

국제곡물가격에 대한 기후의 고차 선형 적률 인과관계 연구[†]

정기호¹

¹경북대학교 경제통상학부

접수 2016년 12월 19일, 수정 2017년 1월 5일, 게재확정 2017년 1월 12일

요약

본 논문은 기후와 국제곡물가격의 인과관계를 분석한다. 기후는 곡물시장에 영향을 미치는 중요한 요인이지만 국제곡물가격의 인과관계를 분석한 선행연구는 제한적이다. 본 논문은 대표적인 세계 기후 변수인 해양표면온도 (sea surface temperature; SST)와 세계 3대 곡물인 밀, 옥수수, 콩의 국제가격을 이용하여 1987년 5월부터 2013년 7월까지 기간의 월별자료를 분석하였다. 분석방법으로서 비모수 커널방법으로 제시된 고차 적률 인과관계 개념 (Nishiyama 등, 2011)을 모수적인 방법으로 변환하여 적용하였다. 분석결과, 기후는 1차 적률에서 3개 곡물가격 모두에 대해 그리고 2차 적률에서 옥수수와 콩의 가격에 대해 각각 인과관계를 가지며 3차 적률에서는 3개 곡물가격 모두에 대해 인과관계를 갖지 않는 것으로 나타났다.

주요용어: 고차 적률, 곡물가격, 기후, 선형 인과관계.

1. 머리말

국제곡물가격은 2006년 가을에 증가하기 시작하여 2008년 봄과 여름에 기록적인 높은 수준에 도달한 이후 역사적인 고 수준을 경신하는 빈도가 늘고 있어서 곡물가격의 새로운 시대가 열리고 있다 (Irwin과 Good, 2009). 예를 들어서 밀의 단위 가격은 2007년 1월에 107달러이었지만 2011년 12월에는 306달러가 되었다. 식량 및 가축사료로서 곡물이 갖는 중요성은 절대적이기 때문에 이러한 현상은 많은 주목을 받았으며 주요 요인으로서 경제성장에 따른 개발도상국의 식량수요 증가, 미국 환율변동, 바이오연료의 원료로서 수요 증가, 투기자금 유입, 그리고 기후와 관련된 생산 변동 등이 언급되었다 (Trostle, 2008; Mensi 등, 2013).

국제곡물가격을 정량적으로 분석한 연구들이 채택하는 주요 방법은 인과관계 검증이다 (Grosche, 2014). 곡물정책에서 목표 변수와 수단 변수를 구분할 때 그리고 곡물시장에서의 의사결정에서 선행지표를 고려할 때 원인에 해당하는 변수와 결과 변수의 구분은 핵심적이기 때문이다. 국제곡물가격에 대한 인과관계의 선행연구들은 원유시장 (Kaltalio와 Soytaş, 2009; Gilbert, 2010; Saghailhan, 2010; Nazlioglu 등, 2013), 자산시장 (Silvennoinen와 Thorp, 2013; Diebold와 Yilmaz, 2012; Huang와 Zhong, 2013), 환율(Bradshaw와 Orden, 1990; Nazlioglu와 Soytaş, 2012)과의 인과관계를 고려하였지만 저자의 한정된 검색결과로는 농산물에 대한 가장 중요한 요인인 기후와의 인과관계의 분석 선행연구들은 제한적이다. 본 연구는 국제곡물가격에 대한 인과관계 분석에 기후요인을 고려함으로써 기존 문헌을 보완한다.

[†] 이 논문은 2013년 정부 (교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2013S1A5A2A01019155).

¹ (41566) 대구광역시 북구 대학로 80, 경북대학교 경제통상학부, 교수. E-mail: khjeong@knu.ac.kr

인과분석 방법을 처음 제시한 Granger (1969)가 고려한 인과관계 개념은 1차 적률에 기초한 평균 인과 (causality in mean) 개념이다. x 가 원인이고 y 가 결과인 인과관계의 분석에서 현재 시점의 y 에 대해 x 와 y 의 과거 정보가 모두 주어진 조건부 평균이 y 의 과거 정보만이 주어진 조건부 평균과 다르면, ‘ x 는 y 를 평균에서 인과한다 (x causes y in mean)’라고 정의한다 (Granger, 1969).

