제약이 필요 없다는 점에서 구조변화 검증을 위해 많이 이용되고 있다.

5 익명의 심사자는 구조변화 시점을 사전에 알아야 한다는 Chow test의 제약을 극복할 수 있는 방법으로 Kim and Nelson(1999)의 베이지언(Bayesian) 접근방법도 있음을 지적하였다.

3.3. 곡물가격 변동성의 구조변화시점 추정(Dating) 방법

변동성 구조변화를 검증하여 구조변화가 확인되었을 경우 변동성 구조가 어느 시점에 변하였는가를 알기 위해서는 구조변화의 단락점(break point)을 추정하여야 한다. 구조변화가 발생한 시점을 데이터로부터 추정하는 방법은 다음의 잔차 제곱합(RSS; residual sum of squares)을 이용한다.

$$RSS(t_1, \dots, t_m) = \sum_{j=1}^{m+1} rss(t_{j-1} + 1, t_j) \quad (21)$$

여기에서 $rss(t_{j-1} + 1, t_j)$ 는 j 번째 부분기간에 대한 최소자승추정에서 구한 잔차의 제곱합을 나타낸다. 구체적으로 식(21)의 잔차제곱합 RSS 을 계산하는 방법은, ①전체 표본기간을 m 개의 부분기간 $(1, t_1)$, (t_1, t_2) , ..., (t_m, T) 으로 분할한 다음, ②부분기간 $(t_{j-1} + 1, t_j)$ 에 대한 회귀계수 β_j 에 대한 최소자승 추정량을 계산한 다음 잔차의 제곱합 $rss(t_{j-1} + 1, t_j)$ 을 계산하고, 이를 식(21)에 대입하여 계산한다.

구조변화가 m 번 발생하였다는 전제 하에서 구조변화 시점은 모든 m 개의 부분기간 분할시점 t_1, \dots, t_m 중에서 $RSS(t_1, \dots, t_m)$ 를 최소화하는 단락점(breakpoints) $\hat{t}_1, \dots, \hat{t}_m$ 으로 추정된다.

$$(\hat{t}_1, \dots, \hat{t}_m) = \operatorname{argmin}_{(t_1, \dots, t_m)} RSS(t_1, \dots, t_m) \quad (22)$$

4. 분석 결과

<그림 1>은 본 연구에 이용된 밀, 옥수수, 대두의 가격변동 추이를 나타낸 것이다. 2006년 하반기 이후 세 품목의 가격이 모두 본격적으로 상승하기 시작하여 2008년 초·중반에 사상 최고가격을 형성하였다가 2008년 하반기 글로벌 금융·경제 위기로 인해 큰 폭으로 하락한 모습을 확인할 수 있다. 이후 2010년 중반부터 다시 상승하는 모습을 나타내고 있다.

그림 1. 밀, 옥수수 및 대두의 가격변동 추이(2000~2010년)

단위: 센트/부셀



4.1. 기초통계량

<표 1>은 분석자료에 대한 요약통계이다. 세 가지 품목 모두 첨도가 정규분포의 첨도 3을 초과하고 있어 꼬리가 굵은 분포를 따름을 알 수 있다. 왜도에 의하면 분포의 기울어진 방향은 다르지만 밀과 대두의 경우 상당한 비대칭성을 보이고 있다. 이러한 왜도와 첨도는 분석데이터의 비정규분포 성질을 보여주고 있으며, 이는 Jarque-Bera 통계량의 큰 값에서 확인할 수 있다. 과거 5주까지 시계열 상관관계가 없다는 가설은 기각되지 않았다. 따라서 가격변화율은 자기상관관계가 거의 나타나지 않다고 할 수 있다. 그러나 제곱수익률에 대해서는 시계열 상관관계가 없다는 가설이 모든 곡물에서 유의적으로 기각된다. 제곱수익률에 대한 Q-통계량의 값이 원자료에서 보다 훨씬 커지는 것은 ARCH효과가 존재함을 시사한다.

