

기후변화를 고려한 쌀 토지생산성 모형의 예측력 평가

Evaluation of Forecasting Performance of Rice Yield Models under Climate Change

정대희* · 한두봉**

Dae Hee Chung · Doo Bong Han

요약: 본 연구는 다양한 시계열 모형으로 추정한 쌀 토지생산성 모형의 예측력을 비교 분석하였다. 기후변화를 반영하기 위하여 CO₂, 기온, 강수량 등의 변수를 고려하였고, ARIMA, ARIMAX, ARDL, GARCH-M 그리고 Just and Pope(1978) 등의 모형을 이용하여 추정하였다. 분석결과 CO₂는 쌀 토지생산성에 장기적으로는 영향을 미치지만, 단기적으로는 영향을 미치지 않았다. 반면, 기온은 단기에서 쌀 토지생산성에 영향을 미치는 주요 변수로 분석되었다. 쌀 토지생산성의 변동성은 시간에 따라 변하지 않는 것으로 분석되었으며, 기상변수의 변동에 안정적인 것으로 나타났다. 쌀 토지생산성 모형의 예측력 평가에서는 기상변수를 반영한 ARIMAX 모형 (3)이 장단기 모두 예측력이 가장 높은 것으로 분석되었다. 쌀 토지생산성과 CO₂간의 장기균형관계를 반영한 ARIMAX 모형과 ARDL-ECM 모형은 단기보다 장기에서 예측력이 향상되는 것으로 분석되었다. 향후 쌀 토지생산성의 불확실성을 잘 반영하기 위해서는 기상 실험자료나 IPCC 장기예측 자료 등과 같은 사전정보를 활용한 베이지안 분석을 활용할 필요가 있다.

핵심주제어: 쌀 토지생산성, CO₂, 기후변화, 예측

Abstract: This study compares the dynamic forecasting performance of rice yield models under climate change. Based on time series methodologies, we estimate rice yield models considering climate change factors, such as CO₂, average temperature, and precipitation. To evaluate the forecasting performance, ARIMA, ARIMAX, ARDL, GARCH-M, and the Just and Pope (1978) model are used. The results show that CO₂ has a long-term influence on rice yield but no short-term effect. Temperature is the main factor in determining rice yield in the short run. The variance of rice yield does not change over time, and the meteorological variables do not affect the yield variance. The ARIMAX model shows the best forecasting performance in the short and long run. The ARIMAX model and the ARDL-ECM model show better forecasting performance because they consider the long-run equilibrium relationship between rice yield and CO₂. To reflect future rice yield uncertainties, it is necessary to use the Bayesian estimation method with prior information, such as experimental weather data and IPCC long-term forecasting data.

Key Words: Rice Yield, CO₂, Climate Change, Forecasting

* 주저자, 고려대학교 식품자원경제학과 박사과정

** 교신저자, 고려대학교 식품자원경제학과 교수

I. 서론

전 세계적으로 2018년 여름은 기록적인 폭염을 겪었다. 특히 한국은 100년만의 폭염을 겪으며, 낮 최고 기온이 약 40℃를 기록하였다. RCP 8.5 기후변화 시나리오의 2050년 전망치를 뛰어넘는 기록이다. 이러한 이상기온은 미래 기후의 불확실성이 기존의 예상치를 뛰어넘을 수 있음을 의미한다. 기후변화는 인간의 사회 경제적 활동에 많은 영향을 미치고 있다. 특히 농업은 기후변화에 매우 민감한 부문으로 미국과 일본은 공공목적으로 농업 재해보험을 일찍부터 운영하고 있다(김정인·박현성·오경희, 2009). 최근 열파와 한파 그리고 집중호우 등이 증가하고 있어 기후변화로 인한 농업생산의 불확실성은 앞으로 더욱 증가할 것으로 예상된다.

기후변화의 주된 요인은 인위적 활동에 의해 발생하는 각종 가스의 증가로 인한 것이다. 지구온난화의 약 60%는 CO₂ 발생에서 기인한다(Hardy, 2003). 따라서 기후변화대책의 중요 목표는 이러한 온실가스의 저감에 맞추고 있다(Kim et al., 2005). 그러나 2018년 기준 한국의 농업분야는 국가 총 온실가스 배출의 3.1%¹⁾ 수준에 불과해 기후변화에 대한 대응보다는 적응이 더 중요하다. 기후변화 적응 방안으로는 주요 작물의 토지생산성²⁾ 모형을 구축하여 기후변화에 대한 예측 능력을 강화하고, 기후변화에 잘 적응할 수 있는 품종 개발 등이 있다. 특히 모형분석을 통한 기후요인들의 영향 분석과 더불어 토지생산성 예측은 농업정책은 물론 환경정책 수립과 보완에 있어서 중요하다.

쌀은 우리나라 국민의 주식이다. 기후변화가 쌀 토지생산성에 미치는 영향은 식량 안보와 직결된다. 따라서 기후변화를 반영한 적절한 쌀 토지생산성 모형을 개발할 필요가 있다. 기후변화가 쌀 토지생산성에 미치는 장단기 영향을 진단한 후 환경분야와 농업분야의 협력을 통해 기후변화에 대한 적응 방안을 준비해야 한다.

1) 온실가스종합센터, 2018, 『국가온실가스 인벤토리보고서』.

2) 본 연구에서 토지생산성은 단수를 의미한다. 단수란 단위면적당 생산량(kg/10a)을 뜻한다.