한편 곡물이나 석유를 포함한 국제상품시장에서는 가격 수준뿐만 아니라 가격의 변동성, 즉 가격의 제곱 값도 관심의 대상이 되고 있으며 금융투자자본의 상품시장 유입에 따른 상품의 금융화 현상 때문에 이러한 관심은 더욱 커지고 있다 (Nazlioglu 등, 2013). 이 경우에는 x 가 원인이고 y^2 이 결과인 인과관계 분석이 더 타당하게 된다. Nishiyama 등 (2011)은 이러한 상황을 y^k 로 일반화하여 고차 적률 인과관계 (causality in the k th moment) 개념을 제시하고 조건부 평균함수의 비모수 커널 추정량에 기초한 비모수 검정방법을 개발하였다. 그러나 비모수 방법은 관측자료 수가 큰 경우에 적합하다. 본 연구는 Nishiyama 등 (2011)의 고차 적률 인과관계 개념에 기초하되 선형회귀함수를 가정하는 모수적 고차 적률 인과검정 방법을 이용하며, 기후가 국제곡물가격에 대해 갖는 1차 적률 (평균), 2차 적률 (변동성), 3차 적률 (왜도) 인과관계를 분석한다. 이러한 모수적 접근은 적은 수의 관측 자료에 대해서 적용할 수 있고 통상적인 선형회귀모형과 F 검정을 그대로 이용할 수 있기 때문에 편리한 장점을 갖는다.

이후 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 분석에 이용되는 단위근 검정과 고차 적률 인과검정 방법을 설명한다. 3절에서는 분석에 사용된 자료 및 분석결과를 제시하고 마지막으로 4절은 요약 및 결론을 제시한다.

2. 분석 방법

2.1. 단위근 검정

Nishiyama 등 (2011) 방법은 시계열 변수에 대해 정상성 (stationarity)을 가정하기 때문에 단위근 (unit root) 존재 여부를 검정하는 방법이 필요하다. 시계열의 단위근 검정 연구에서는 Dickey와 Fuller (1979, 1981)가 제시한 DF (Dickey-Fuller) 검정을 Said와 Dickey (1984, 1985)가 오차항의 자기상관을 허용하도록 확장시킨 ADF (augmented Dickey-Fuller) 검정이 가장 많이 이용된다. ADF검정은 절편과 시간추세항의 존재 여부에 따라 다음과 같은 3개의 회귀모형에 기초한다.

$$\Delta x_t = \gamma x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (2.1)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \gamma x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (2.2)$$

$$\Delta x_t = \alpha + \beta t + \gamma x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta x_{t-j} + u_t \quad (2.3)$$

단, $\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$.

위 회귀모형들에서 p 는 변수의 차분값 Δx_t 의 과거 시차 크기이며 t 는 시간추세이다.

이때 귀무가설은 단위근이 존재하는 것이고 대립가설은 단위근이 존재하지 않는 것이며 각각 위 식들에서 x_{t-1} 의 계수로 나타낼 수 있다.

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma < 0.$$

ADF검정은 계수 γ 의 부호가 마이너스이고 유의적인 값을 가지면 단위근 귀무가설을 기각하고 시계열이 안정적이라고 판단한다. 검정통계량은 γ 에 대한 최소자승추정량의 t 통계량이지만 분포는 일반적인 t -분포를 따르지 않으며 식 (2.1), 식 (2.2), 식 (2.3)마다 다른 분포를 갖는다. 각 식에서의 임계값은 Dickey와 Fuller (1979)에 주어져 있다. ADF검정은 단위근 존재가 귀무가설로서 표현되기 때문에 검정력이 낮아서 실제보다 더 빈번하게 단위근의 귀무가설을 채택하는 경향이 있다 (Schwert, 1989). 따라서 엄격한 검정을 위해서는 단위근 존재가 대립가설로 표현되는 검정을 추가로 수행할 필요가 있다. Kwiatkowski 등 (1992)에 의해 제시된 KPSS검정은 단위근 존재를 대립가설로 갖는다. KPSS검정에서 시계열은 확정적 시간 추세, 임의보행 (random walk), 정상적인 오차항의 합으로 표현된다.

$$\begin{aligned} x_t &= \alpha t + r_t + \epsilon_t \\ r_t &= r_{t-1} + v_t. \end{aligned} \quad (2.4)$$

위에서 r_t 는 임의보행이며 ϵ_t 는 정상적인 오차항 그리고 v_t 는 iid($0, \sigma_v^2$)이고 초기값 r_0 는 고정된 상수로서 절편의 역할을 한다. 귀무가설은 정상성 즉 단위근 부재이며 대립가설은 단위근 존재이고, 각각 다음과 같이 v_t 의 분산에 대해 수리적으로 표현된다.