표 1. 기초통계량

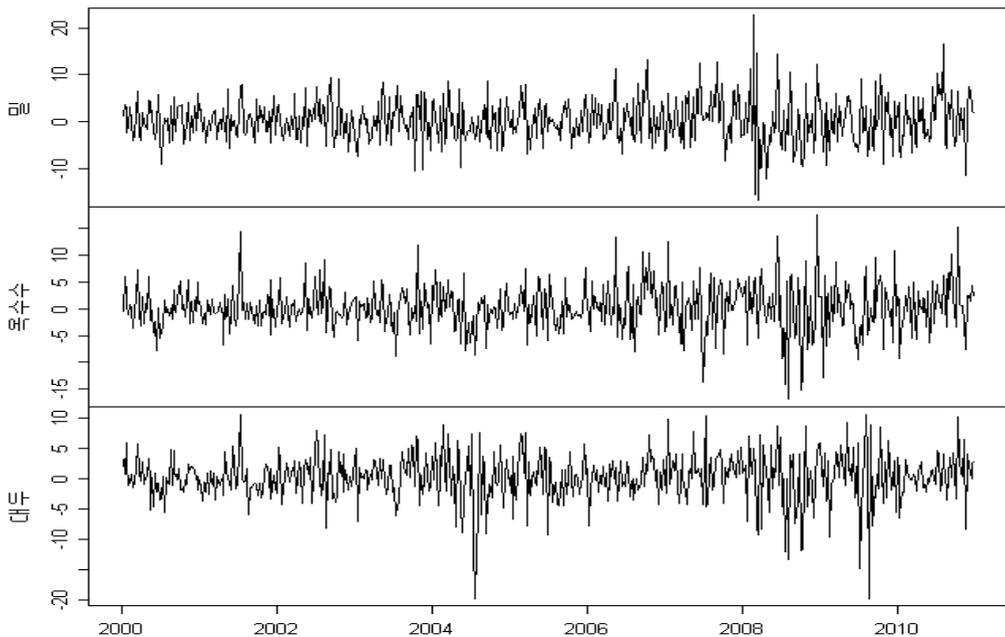
구분	밀	옥수수	대두
평균(mean)	0.207	0.197	0.194
표준편차(SD)	4.635	4.241	3.922
왜도(skewness)	0.324	0.042	-0.757
첨도(kurtosis)	4.299	4.772	5.971
Jarque-Bera test	50.89**	75.91**	266.35**
$Q(5)$	3.230	2.938	3.368
$Q^2(5)$	99.36**	33.78**	78.19**

주) 1. $Q(5)$ 는 과거 5기에 걸친 시계열 상관관계에 대한 Ljung-Box Q-test이며, $Q^2(5)$ 는 주별수익률의 제곱의 시계열 상관관계를 검증하는 Q-test이다.

2. *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

<그림 2>는 2000년부터 2010년까지 곡물가격 주별 변화율을 그린 것이다. 밀, 옥수수와 대두의 가격변화율은 모두 2000년대 초반에 비해 후반에 가격변화가 심해지는 모습을 보이고 있다. 다만, 대두의 경우에는 밀과 옥수수와 달리 2004년에도 큰 가격변화가 발생한 것으로 나타났다.

그림 2. 곡물가격의 주별 변화율



4.2. EGARCH모형을 이용한 변동성 추정 결과

<표 2>는 곡물가격의 주별 변화율을 EGARCH모형으로 추정한 결과이다. 모든 곡물 가격에서 비대칭적 변동성을 나타내는 ζ 값이 유의적으로 나타났다. 또한 변동성의 지속성을 나타내는 GARCH 요인 $\hat{\beta}$ 도 모두 유의적으로 나타나 자산가격 변동성의 일반적인 변화양상과 유사한 추정결과임을 확인할 수 있다.