본 연구의 목적은 다양한 시계열 모형을 활용하여 쌀 토지생산성 모형을 추정하고 예측력을 평가하는 것이다. 대부분의 기존 연구들은 농산물 토지생산성의 평균과 분산이 시간과 관계없이 고정되어 있다고 가정하였다. 그러나 농산물 토지생산성의 평균과 분산은 기후변화로 인해 시간과 공간에 따라 변화될 수 있다. 따라서 쌀 토지생산성을 예측하기 위해 변동성의 변화를 반영할 필요가 있다(McCarl et al., 2008; Hendry and Pretis, 2016). 본 연구에서는 쌀 토지생산성과 기상변수의 안정성(stationary) 여부와 쌀 토지생산성의 변동성이 평균에 영향을 미치는지도 분석하였다. 쌀 토지생산성은 기후변수에 의해 직접 영향을 받기 때문에 두 변수 간에는 장기균형관계가 있을 것으로 예상된다. 따라서 본 연구는 ARIMA, ARIMAX, ARDL, ARDL-ECM, GARCH-M 등과 같은 시계열 모형을 사용하여 쌀 토지생산성 예측력을 평가하고자 한다. 대다수의 선행연구들에서는 단일 모형을 이용하여 기후변화가 작물 토지생산성에 미치는 영향을 분석하였으나, 본 연구에서는 다양한 시계열 모형을 이용하여 분석한 것이 차별점이다. 또한 국내의 선행연구에서는 쌀 토지생산성을 분석하는 경제학 모형에서 CO₂를 반영한 경우가 없었으나, 본 연구에서는 CO₂를 기후변화 변수로 반영했다는 것도 다른 연구와의 차별점이다.

II. 선행연구

기후변화가 농업에 미치는 영향에 관한 연구는 작물 생산, 축산물 생산, 동식물 질병, 토양의 가치와 사용, 수자원과 관련된 연구 등 다양한 분야에서 수행되었다. 기온과 강수량 등과 같은 기상변수가 작물의 토지생산성에 미치는 영향을 분석한 연구는 다수 존재한다(Reilly et al., 2002; Chen et al., 2004; McCarl et al., 2008; Huang and Khanna, 2010; Sclenker and Lobell, 2010; Attavanich et al., 2014; 성재훈·채광석·김대익, 2017). 또한 과수 주산지의 기후변화를 분석하고 생산에 미칠 영향을 전망한 연구도 있

다(김윤성, 2016). 선행연구들에서 작물 토지생산성 분석을 위해 사용된 변수들은 다음과 같다. Reilly et al.(2002)의 연구에서는 온도, 강수량, ENSO(El Niño-Southern Oscillation)³⁾ 등의 변수를 사용하여 기상변수가 작물 토지생산성에 미치는 영향을 분석하였다. Chen et al.(2004)의 연구에서는 재배면적, 시간 추세(time trend), 온도, 강수량 등의 변수를 사용하여 여러 작물들의 토지생산성에 기상변수가 미치는 영향을 분석하였다. McCarl et al.(2008)의 연구에서는 재배면적, 기온, 강수량, 가뭄지수, 시간 추세, 강수량 집중도 등의 변수를 사용하였다. Huang and Khanna(2010)의 연구에서는 자체가격, 비료가격지수, 관개면적비중, 재배면적, 온도, 강수량 등의 변수를 사용하여 미국의 곡물 토지생산성을 분석하였다. Sclenker and Lobell(2010)의 연구에서는 온도와 강수량 그리고 시간 추세를 사용하여 작물 토지생산성을 분석하였다. Attavanich et al.(2014)의 연구에서는 재배면적, CO₂, 시간추세, 온도, 가뭄지수, 강수량 등의 변수를 사용하였다. 성재훈·채광석·김대의(2017)에서는 가뭄지수, 온도, 강수량 등의 변수가 사용되었다. 또한 선행연구들 가운데 일부는 극한 기후가 작물의 토지생산성에 미치는 영향을 분석하기도 하였다(Semenov and Porter 1995; McCarl et al., 2008; Robert and Schlenker, 2009; 정학균·김창길·문동현, 2013). 전반적으로 온도와 강수량을 기후변화 변수로 사용하고 있으며, 연구에 따라서는 ENSO, 가뭄지수, CO₂ 등을 추가로 반영해 사용하고 있다. 한편, 김창길·이상민(2009)의 연구는 리카디안(Ricardian) 모형을 사용하여 기후변화가 농지가격에 미치는 영향을 분석하였다. 이때 사용된 기후변수들은 기온과 강수량이다.

최근 연구에서는 지구온난화의 원인인 CO₂ 농도의 중요성을 강조하며 작물 토지생산성을 분석한 연구도 있다(Attavanich and McCarl, 2014; 신덕하 등, 2015). 대부분의 연구들은 시간 추세를 기술변화의 대리변수로 사용하였고, CO₂ 농도는 설명변수로 고려하지 않았다. C3 작물(벼, 콩, 밀)에

3) 동태평양과 중앙태평양의 해수 온도가 일정 기간 동안 높아지는 현상을 엘리뇨(El Niño)라고 하고, 반대로 해수의 온도가 낮아지는 현상을 라니냐(La Niña)라고 한다. 엘리뇨와 라니냐는 이상기후의 원인이다.

있어서 CO₂는 식물의 광합성과 수분흡수에 영향을 주어 작물의 성장을 촉진하고 가뭄 저항성을 증가시켜 농작물의 토지생산성에 긍정적인 영향을 미친다(Bazzaz, 1990; Poorter, 1993; Ainsworth and Long, 2005; Long et al., 2006; Allen et al., 2011).⁴⁾ 따라서 작물 토지생산성 분석에 CO₂를 제외할 경우 각 변수들의 추정치들이 과대 평가될 가능성이 있다(Attavanich and McCarl, 2014).

한편, 작물 토지생산성의 평균과 분산은 기후변화로 인해 시간과 공간에 따라 변화될 수 있음에도 불구하고 대부분의 기존 연구들은 농산물 토지생산성의 평균과 분산이 시간과 관계없이 고정되어 있다고 가정하였다. 그렇기 때문에 기후변화가 농산물 생산의 변동성에 미치는 영향을 분석한 연구는 거의 없다(Chen et al., 2004; McCarl et al., 2008; Tack et al., 2012; Attavanich et al., 2014).

선행연구들의 주요 결론은 기후변화는 작물 토지생산성의 평균과 변동에 영향을 미치고(McCarl et al., 2008), 분포의 변화에도 영향을 미쳤다(Tack et al., 2012)는 것이다. 또한 기후변수의 영향은 분석 대상과 지역에 따라 다르게 나타났다(McCarl et al., 2008; Attavanich and McCarl, 2014).