$$\begin{aligned} H_0 : \sigma_v^2 &= 0 \\ H_1 : \sigma_v^2 &> 0. \end{aligned}$$

세부적으로 귀무가설은 식 (2.4)의 시간추세항의 존재 여부에 따라 확정적 시간추세를 갖는 정상성과 수준에서의 정상성의 2개 유형으로 구분된다. e_t 를 x_t 의 절편과 시간추세에 대한 회귀분석의 추정된 잔차항이라고 할 때 검정통계량은 아래 식 (2.5)의 LM통계량이며 검정에 이용되는 임계값은 위에서 언급된 2개 유형의 귀무가설의 각각에 대해 Kwiatkowski 등 (1992)에 주어져 있다.

$$\begin{aligned} LM &= \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_e^2 \\ \text{단, } S_t &= \sum_{i=1}^t e_i, \hat{\sigma}_e^2 = \sum_{i=1}^T e_i^2 / T, T \text{는 시계열자료 크기임.} \end{aligned} \quad (2.5)$$

2.2. 고차 적률 인과관계 검정

약정상적인 2변량 시계열 과정 $\{(x_t, y_t)\}$ 를 고려하자. Granger (1969)의 평균인과 (causality in mean)의 정의에 따르면 현재 시점의 y 에 대해 x 와 y 의 과거 정보가 모두 주어진 조건부 평균이 y 의 과거 정보만이 주어진 조건부 평균과 다르면, 즉

$$E(y_t | y_{t-1}, \dots, y_1) \neq E(y_t | y_{t-1}, \dots, y_1, x_{t-1}, \dots, x_1) \quad (2.6)$$

이면 x 는 y 를 평균에서 인과한다 (Granger, 1969).

이 정의는 x 의 과거 정보를 이용할 때 y 의 예측이 개선되면 x 부터 y 로의 인과관계가 존재하는 것을 의미한다. 실제 분석에서는 아래와 같이 조건부 평균함수를 선형함수로 가정하고 모든 과거 시차변수 대신에 유한한 수의 과거 시차변수들을 회귀분석에 포함시킨 다음에 x 의 과거변수들에 대한 통계적 유의성 여부를 F검정을 이용하여 검정한다.

$$y_t = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_q x_{t-q} + \epsilon_t \quad (2.7)$$

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_q = 0. \quad (2.8)$$

여기서 p 와 q 는 각각 식 (2.7)의 회귀분석에 포함되는 y 와 x 의 과거 시차변수들의 수이다. 식 (2.8)의 귀무가설이 기각되면 x 로부터 y 로의 인과관계가 존재한다고 말한다. Granger는 이러한 모수적 인과관

계를 선형적 평균인과 (linear causality in mean)로 표현하였다. Nishiyama 등 (2011)의 고차 적률 인과관계는 평균을 1차 적률로 해석하고 식 (2.6)을 고차 적률로 확장한 것이다. 즉,

$$E(y_t^k | y_{t-1}, \dots, y_1) \neq E(y_t^k | y_{t-1}, \dots, y_1, x_{t-1}, \dots, x_1) \quad (2.9)$$

이면 x 는 y 를 k 차 적률에서 인과한다 (x causes y in the k th moment). 식 (2.9)의 양변에 있는 조건부 평균함수들을 비모수 커널방법으로 추정하고 양자의 차이를 측정하는 척도에 대한 대표본분포를 도출함으로써 Nishiyama 등 (2011)은 비모수 고차 적률 인과검정 방법을 제시하였다. 이 방법은 비모수 커널 방법에 기초함으로써 관측 자료의 수가 큰 경우에 적용할 수 있다.

본 연구는 평균인과에 대한 식 (2.7)과 식 (2.8)의 선형적 접근을 원용하여 식 (2.9)에 대해 선형함수를 가정하는 선형적 고차적률 인과검정 방법을 이용한다. 이 경우에는 고차 조건부 적률함수를 선형함수로 가정하고 과거 시차의 차수를 유한하게 절단한 다음에 x 의 과거변수들에 대한 통계적 유의성 여부를 F 검정을 이용하여 검정하면 된다.

$$y_t^k = \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_q x_{t-q} + \epsilon_t \quad (2.10)$$

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_q = 0. \quad (2.11)$$

식 (2.11)의 귀무가설이 기각되면 x 로부터 y 로의 선형적 k 차 적률 인과관계가 존재하게 될 것이다.