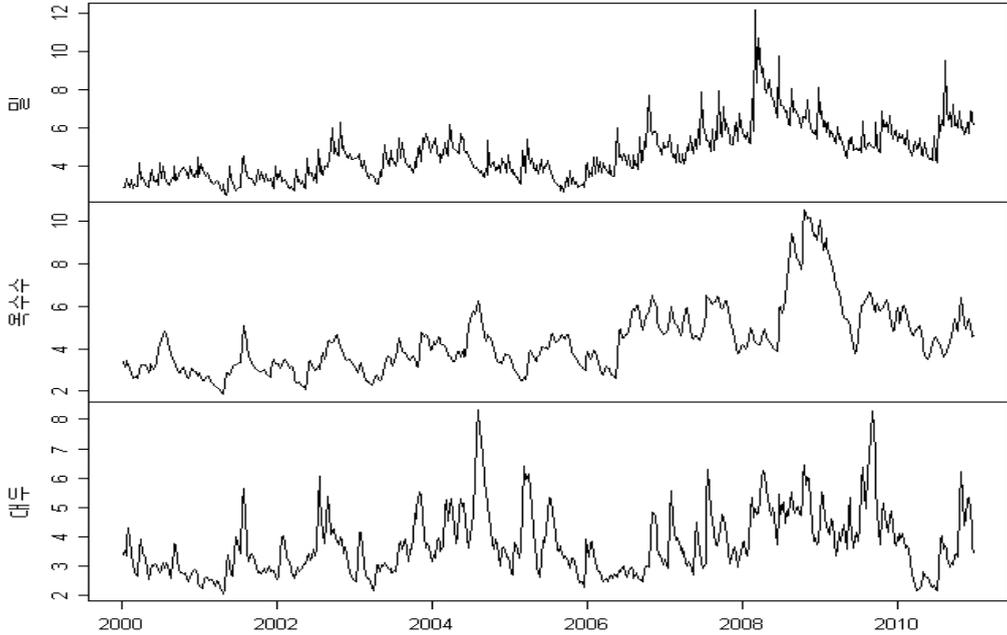
표 2. EGARCH모형의 추정 결과

변수	밀	옥수수	대두
\hat{c}	0.27* (1.73)	0.64** (5.01)	0.36** (8.82)
$\hat{\rho}$	-0.02 (-.55)	-0.05 (1.44)	-0.03** (2.65)
$\hat{\alpha}$	-0.52** (4.67)	0.97 (1.14)	0.57 (1.17)
$\hat{\beta}$	1.00** (729.00)	1.00** (415.10)	0.87** (19.24)
$\hat{\theta}$	0.12** (3.16)	0.00 (0.10)	0.07** (2.71)
$\hat{\zeta}$	0.31** (4.45)	0.14* (1.98)	0.27** (3.05)

주) *와 **는 각각 10%와 5% 수준에서 유의적임을 나타낸다.

<그림 3>은 EGARCH모형으로 추정된 조건부 표준편차를 그림으로 그린 것이다. 밀과 옥수수의 변동성은 2006년 이후 한 단계 증가한 모습을 보이고 있어 변동성에 구조적인 변화가 발생하였을 가능성을 시사한다. 대두의 경우에는 2004년과 2008년 하반기 무렵에 평균적으로 높은 변동성을 보이고 있다. 본 연구에서는 변동성이 한층 커진 주된 원인이 무엇인지를 구체적으로 밝혀내지는 못하고 있지만, <그림 1>에서 보는 바와 같이 국제 곡물가격이 본격적으로 상승하기 시작한 시점과 곡물가격이 변동성이 보다 커진 시점이 거의 일치하는 것을 확인할 수 있다.