기후변화를 시계열 모형을 활용해 분석한 다양한 연구들이 있다. Kaufmann et al.(2011)의 연구에서는 장기균형관계를 고려하여 CO₂와 SO₂가 지구온난화에 미치는 영향을 분석했다. Stern(2004)은 지구 온난화와 해양간의 관계를 장기균형관계를 활용하여 분석하였다. 노상환(2010)에서는 GARCH 모형을 활용하여 탄소배출권 선물시장의 변동성을 분석하고 장기균형관계를 활용하여 선물시장에서의 만기효과 등을 분석하였다.

따라서 본 연구에서는 선행연구를 참조하여 CO₂, 온도, 강수량과 같은

4) Attavanich and McCarl(2014)에 따르면, CO₂는 C3 작물인 대두, 목화, 밀에는 긍정적인 영향을 미치고, C4 작물인 옥수수과 수수에는 영향을 미치지 않는다. 그러나 가뭄이 발생하는 상황에서는 CO₂는 대두와 옥수수 그리고 수수에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 신덕하 등(2015)에 따르면, 쌀 생산이 기후변화에 적응하는 경우 CO₂ 농도 증가는 쌀 생산량에 긍정적인 영향을 미친다.

기후변화 변수를 쌀 토지생산성 분석모형을 설정하는데 활용하였으며, 토지생산성의 변동성도 분석에 반영하였다.

III. 분석모형

기후변화가 작물의 토지생산성에 미치는 영향을 분석한 많은 연구들이 있지만, 대부분의 연구들은 토지생산성의 불안정성과 변동성을 고려해 추정하지는 않았다. 본 연구는 쌀 토지생산성 모형을 개발하기 위하여 ARIMA(autoregressive integrated moving average) 모형, ARIMA 모형에 기후변수를 외생변수로 추가한 ARIMAX 모델, 종속변수와 설명변수의 시차변수를 고려한 ARDL(autoregressive distributed lag) 모형을 설정하였다. 또한 기후변화의 평균뿐만 아니라 변동성이 쌀 토지생산성에 영향을 미칠 수 있기 때문에 GARCH-M(generalized autoregressive conditional heteroscedasticity in mean) 모형과 기상변수의 변동성을 고려한 Just and Pope(1978) 모형을 이용해 쌀 토지생산성을 추정하였다.

1. ARIMA 모형

본 연구에서는 ARIMA 모형을 기본 모형으로 선택하였다. ARIMA 모형은 토지생산성 변화가 지속적이라면 예측력이 좋은 장점이 있기 때문이다. 그러나 다른 외부적 요인들을 고려하지 않는 단점이 있다.

기술변화는 작물의 토지생산성을 설명하는 주요 요인 중 하나이다. 기술변화를 시계열 자료로 반영하기 어렵기 때문에 일반적으로 시간 추세가 기술변화의 대리변수로 사용된다. 그러나 추세와 본 연구에서 중요하게 다룰 CO₂ 농도와는 상관관계가 0.9 이상으로 매우 높은 것으로 나타나 공선성(collinearity) 문제가 발생할 수 있다. 또한 CO₂ 농도는 암묵적으로 경제발전애 따른 기술변화를 포함하고 있기 때문에 시간 추세는 분석에서 제외하였다.⁵⁾ 기본 모형은 (1)과 같다.

$$\Delta Yield_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Yield_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j} + u_t \quad (1)$$

2. ARIMAX 모형

기후변화가 쌀 토지생산성에 미치는 영향을 분석하기 위하여 기본 모형 (1)에 기후변수를 추가하여 ARIMAX 모형을 설정하였다. 기본 모형인 ARIMA 모형에 비하여 외부요인들을 반영하여 모형의 설명력과 예측력을 높일 수 있는 장점이 있기 때문이다. 기후변수로는 벼 생장기(4-10월)의 온도와 강수량 그리고 공기 중 CO₂ 농도를 사용하였다.⁶⁾ Temp와 Prec은 각각 온도와 강수량을 의미한다.⁷⁾ 특히 본 연구에서는 CO₂를 중요한 기후변화 변수로 고려하였다.⁸⁾ 따라서 CO₂를 포함하지 않는 모형 (2)와 CO₂를 포함하는 모형 (3)으로 구분하여 CO₂의 영향을 살펴보았다.

$$\Delta Yield_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Yield_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j} + \theta \Delta Temp_t + \mu \Delta Prec_t + u_t \quad (2)$$

$$\Delta Yield_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Yield_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j} + \delta \Delta CO_2_t + \theta \Delta Temp_t + \mu \Delta Prec_t + u_t \quad (3)$$

한편 쌀 토지생산성은 기후에 직접적인 영향을 받기 때문에 장기균형관계가 있을 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서 쌀 토지생산성과 CO₂간의 장기균형관계를 모형에 반영하였다. 모형 (4)는 모형 (3)에 장기균형관계식인 오차수정항(Error Correction Term)을 반영한 것이다.

5) Attapanich, McCarl(2014)의 연구는 미국의 패널 자료를 사용하여 작물 토지생산성을 분석했기 때문에 기술변수와 CO₂ 변수를 동시에 사용하여 다중공선성을 해결한 모형을 추정하였다.

6) ENSO, 극한기후 등의 변수도 분석에 도입하였으나, 모두 통계적으로 유의하지 않아 대부분의 선행연구에서 반영하고 있는 온도와 강수량을 중심으로 분석하였다.

7) CO₂ 농도와 기온간의 상관관계는 0.42로 높지 않다.