3. 경험적 분석

엘니뇨 (El Nino)는 페루와 에쿠아도르의 해면을 따라 온수가 출현하는 현상을 나타내며 남방진동 (Southern Oscillation)은 호주/인도네시아 지역과 태평양의 동쪽 지역 간의 대기압 차이의 진동을 의미한다 (Chiew 등, 1998). 이 두 개 현상을 합쳐서 ENSO라고 하며 세계 전역의 이상 기후현상의 원인으로 지적되어 왔다 (Philander, 1990; Diaz와 Markgraf, 1992). 해양표면의 평균온도로 정의되는 해양표면온도 (sea surface temperature; SST)는 ENSO의 대표적인 변수로서 가장 활발하게 이용되고 있다 (Chiew 등, 1998). 본 연구는 세계 기후의 변수로서 SST를 이용한다. 한편 곡물가격으로는 대표적인 3대 곡물인 밀, 옥수수, 콩에 대해 시카고상품거래소 (Chicago Board of Trade; CBOT)에 거래되는 근월물에 대한 월평균 선물가격 증가 (average monthly closing price for the nearby futures)를 이용한다.

분석에는 1987년 5월부터 2013년 7월까지 기간의 월별자료가 이용되었다. 국제곡물가격은 시카고상품거래소에서 유료로 구입하였으며 SST는 미국 기후예측센터의 자료 (<http://www.cpc.ncep.noaa.gov/data/indices>)를 이용하였다. 기후변수는 실질 값인데 반하여 국제곡물가격은 인플레이션이 반영된 명목 값이므로 물가 지수로 나누어 실질화시킬 필요가 있다. 물가 지수는 미국 전 도시 소비자물가지수 (consumer price index, all urban consumers of US)가 사용되었으며 미국 노동부의 노동통계청 자료 (<http://www.bls.gov/data>)를 이용하였다.

Table 3.1 Statistics of unit root test

Variable	ADF			KPSS		
	p	(2.1)	(2.2)	(2.3)	level	trend
Wheat	7	-0.60	-2.84 *	-2.92	0.57 **	0.49 ***
Corn	1	-0.70	-2.75 *	-2.84	2.58 ***	2.17 ***
Bean	1	-0.50	-2.55	-2.57	2.39 ***	2.39 ***
SST	12	-0.08	-5.87 ***	-5.97 ***	0.12	0.04

*, ** and *** indicate level of significance at 10%, 5% and 1%, respectively.

ADF검정과 KPSS검정을 이용한 각 변수의 단위근 검정 결과는 Table 3.1에 제시되어 있다. ADF검정은 식 (2.1), (2.2), (2.3)의 각각에 대해 검정을 수행하였고 KPSS는 식 (2.4)에서 시간 추세항이 존

재하는 경우와 존재하지 않는 경우 모두에 대해 수행하였다. ADF검정의 3개 식에서 시차 크기 p 는 각 변수의 차분값 Δx_t 에 대한 AR모형에 대해 최적 시차를 AIC를 기준으로 결정하였다. 검정 결과, 대체로 곡물가격들은 ADF검정에서는 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 못하고 KPSS검정에서는 단위근이 존재하지 않는다는 귀무가설이 기각되고 있어서 단위근이 존재하는 것으로 보인다. 밀과 옥수수의 경우 질편만 존재하는 식 (2.2)에 대해 ADF검정에서 단위근 존재 귀무가설이 기각되지만 KPSS검정에서 더 낮은 유의수준으로 단위근 부존재 귀무가설이 기각된다. 한편 기후변수는 전반적으로 ADF검정에서 귀무가설이 기각되고 KPSS검정에서 귀무가설이 기각되지 못하므로 단위근이 존재하지 않는 것으로 보인다. 단위근 검정결과에 따라 본 연구에서 곡물가격은 1차 차분하고 기후는 차분하지 않는 수준변수를 그대로 사용하여 분석한다. 따라서 선형적 고차 적률 인과관계 분석에서 이용되는 식 (2.10)과 (2.11)는 다음과 같게 된다.

$$\Delta y_t^k = \alpha_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \alpha_p \Delta y_{t-p} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_q x_{t-q} + \epsilon_t \quad (3.1)$$