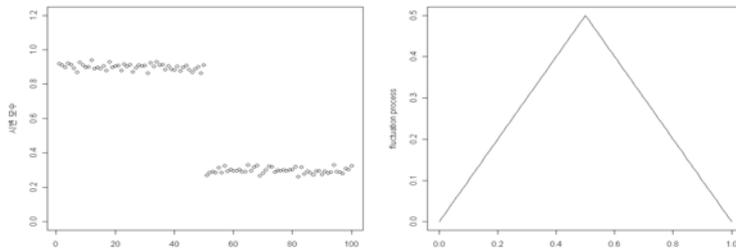
그림 3. 곡물가격 주별변화율의 변동성



4.3. EGARCH 변동성의 구조변화 검증 결과

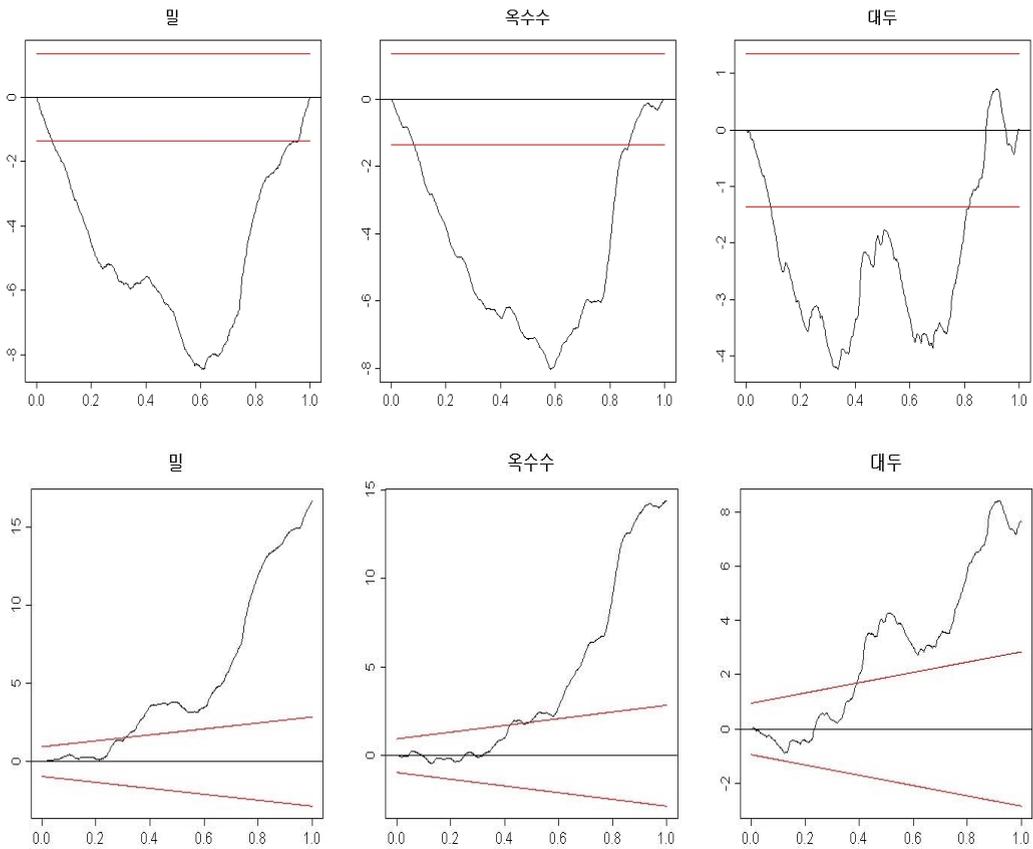
<그림 4>는 곡물가격 변화율의 누적합(CUSUM)과정을 그린 것이다.⁶ 밀과 옥수수의 변동과정을 보면, 표본기간 시작점인 2000년 1월 5일을 $t=0.0$, 마지막 시점인 2010년 12월 29일을 $t=1.0$ 로 둘 때 약 $t=0.6$ 에 해당하는 2006년 중반을 전후로 구

6 곡물가격 변동성이 특정 시점을 기준으로 구조적으로 증가 또는 감소하였는가 여부를 검증하기 위해서는 우선 변동과정에 대한 이해가 필요하다. 어떤 모수가 그림과 같이 관측치 50에서 구조변화를 보일 경우 해당 모수에 대한 변동과정은 0에서 벗어난 모습을 보일 것이다.