8) Attavanich and McCarl(2014)은 CO₂가 곡물 토지생산성에 미치는 영향을 강조하고 CO₂ 농도를 설명변수로 고려하였다.

$$\Delta Yield_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Yield_{t-i} + \sum_{j=1}^q \gamma_j u_{t-j} + \delta \Delta CO2_t + \theta \Delta Temp_t + \mu \Delta Prec_t + \lambda(u_{t-1}) + v_t \quad (4)$$

$$u_{t-1} = Yield_{t-1} - \alpha - \nu CO2_{t-1}$$

3. ARDL 모형

기후변화의 동태적 효과를 반영하기 위하여 ARDL 모형 (5)를 분석에 포함하였다. ARDL 모형은 내생변수와 외생변수의 시차 변수를 반영한 모형으로 장단기의 동태적 변화를 반영하는 장점이 있다. 또한 ARIMAX 모형 (4)와 같이 쌀 토지생산성과 CO₂ 농도간의 장기균형관계를 고려한 ARDL-ECM(Error Collection Model) 모형 (6)도 분석에 포함하였다. 쌀 토지생산성의 장단기 예측 부분에서 장기균형관계를 고려한 모형과 고려하지 않은 모형의 예측력을 비교 평가하기 위해서이다. ARDL 모형의 시차 선택은 AIC(Akaike Infomation Criterion), BIC(Bayesian Infomation criterion) 그리고 HQ(Hannan-Quinn Criterion)를 사용하였다.

$$\Delta Yield_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Yield_{t-i} + \sum_{k=0}^r \delta_k \Delta CO2_{t-k} + \sum_{m=0}^s \theta_m \Delta Temp_{t-m} + \sum_{n=0}^w \theta_n \Delta Prec_{t-n} + u_t \quad (5)$$

$$\Delta Yield_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Yield_{t-i} + \sum_{k=0}^r \delta_k \Delta CO2_{t-k} + \sum_{m=0}^s \theta_m \Delta Temp_{t-m} + \sum_{n=0}^w \theta_n \Delta Prec_{t-n} + \lambda(u_{t-1}) + v_t \quad (6)$$

4. GARCH-M 모형

본 연구의 주요 목적 중 하나는 기존의 선행연구와 달리 쌀 토지생산성 예측에 기후변수의 변동성을 반영하는 것이다. 이를 위하여 본 연구에서는 GARCH-M 모형을 고려하였다. GARCH-M 모형은 변동성이 평균 방정식에 미치는 영향을 측정할 수 있는 장점이 있다. GARCH-M 모형은

(1)-(6)의 쌀 토지생산성 평균 방정식에 (7)의 조건부 분산을 고려한 모형이다.

$$\begin{aligned}\Delta Yield_t &= f(\cdot) + \chi\sigma_t^2 + u_t \\ \sigma_t^2 &= \phi_1 + \phi_2 u_{t-1}^2 + \phi_3 \sigma_{t-1}^2\end{aligned}\quad (7)$$

5. Just and Pope(1978) 모형

본 연구는 선행연구(McCarl et al, 2008; Attavanich and McCarl, 2014)와 같이 기후변수의 변동성이 쌀 토지생산성의 조건부 평균에 미치는 영향을 고려하기 위하여 (8)의 Just and Pope(1978) 모형을 분석에 포함하였다. 앞에서 제시한 다른 모형과 같이 CO₂ 농도, 기온, 강수량 등과 같은 기후변수를 설명변수 X로 사용하였다. 모형 (8)에서 $f(\cdot)$ 는 쌀 토지생산성 함수의 평균 방정식이고, $h(\cdot)$ 는 기후변화의 변동성을 반영하는 방정식이다. 따라서 $h^2(\cdot)$ 는 쌀 토지생산성의 분산을 나타낸다. $h(\cdot)$ 가 이 분산성이 있으므로 Just and Pope(1978) 모형을 분석하기 위해서 FGLS(Feasible generalized least squares)를 사용하여야 한다.

$$\Delta Yield_t = f(X, \beta) + h(X, \alpha)\epsilon \quad (8)$$

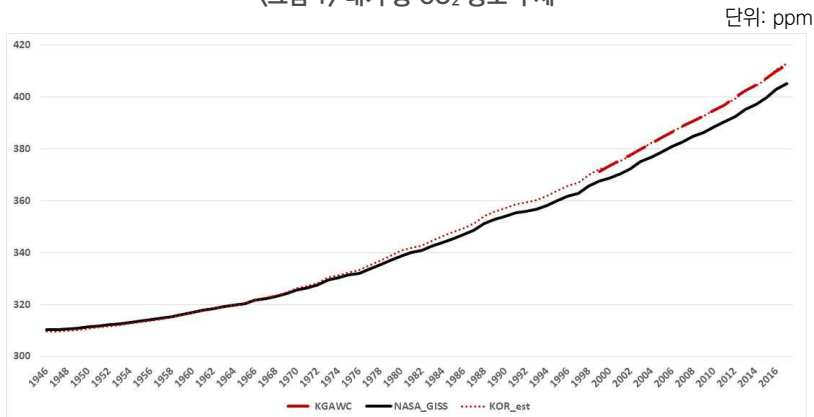
Just and Pope(1978) 모형의 분석방법은 다음과 같다. 우선 모형 (8)을 OLS를 사용하여 잔차항을 구하고, 잔차항의 제곱에 자연로그를 취해 $h(X, \alpha)$ 를 추정한다. 추정된 설명변수를 사용한 적합치(fitted value)를 지수변환한 후 가중치로 사용하여 FGLS 추정을 한다.

IV. 분석자료

기후변화는 장기간에 걸쳐 점진적으로 발생하기 때문에 해방 이후인 1946년부터 2017년까지의 자료를 사용하였다. 쌀 토지생산성 자료는 통계청의 국가통계포털(Korean Statistical Information System; KOSIS)에서 수집하였고, 온도와 강수량 자료는 기상청의 국가기후데이터센터(National Climate Data Service System; NCDSS)에서 수집하였다. 온도와 강수량은 벼 생장 시기인 4월에서 10월까지 전국 평균 자료를 사용하였다.

분석에 사용된 CO₂ 자료는 배출량 자료 대신 대기 중 CO₂ 농도 자료를 사용하였다. 대기 중 CO₂ 농도가 쌀 생장에 보다 직접적으로 관련이 있기 때문이다.