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_q = 0. \quad (3.2)$$

여기서 Δy 는 1차 차분된 밀, 옥수수, 콩의 국제가격이고 x 는 SST로 측정되는 세계기후이다. 적률 차수 k 는 1, 2, 3을 고려하여 모두 3차 적률까지 인과관계를 검정하게 된다. 분석의 주된 목적이 식 (3.1) 자체의 추정이 아니라 추정결과를 이용한 인과검정이기 때문에 실제 적용에서는 식 (3.1)의 차수 p 와 q 가 같다고 가정하고 AIC를 기준으로 값을 결정하였다. 이렇게 가정해도 AIC가 과다적합모형에 대해 벌칙을 덜 주는 경향이 있으므로 변수누락편의를 피할 수 있어서 원인과 결과에 해당하는 변수의 시차를 같다고 가정하는 인과검정 응용연구의 관례를 따른 것이다.

국제곡물가격에 대한 기후의 고차 적률 인과관계 검정 결과는 Table 3.2에 제시되어 있다. 먼저 1차 적률에서 기후는 3개 곡물가격 모두에 대해 인과관계를 갖는 것으로 나타났다. 2차 적률에서는 기후는 옥수수와 콩에 대해서만 가격에 대한 인과관계를 가지며, 3차 적률에서는 3개 곡물가격 모두 인과관계를 갖지 않는 것으로 나타났다. Granger 인과관계는 예측력 개선에 기초한 개념이므로, 1차 적률 인과관계 검정결과는 3개 곡물가격 모두에 대해 수준을 예측할 때 기후의 시계열이 유용한 정보를 제공할 수 있음을 의미한다. 2차 적률 인과관계 검정결과는 옥수수와 콩에 대해서 변동성을 예측할 때 기후의 시계열이 예측력을 개선시킬 수 있으며, 3차 적률 검정결과는 왜도를 예측하는데 기후의 시계열이 도움이 되지 않는 것을 각각 의미한다.

Table 3.2 Statistics of linear kth moment causality test

Variable	1 st moment		2 nd moment		3 rd moment	
	p, q	F	p, q	F	p, q	F
Wheat	13	2.14**	13	1.21	13	1.14
Corn	13	3.72***	13	2.55***	13	0.76
Bean	13	1.89**	13	1.66*	13	0.93

*, ** and *** indicate level of significance at 10%, 5% and 1%, respectively.

4. 결론

본 연구는 인과검정 방법을 이용하여 기후가 국제곡물가격에 원인으로 작용하는 인과관계가 존재하는지 여부를 분석하였다. 분석에는 선행연구에서 비모수커널 방법을 이용하여 제시된 고차 적률 인과관계 개념을 선형함수를 가정하는 모수적 방법으로 변환시켜서 적용하였다. 이러한 접근은 적은 수의 관측자료에 적용할 수 있고 통상적인 선형회귀모형과 F 검정을 그대로 이용할 수 있기 때문에 편리한 장점을 갖는다.

1차, 2차, 3차 적률 인과관계를 분석한 결과, 기후는 1차 적률에서는 밀, 옥수수, 콩의 국제가격 모두에 대해 인과관계를 가지며 2차 적률에서는 옥수수와 콩에 대해서만 인과관계를 갖고 3차 적률에서는 3개 곡물가격 모두에 대해 인과관계를 갖지 않는 것으로 나타났다.

Granger 인과관계는 예측과 밀접한 관계를 갖기 때문에 예측에서 우수한 성과를 갖는 것으로 알려진 서포트 벡터 회귀 (support vector regression; Hwang, 2014, 2015; Hwang과 Shim, 2016; Chen과 Jeong, 2009)을 적용하면 검정력이 개선된 인과검정 방법이 제시될 수 있지 않을까 생각된다. 이러한 주제는 향후 연구과제로서 남긴다.