조변화가 발생한 것으로 나타났다.⁷ 그러나 대두의 경우에는 2003년 하반기 이후 변동성이 구조적으로 상승하였다가 2005년 8월부터 다시 하향 안정세를 보였고, 2007년 중반 들어서면서 다시 높은 변동성이 지속되는 양상을 보이고 있다. Recursive 누적합 과정에서 밀과 옥수수는 낮은 변동성에서 높은 변동성 기간으로 구조변화를 보이고 있으나, 대두는 변동성이 높은 수준을 유지하다 하락하고 다시 재상승하는 구조적 변화를 보이고 있다.

그림 4. 곡물가격 변동성의 변동과정



주) 상단 그래프는 OLS회귀모형을 추정한 후 추출한 잔차를 이용한 CUSUM과정, 하단 그래프는 반복 회귀모형의 잔차를 이용한 CUSUM과정을 그린 것이다. 횡축 위아래의 밴드는 유의수준 5%에 해당하는 신뢰구간을 나타낸다.

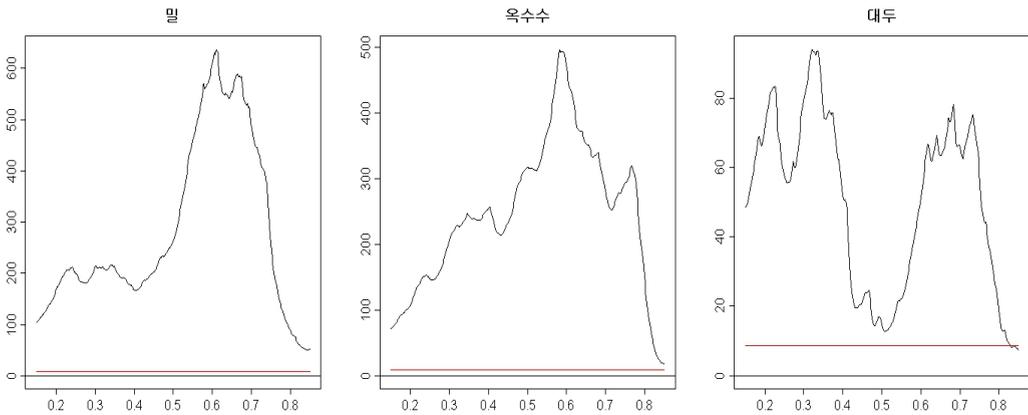
7 시점 t 는 실제의 시간을 0에서 1 사이의 값으로 변형한 것이다. 즉, 표본기간 시작시점인 2000년 1월 5일을 $t = 0.0$ 로 두고, 최종시점인 2010년 12월 29일을 $t = 1.0$ 로 하여 실제 시점을 변형한 것이다.

<그림 4>의 변동과정을 통해 곡물가격 변동성의 구조변화가 발생한 사실을 확인할 수 있었으나, 변동성에 최소한 한번 이상의 구조변화가 발생하였다는 귀무가설을 F검증통계량으로 검증하기로 한다. F-통계량은 구조변화가 발생 가능한 모든 구간에 대해 계산되며 F-통계량 값이 너무 크면 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 기각하게 된다. <그림 5>에서 각 시점에 대해 계산된 F-통계량들을 하나의 검증통계량으로 결합하는 방법으로 상한값과 평균값을 이용하였다. 즉,

$$\sup F = \sup_{\bar{i} \leq i \leq \bar{i}} F_i \tag{23}$$

$$ave F = \frac{1}{\bar{i} \leq i \leq \bar{i}} \sum_{i=\bar{i}}^{\bar{i}} F_i \tag{24}$$

그림 5. 곡물가격 변동성의 구조변화에 대한 F-test 검증결과



<그림 5>에서 $\sup F$ 가 실선을 벗어나면 유의수준 5%에서 구조변화가 발생하지 않았다는 귀무가설을 기각하게 된다. 따라서 모든 곡물가격 변동성에서 구조변화가 발생하지 않았다는 가설이 강하게 기각된다. 밀과 옥수수의 경우 F-통계량이 $t = 0.6$ 주변에서 뚜렷한 최고값을 보여 이 시점에 구조변화가 발생한 사실을 뒷받침하고 있다. 한편, 대두는 상승과 하락이 이어지는 모습을 보여 여러 차례에 걸친 구조변화를 시사하고 있다. 이러한 분석결과는 누적합과정(CUSUM)을 통한 분석과 거의 일치한다.