〈그림 1〉 대기 중 CO₂ 농도 추세



주: KOR_est는 한국의 CO₂ 농도와 세계 CO₂ 농도의 평균간의 장기균형관계를 이용하여 추정한 값이다
 자료: 기후정보포털(Korea Global Atmosphere Watch Center; KGAWC), NASA GISS(Goddard Institute for Space Studies)

한국의 CO₂ 농도 자료는 기상청의 기후정보포털(Korea Global Atmosphere Watch Center; KGAWC)에서도 제공을 하나, 1999년 이후부터 자료 사용이 가능해 분석을 위한 충분한 시계열 자료를 제공하지 못한다. 〈그림 1〉을 보면 KGAWC에서 제공하는 한국의 CO₂ 농도와 NASA GISS에서 제공하는 세계 평

균 CO₂ 농도는 추세가 동조화(co-movement)되어 있는 것을 알 수 있다. 따라서 한국의 CO₂ 농도와 세계 평균 CO₂ 농도는 장기균형관계가 있을 것으로 예상된다. Johansen 공적분 검정은 변수 간의 장기균형관계를 분석하는데 사용된다. 한국의 CO₂ 농도와 세계 평균 CO₂ 농도는 I(1) 과정으로 단위근이 존재하므로 두 변수간의 장기균형관계를 검정하기 위해 공적분 검정을 수행하였다. 분석결과 두 변수 사이에는 장기균형관계가 있는 것으로 분석되었다. 따라서 이 관계를 활용하여 한국의 과거 CO₂ 농도를 추정하여 분석에 사용하였다.

〈표 1〉 CO₂ 농도의 Johansen 공적분 검정결과

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 5% significance	p-value
None	0.5775	17.4343	15.4947	0.0252
At most 1	0.1014	1.9255	3.8414	0.1652

주. 한국 CO₂ 농도와 세계 평균 CO₂ 농도간의 장기균형식의 추정 결과는 아래와 같다

$$CO2_{KOR-t} = -28.9705 + 3.1252 CO2_{NASA-t} + u_t$$

(1.0909) (0.0081)

Adjusted R² = 0.9990

〈표 2〉는 분석에 사용된 자료의 기초통계량이다. 분석기간 동안 한국의 쌀 토지생산성의 평균은 10a 당 378.9kg이다. 쌀 토지생산성의 표준편차는 124.2로 평균의 약 33%나 된다. 이는 1960년대 이후 쌀 자급률 개선을 위해 정부가 쌀 토지생산성 증가에 큰 노력을 기울임에 따라 토지생산성이 빠르게 증가했기 때문이다. 평균 CO₂ 농도는 345.6ppm이며, 시간이 흐름에 따라 빠르게 증가하고 있다. 벼 생장기의 평균 온도는 19.2℃이고 평균 강우량은 1,082.8mm이다. 분석자료를 로그 차분하면, 평균, 분산, 왜도, 첨도가 정규분포에 더욱 가깝게 된다. 또한 불안정한(non-stationary) 시계열이 안정적인 시계열로 변화된다(〈표 2〉, 〈표 3〉 참조).

〈표 2〉 분석자료의 기초통계량

	Level				Log 1st Difference			
	Yield (kg/10a)	CO ₂ (ppm)	Temp (°C)	Prec (mm)	Yield (kg/10a)	CO ₂ (ppm)	Temp (°C)	Prec (mm)
Mean	378.9	345.6	19.2	1,082.8	0.015	0.003	0.002	-0.002
Median	436.8	340.4	19.3	1,072.1	0.008	0.003	0.001	-0.020
Max	541.3	404.9	20.7	1,675.2	0.362	0.008	0.119	0.432
Min	158.0	310.3	17.2	675.0	-0.449	0.000	-0.074	-0.521
Std Dev	124.2	28.5	0.67	222.9	0.100	0.001	0.040	0.250
Skewness	-0.49	0.47	-0.32	0.36	-0.414	0.15	0.30	-0.11
Kurtosis	1.71	1.97	3.24	2.66	9.747	2.35	3.08	2.02
Jarque-Bera	7.854	5.793	1.428	1.888	138.637	1.529	1.146	3.019
Prob.	0.0197	0.0552	0.4895	0.3890	0.0000	0.4655	0.5637	0.2210
Ojb	72	72	72	72	71	71	71	71

불안정한 자료를 사용하여 분석할 경우 허구적 회기(spurious regression)가 발생할 수 있다. 기술변화로 인하여 시간이 흐름에 따라 쌀 토지생산성과 CO₂ 농도가 동시에 증가하는 경향이 있다. 따라서 시계열자료를 이용한 쌀 토지생산성을 분석하기 위해서는 자료의 안정성을 검정하여야 한다. 그러나 대부분의 선행연구에서는 안정성 검정을 생략하고 작물의 토지생산성을 분석하였다. 본 연구에서는 시계열 자료의 안정성 여부를 검토하기 위하여 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 단위근 검정과 Phillips-Perron(PP) 단위근 검정을 실시하였다. 분석에 앞서 모든 자료의 추세를 제거하기 위하여 자연로그를 취하였다.

쌀 토지생산성과 CO₂는 단위근이 존재하여 불안정한 시계열로 분석되었다. 그러나 1차 차분 이후에는 ADF 검정과 PP 검정결과 모두 안정적인 시계열로 나타났다. 기온과 강수량은 ADF 검정과 PP 검정결과 안정적인 시계열이다.