References

- Bradshaw, R. and Orden, D. (1990). Granger causality from the exchange rate to agricultural prices and export sales. *Western Journal of Agricultural Economics*, **15**, 100-110.
- Chen, S. and Jeong, K. (2009). Predicting exchange rates by support vector regression. *Journal of Economic Theory and Econometrics*, **20**, 65-81.
- Chiew, F., Piechota, T., Dracup, J. and McMahon, T. (1998). El Nino/ Southern Oscillation and Australian rainfall, steamflow and drought: Links and potential for forecasting. *Journal of Hydrology*, **204**, 138-149.
- Diaz, H. and Markgraf, V. (1992). *El Nino: Historical and paleoclimatic aspects of the Southern Oscillation*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Dickey, D. and Fuller, W. (1979). Distribution of the estimators for ar time series with a unit root. *Journal of American Statistical Association*, **74**, 427-431.
- Dickey, D. and Fuller, W. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, **49**, 1057-1072.
- Diebold, F. and Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting*, **28**, 57-66.
- Gilbert, C. (2010). How to understand high food prices. *Journal of Agricultural Economics*, **61**, 398-425.
- Granger, C. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, **37**, 424-438.
- Grosche, S. (2014). What does Granger causality prove? *Journal of Agricultural Economics*, **65**, 279-302.
- Huang, J. and Zhong, Z. (2013). Time variation in diversification benefits of commodity, REITs, and TIPS. *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, **46**, 152-192.
- Hwang, C. (2014). Support vector quantile regression for autoregressive data. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **25**, 1539-1547.
- Hwang, C. (2015). Partially linear support vector orthogonal quantile regression with measurement errors. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **26**, 209-216.
- Hwang, C. and Shim, J. (2016). Deep LS-SVM for regression. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **27**, 827-833.
- Irwin, S. and Good, D. (2009). Market instability in a new era of corn, soybean, and wheat prices. *Choices*, **24**, 6-11.
- Kaltalioglu, M. and Soytaş, U. (2009). Price transmission between world food, agricultural raw material, and oil prices. *Proceedings of 2009 GBATA International Conference*, Prague, 596-603.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? *Journal of Econometrics*, **54**, 159-178.
- Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, A. and Managi, S. (2013). Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold. *Economic Modelling*, **32**, 15-22.
- Nazlioglu, S., Erden, C. and Soytaş, U. (2013). Volatility spillover between oil and agricultural commodity markets. *Energy Economics*, **36**, 658-665.
- Nazlioglu, S. and Soytaş, U. (2012). Oil price, agricultural commodity prices and the dollar: A panel cointegration and causality analysis. *Energy Economics*, **34**, 1098-1104.
- Nishiyama, Y., Hitomi, K., Kawasaki, Y. and Jeong, K. (2011). A consistent nonparametric test for nonlinear causality: Specification in time series regression. *Journal of Econometrics*, **165**, 112-127.
- Philander, S. (1990). *El Nino, La Nina and the Southern Oscillation*, Academic Press, San Diego.

- Said, S. and Dickey, D. (1984). Testing for unit roots in auto- regressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, **71**, 599-607.
- Said, S. and Dickey, D. (1985). Hypothesis testing in ARMA(p,1,q) models. *Journal of the American Statistical Association*, **80**, 369-374.
- Schwert, G. (1989). Tests for unit roots: A Monte Carlo investigation. *Journal of Business & Economic Statistics*, **7**, 147-159
- Silvennoinen, A. and Thorp, S. (2013). Financialization, crisis and commodity correlation dynamics. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, **24**, 42-65.
- Trostle, R. (2008). *Global agricultural supply and demand: Factors contributing to the recent increase in food commodity prices*, Outlook report No. WRS-0801, Department of Agriculture, U.S.

Linear causality in moments from climate to international crop prices[†]

Kiho Jeong¹

¹School of Economics and Trade, Kyungpook National University

Received 19 December 2016, revised 5 January 2017, accepted 12 January 2017

Abstract

This paper analyzes the causal relationship from climate to international grain prices. Although climate is an important factor affecting the grain markets, it has been restrictively considered in previous studies analyzing the causal relationship of international grain prices. In this paper, monthly data from May 1987 to 2013 is used for the causal analysis in which the sea surface temperature (SST), a representative global climate variable, and the international prices of wheat, corn, and soybean, the world's three major crops, are considered. The test method is the parametric version of the nonparametric test for causality in high-order moments suggested by Nishiyama *et al.* (2011). The results show that the climate causes in the first moment the prices of all the three grains and causes in the second moment the prices of corn and soybean, but does not cause in the third moment any of the three grain prices.

Keywords: Climate, grain prices, high-order moments, linear causality.

[†] This work was supported by the National Research Foundation of Korea Grant funded by the Korean Government (NRF-2013S1A5A2A01019155)

¹ Professor, School of Economics and Trade, Kyungpook National University, Daegu 41566, Korea.
E-mail: khjeong@knu.ac.kr