4.4. 변동성 구조변화 시점의 추정 결과

이상에서는 누적합과정을 통해 곡물가격 변동성에 구조변화가 발생하였는가를 그래프로 살펴본 다음 F-통계량을 이용하여 구조변화 여부에 대한 통계적 검증을 시도하였다. 누적합과정과 F-통계량이 시간에 따라 어떠한 움직임을 나타내는가를 관찰하는 방법으로 구조변화의 개략적인 시점을 판단하였으나 구체적인 구조변화 시점은 추정하지 못하였다. 여기에서는 전체 표본기간을 여러 개의 부분기간으로 분할한 다음, 각각의 부분기간에 대한 최소자승추정에서 구한 잔차 제곱합을 이용하여 최적의 구조변화 시점을 추정한 결과를 제시하였다.

<표 3>를 보면, 밀과 옥수수는 2006년 9월 20일, 2006년 5월 24일을 기준으로 구조변화가 발생하였고, 대두는 2003년 9월 24일, 2005년 8월 3일과 2007년 7월 1일에 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 추정된 구조변화 시점은 변동합과정의 그래프를 보고 판단한 구조변화 시점과 유사한 시점인 것을 확인할 수 있다.

표 3. 변동성 구조변화 시점의 추정 결과

구분	구조변화 시점	
밀	$t = 347/568 = 0.611$	2006년 9월 20일
옥수수	$t = 330/568 = 0.581$	2006년 5월 24일
대두	$t = 191/568 = 0.336$	2003년 9월 24일
	$t = 288/568 = 0.507$	2005년 8월 3일
	$t = 388/568 = 0.683$	2007년 7월 11일

이상의 분석결과들을 종합하면 모든 곡물가격 변동성에서 구조변화가 발생한 사실이 뚜렷하게 확인된다. 곡물에 따라 구조변화의 발생패턴에 차이가 나타났는데, 밀과 옥수수가격의 변동성은 매우 유사한 모습을 나타낸 반면 대두가격의 변동성과는 구별된다. 밀과 옥수수는 2006년 중반을 기준으로 변동성이 구조적으로 증가한 것으로 나타난 반면, 대두의 경우에는 변동성이 2003년 9월 24일을 기준으로 구조적으로 증가하였다가 2005년 8월 이후 다시 낮은 변동성이 지속되다 2007년 7월 이후 다시 증가하였다. 이러한 곡물가격 변동성의 구조변화 패턴은 변동합 과정, F-통계량과 구조변화 시점 추정 모수에서 일관되게 나타나고 있어 분석 결과가 매우 신뢰할 만한 것임을 알 수 있다.

5. 요약 및 결론

2006~2008년 국제 곡물가격의 급격한 등락을 계기로 식량위기에 대한 우려가 재연된 한편 곡물시장 환경에 구조적 변화가 발생하였다는 인식이 확산되었다. 국제 곡물가격의 급격한 변동은 선진국 및 개도국의 생산자와 소비자에게 폭넓은 영향을 미치는데, 특히 선진국의 저소득층 및 개도국의 일반 시민들에게 심각한 영향을 미친다.

본 연구는 국제 곡물가격의 절대적인 수준이 크게 상승한 상황에서 곡물가격의 변동성에 구조적 변화가 발생하였는지를 검증하는 한편 변동성 구조변화의 시점을 정확히 파악하는 데 목적을 두고 있다. 국제 곡물가격 변동성의 구조적 변화로 인하여 곡물가격의 변동성이 과거보다 커졌다면 각국의 생산자와 소비자는 보다 큰 위협에 직면하게 될 것이다.