〈표 3〉 단위근 검정결과

		Level		Log 1st Difference	
		C (intercept)	C+T (intercept+trend)	C	C+T
Yield	ADF Statistic	-1.4188	-1.070378	-9.4360	-7.8145
	P-value	0.5682	0.9263	0.0000	0.0000
	PP Statistic	-2.0387	-1.8977	-9.7419	-10.0408
	P-value	0.2700	0.6453	0.0000	0.0000
CO ₂	ADF Statistic	9.1788	-2.2301	-4.1646	-7.5006
	P-value	1.0000	0.4657	0.0015	0.0000
	PP Statistic	7.9758	-2.2687	-3.9449	-7.4986
	P-value	1.0000	0.4449	0.0029	0.0000
Temp	ADF Statistic	-5.7123	-6.5525	-8.4634	-8.3832
	P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	PP Statistic	-5.6680	-6.5799	-22.1042	-21.7990
	P-value	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001
Prec	ADF Statistic	-6.3183	-6.5443	-7.8321	-7.8815
	P-value	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	PP Statistic	-6.2639	-6.3705	-22.5906	-23.0787
	P-value	0.0000	0.0000	0.0001	0.0001

주 1. ADF 단위근 검정과 PP 단위근 검정의 귀무가설 H_0 은 '단위근이 존재한다'이다

주 2. * 10%, ** 5%, *** 1% 통계적 유의성

GARCH-M 분석을 위하여 각 모형들의 ARCH 효과를 분석하였다. 그러나 ARCH-LM 분석결과 모든 모형은 ARCH 효과가 없는 것으로 나타났다 (〈표 4〉 참조).

〈표 4〉 ARCH LM 분석결과

		Lag	1	3	5
ARIMA (1)		Obs. *R-squared	0.1483	0.3953	0.5724
		p-value	0.7002	0.9412	0.9892
ARIMAX	(2)	Obs. *R-squared	0.0001	0.2834	0.8242
		p-value	0.9919	0.9631	0.9755
	(3)	Obs. *R-squared	0.0033	0.3638	0.9958
		p-value	0.8546	0.9476	0.9629
	(4)	Obs. *R-squared	0.0319	0.3622	0.9913
		p-value	0.8580	0.9479	0.9633
ARDL	(5)	Obs. *R-squared	0.5292	0.7148	1.2602
		p-value	0.4669	0.8697	0.9390
	(6)	Obs. *R-squared	0.7677	0.9371	1.7571
		p-value	0.3809	0.8165	0.8816

쌀 토지생산성과 CO₂ 농도가 I(1) 과정으로 단위근이 존재하므로 두 변수간의 장기균형관계를 검정하기 위해 공적분 검정을 수행하였다. 분석결과 쌀 토지생산성과 CO₂ 농도 사이에는 장기균형관계가 있는 것으로 분석되었다.

〈표 5〉 Johansen 공적분 검정

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value 5% significance	p-value
None	0.3323	27.9538	15.4947	0.0004
At most 1	0.0010	0.0742	3.8414	0.7853

주. 쌀 토지생산성과 CO₂간의 장기균형식은 아래와 같다

$$Yield_t = \alpha + \nu CO_{2t} + u_t$$

V. 실증분석 결과

1. 모형 분석결과⁹⁾

ARIMA 모형은 Box-Jenkins의 방법론을 이용하여 선택하였다. Correlogram 분석결과 ACF(autocorrelation function)는 급격히 감소하는 반면, PCF(partial autocorrelation function)는 점진적으로 감소되는 모습을 보였다. AIC 값과 SC(Schwartz Criterion) 값을 참조한 결과 ARIMA(0,1,1) 모형이 가장 적합한 것으로 분석되었다. 따라서 ARIMA(0,1,1) 모형을 기본 모형으로 선택하고 기후변수를 포함한 ARIMAX 모형을 추정하였다. 분석 결과는 〈표 6〉와 같다.

추정결과에 따르면 기본 모형 (1)에 비하여 기후변수를 포함한 모형 (2)-(4)가 모형 설명력이 더 높은 것으로 나타났다. 기온의 변화율은 모형 (2)-(4)에서 1%의 통계수준에서 유의한 것으로 분석되었다. 기온의 변화율 증가는 쌀 토지생산성 변화율과 양(+)의 관계가 있는 것으로 분석되었다. 모형 (2)-(4)에서 기온이 1% 증가할 때, 쌀 토지생산성을 0.96-0.98% 증가

9) 구조변화 검사 결과, 분석기간 동안 구조변화는 없는 것으로 나타났다.

시키는 것으로 나타나 분석결과가 안정적인 것으로 나타났다.

ARIMAX 모형 (3)에서 CO₂ 변화율은 통계적으로 유의하지 않았으나, CO₂를 고려하지 않은 모형 (2)에 비하여 모형의 설명력이 높은 것으로 분석되었다. 쌀 토지생산성과 CO₂간의 장기균형관계를 고려한 모형 (4)에서 오차수정항은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. CO₂ 농도의 변화율 또한 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 모형 (4)의 공적분 방정식에서 CO₂ 농도는 통계적으로 유의한 것으로 분석되었다. 이러한 결과를 종합해보면, 쌀 토지생산성은 장기적으로는 CO₂의 영향을 받지만, 단기적으로는 기온의 변화율에 영향을 받는 것으로 해석된다. 한편, 강수량의 변화율은 모형 (2)-(4) 모두에서 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었다.

〈표 6〉 ARIMA, ARIMAX 모형 분석결과

	ARIMA (Base Model)	ARIMAX		
	(1)	(2)	(3) CO ₂	(4) ECM
C	0.0164** (0.0082)	0.0146** (0.0068)	0.0382* (0.0181)	0.0378* (0.0225)
ΔCO_2			-5.8216 (4.8738)	-5.7177 (6.3318)
$\Delta Temp$		0.9644*** (0.3018)	0.9891*** (0.3136)	0.9817*** (0.3380)
$\Delta Prec$		-0.0733 (0.0554)	-0.0677 (0.0566)	-0.0673 (0.0567)
ECM				-0.0035 (0.0489)
MA(1)	-0.4145*** (0.1101)	-0.4335*** (0.1073)	-0.4549*** (0.1050)	-0.4488*** (0.1183)
Adjusted R ²	0.0745	0.2027	0.2227	0.2106
F-Statistic (Prob.)	3.8156 (0.0269)	5.4497 (0.0007)	5.0126 (0.0006)	4.1133 (0.0014)
LR	66.6789	73.0248	74.4589	74.4634
AIC	-1.7938	-1.9162	-1.9284	-1.9003
D.W stat	1.8287	1.8708	1.8867	1.8905

주 1. * 10%, ** 5%, *** 1%

주 2. Co-integration Equation:

$$Yield_t = -16.0119 + 3.7416CO_{2t} + u_t$$

(1.5911) (0.2720)

Adjusted R² = 0.7260

ARDL 모형의 차수 선택은 AIC, BIC, HQ 값을 참조하였다(〈표 7〉 참조). 세 값의 결과가 다른 경우에는 BIC를 기준으로 차수를 선택하였다. 분석결과 ARDL(1,0,0,0) 모형과 ARDL-ECM(1,0,0,0) 모형이 선택되었다. 두 모형 모두 쌀 토지생산성의 시차변수만을 포함하는 것이 가장 적합한 것으로 나타났다.