본 연구는 EGARCH 모형을 이용하여 곡물가격의 변동성을 추정하고, OLS 잔차들의 누적합(CUSUM)으로 계산한 경험적 변동과정을 이용하여 변동성 구조변화를 검증하였다. 또한 잔차 제곱합(RSS)을 이용하여 변동성 구조변화의 단락점을 추정함으로써 변동성 구조변화가 발생한 시점을 찾아냈다.

본 연구결과 밀과 옥수수는 표본기간(2000~2010년) 중에 각각 한 차례씩의 변동성 구조변화가 나타난 것으로 드러난 한편, 대두는 여러 차례에 걸쳐 변동성 구조변화가 발생한 것으로 나타났다. 구체적으로 밀과 옥수수는 각각 2006년 9월 20일, 2006년 5월 24일을 기준으로 구조변화가 발생하였고, 대두는 2003년 9월 24일, 2005년 8월 3일과 2007년 7월 1일에 구조변화가 발생한 것으로 나타났다.

본 연구는 시계열모형을 통하여 국제 곡물 가격의 변동성에 구조적 변화가 발생한 사실과 구조변화의 시점을 구체적으로 확인하였다는 데 의의가 있다. 최근 국제 곡물가격이 급등한 데는 다수의 복합적인 요인들이 작용한 결과로 파악되며, 본 연구에서는 곡물 가격 변동성의 구조적 변화를 초래한 지배적인 요인이 무엇이었는지를 규명해 내지는 못한 한계를 내포하고 있다. 본 연구 결과에 비춰 볼 때, 향후 국제 곡물가격의 높은 변동성, 즉 예상치 못한 큰 폭의 가격등락이 예상되는 만큼 다양한 대응방안의 강구가 요구된다.

참고 문헌

- 성명환 등. 2011. 「해외곡물시장 동향과 해외곡물시장정보체계 구축방안」. 연구보고 R656. 한국농촌경제연구원.
- Andrews, D. W. K. 1993. "Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point." *Econometrica* 61: 821-856.
- Andrews, D. W. K. and W. Ploberger. 1994. "Testing for Serial Correlation Against an ARMA(1,1) Process." Cowles Foundation Discussion Papers 1077, Cowles Foundation for Research in Economics, Yale University.
- Bollerslev, T. 1986. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity." *Journal of Econometrics* 31: 307-327.
- Brown, R. L., J. Durbin and J. M. Evans. 1975. "Techniques for Testing Constancy of Regression Relationships over Time." *Journal of the Royal Statistical Society, Series B* 37: 149-163.
- Chow, G. C. 1960. "Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions." *Econometrica* 28: 591-605.
- Gilbert, C. L. and C. W. Morgan. 2010. "Food Price Volatility." *Philosophical Transactions of the Royal Society, B* 365: 3023-3034.
- Henn, M. 2011. "The Speculator's Bread: What is Behind Rising Food Prices?" *EMBO(European Molecular Biology Organization) Reports* 12: 296-301.
- Kim, C-J. and C. R. Nelson. 1999. "Has the U.S. Economy Become More Stable? A Bayesian Approach Based on a Markov-Switching Model of the Business." *Review of Economics and Statistics* 81: 608-616.
- Krämer, W., W. Ploberger and R. Alt. 1988. "Testing for Structural Change in Dynamic Models." *Econometrica* 56: 1355-1369.
- Nelson, D. B. 1991. "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach." *Econometrica* 59: 347-370.
- Peters, M., S. Langley and P. Westcott. 2009. "Agricultural Commodity Price Spikes in the 1970s and 1990s: Valuable Lessons for Today." *Amber Waves* 7: 16-23.
- Ploberger, W. and W. Krämer. 1992. "The CUSUM Test with OLS Residuals." *Econometrica* 60: 271-85.
- World Bank. 2007. *World Development Report 2008: Agriculture for Development*. Washington D.C.
- Yang, S. R. 1994. "A GARCH Test of Structural Change: In Case of U.S. Beef Demand." *Journal of Rural Development* 17: 169-180.

<p>원고 접수일: 2011년 10월 31일 원고 심사일: 2011년 11월 11일 심사 완료일: 2012년 2월 13일</p>