〈표 7〉 ARDL 모형 선택을 위한 AIC, BIC, HQ 값

Model	AIC	BIC	HQ
ARDL			
ARDL(1, 0, 0, 0)	-1.8682	-1.7036*	-1.8031*
ARDL(1, 0, 0, 1)	-1.8757	-1.6783	-1.7976
ARDL(2, 0, 0, 0)	-1.8669	-1.6694	-1.7887
ARDL(1, 0, 1, 0)	-1.8513	-1.6539	-1.7732
ARDL(2, 0, 0, 1)	-1.8770*	-1.6466	-1.7858
ARDL-ECM			
ARDL(1, 0, 0, 0)	-1.8486	-1.6511*	-1.7705*
ARDL(1, 0, 0, 1)	-1.8550*	-1.6246	-1.7638
ARDL(2, 0, 0, 0)	-1.8417	-1.6113	-1.7505
ARDL(1, 0, 1, 0)	-1.8290	-1.5987	-1.7379
ARDL(1, 1, 0, 0)	-1.8215	-1.5912	-1.7304

ARDL 모형과 ARDL-ECM 모형의 분석결과는 〈표 8〉과 같다. ARDL 모형 분석결과 쌀 토지생산성의 시차 변수는 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 전기의 쌀 토지생산성 변화율은 금기의 쌀 토지생산성 변화율과 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 기온의 변화율은 통계적으로 유의한 것으로 나타났으며, 추정된 계수값의 크기는 ARIMAX 모형에 비하여 다소 낮게 나타났지만 큰 차이가 없는 것으로 나타났다. 그 외 CO₂ 변화율과 강수량 변화율은 통계적으로 유의하지 않은 것으로 분석되었다.

ARDL 모형 분석결과와 같이 ARDL-ECM 모형 분석결과 쌀 토지생산성 변화율의 시차 변수는 통계적으로 유의하며, 쌀 토지생산성 변화율과 음(-)의 관계가 있는 것으로 분석되었다. 기온의 변화율도 ARDL 모형과 같

이 통계적으로 유의하다. 선행연구의 C3 작물(쌀, 밀, 대두)의 분석결과와 같이 토지생산성 변화율과 양(+의 관계가 있는 것으로 분석되었다. CO₂ 변화율과 강수량의 변화율은 통계적으로 유의하지 않았으며, 이는 다른 모형의 분석결과와 일치한다.

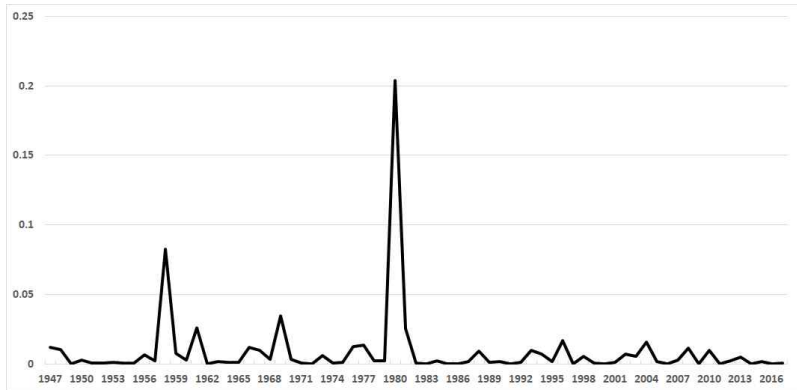
〈표 8〉 ARDL 모형 분석결과

	ARDL(1,0,0,0) (5)	ARDL-ECM(1,0,0,0) (6)
C	0.0501* (0.0262)	0.0443 (0.0273)
$\Delta Yield(-1)$	-0.2661** (0.1082)	-0.2410** (0.1135)
ΔCO_2	-7.8694 (5.7523)	-6.4322 (6.0750)
$\Delta Temp$	0.9222*** (0.2792)	0.8818*** (0.2851)
$\Delta Prec$	-0.0506 (0.0433)	-0.0498 (0.0434)
ECM		-0.0464 (0.0613)
Adjusted R ²	0.1910	0.1856
F-Statistic (Prob.)	5.0727 (0.0012)	4.1463 (0.0025)
Log Likelihood	71.7141	72.02665
Akaike Info criterion	-1.9061	-1.8864
D.W stat	2.2113	2.1771

주. * 10%, ** 5%, *** 1%

모든 모형에서 ARCH 효과가 없는 것으로 분석되었기 때문에 실증분석에서 GARCH-M 모형을 고려하지는 않았다(〈표 4〉 참조). 이러한 결과는 쌀 토지생산성의 변동성은 시간에 따라 변화하지 않고, 금기의 기상변수 변화에 영향을 받는다는 것을 의미한다. 〈그림 2〉를 보면 쌀 토지생산성의 변동성은 1980년과 같은 기록적인 냉해를 제외하고는 대체로 안정적이다.

〈그림 2〉 쌀 토지생산성 변화율의 변동성



주. 쌀 토지생산성의 변동성은 쌀 토지생산성 변화율 평균과의 편차를 제곱하여 계산하였다

쌀 토지생산성의 변동성이 시간에 따라 변하지 않는 것으로 나타났기 때문에 Just and Pope(1978) 모형을 사용하여 쌀 토지생산성의 변동성이 기상변수(설명변수)에 의해서 변화하는지 분석하였다. 기상변수의 변동성을 반영한 쌀 토지생산성의 평균 방정식 추정결과는 〈표 9〉와 같고, 기상변수가 쌀 토지생산성의 변동성에 미치는 영향을 분석한 분산방정식의 추정결과는 〈표 10〉과 같다. 우선 〈표 10〉의 분석결과를 살펴보면, 오차수정항을 반영한 모형과 반영하지 않은 모형 모두에서 분석에 사용된 설명변수들이 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 한국의 쌀 토지생산성은 기상변수의 변동에 안정적임을 의미한다. Just and Pope(1978) 모형에서 평균 방정식은 분산방정식의 결과를 가중치로 사용하여 분석한다. 따라서 분산방정식이 통계적으로 유의하지 않기 때문에 예측력 분석에서는 Just and Pope(1978)의 모형을 제외하였다.

〈표 9〉 Just and Pope의 쌀 토지생산성 평균모형 추정결과

	without ECM	with ECM
C	0.2504*** (0.0851)	0.0727* (0.0379)
ΔCO_2	-27.8636** (11.1742)	-1.9963 (4.2562)
$\Delta Temp$	1.0486*** (0.3182)	0.3118** (0.1242)
$\Delta Prec$	0.1040* (0.0612)	-0.1017*** (0.0308)
ECM		-0.1992** (0.0920)
Adjusted R ²	0.1940	0.5888
Log Likelihood	-571.0067	-536.9155
Akaike Info criterion	16.4287	15.48330
D.W stat	2.7375	2.0666

주. 〈표 10〉의 분석결과를 가중치로 사용하여 FGLS하였다

〈표 10〉 Just and Pope의 쌀 토지생산성 분산모형 추정결과

	without ECM	with ECM
C	-1.2520 (1.1986)	-1.3439 (1.0383)
ΔCO_2	301.6364 (265.6041)	335.3320 (232.8845)
$\Delta Temp$	-15.0860 (12.9884)	-14.6623 (11.1367)
$\Delta Prec$	-2.4153 (2.0147)	0.5253 (1.7011)
ECM		-1.6922 (2.2956)
Adjusted R ²	0.0047	-0.0039
F-Statistic (Prob.)	1.1092 (0.3517)	0.9315 (0.4512)
Log Likelihood	-197.6037	-185.2035
Akaike Info criterion	5.7601	5.4343
D.W stat	2.6549	2.7182

2. 모형 예측력 평가

추정된 다양한 모형의 예측력을 평가하기 위하여 표본 외 예측(out of sample forecasting) 분석을 하였다. 단기 예측력을 평가하기 위해 우선 1946-2015년의 자료를 이용하여 모형을 추정하였다. 그리고 추정한 값을 이용하여 향후 2년(2016-2017년)을 예측하였다. 마지막으로 실제값과 예측값을 비교하여 예측력을 평가하였다. 장기 예측력을 평가하기 위해서는 1946-2007년의 자료를 이용하여 모형을 추정한 후 10년(2008-2017년)을 예측하였다. 예측력 평가는 RMPSE, MAE 및 Theil Inequality Coefficient 값을 기준으로 사용하였다.¹⁰⁾

분석에 사용된 모형들의 단기 예측력 분석결과 CO₂ 농도, 기온, 강수량을 모두 반영한 ARIMAX 모형 (3)의 RMPSE, MAE, Theil Inequality Coefficient 값이 가장 낮은 것으로 분석되었다. 즉, ARIMAX 모형 (3)이 단기 예측력이 가장 높은 것으로 분석되었다. 기상변수를 반영한 모형이 기상변수를 반영하지 않은 기본모형 (1) 보다 예측력이 높은 것으로 나타났다. 특히 CO₂를 반영한 모형이 CO₂를 반영하지 않은 모형보다 예측력이 높게 나타났다. 한편, 오차수정항을 반영한 모형 (4)와 (6)은 단기 예측력이 높지 않은 것으로 나타났다. 왜냐하면 모형 (4)와 (6)은 단기관계가 아닌 쌀 토지생산성과 CO₂ 농도의 장기균형관계를 고려하였기 때문이다.

$$10) \text{ RMPSE} = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{\hat{Y}_t - Y_t}{Y_t} \right)^2}$$

$$\text{MAE} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |\hat{Y}_t - Y_t|$$

$$\text{Theil Inequality Coefficient} = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{Y}_t - Y_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\hat{Y}_t)^2} + \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t)^2}}$$

〈표 11〉 단기 예측력 평가(2016-2017)

모형		RMPSE	MAE	Theil I.C.
ARIMA (1)		3.6159	15.6259	0.0176
ARIMAX	(2)	5.5342	27.3371	0.0268
	(3) CO ₂	1.5308	7.3405	0.0076
	(4) ECM	1.9062	7.8683	0.0094
ARDL	(5)	1.6925	7.5772	0.0083
	(6) ECM	4.1153	18.9556	0.0200

장기 예측력 평가결과는 〈표 12〉와 같다. 장기 예측력이 가장 높은 모형은 기후변수를 고려한 ARIMAX 모형 (3)으로 분석되었다. 따라서 ARIMAX 모형 (3)은 단기와 장기에서 모두 예측력이 가장 우수한 것으로 나타났다. 장기균형관계를 고려한 모형 (4)와 모형 (6)은 장기균형관계를 고려하지 않은 모형 (3)에 비하여 예측력이 낮은 것으로 나타났다. 그러나 장기예측에서는 장기균형관계를 고려한 모형의 예측력이 향상되었다. 특히 ARDL 모형의 경우 단기에서는 모형 (5)의 예측력이 모형 (6)에 비하여 예측력이 높은 것으로 분석되었나, 장기에는 장기균형관계를 반영한 모형 (6)의 예측력이 더 높은 것으로 분석되었다. 또한 단기예측과 같이 기후변수를 반영한 모형이 기후변수를 반영하지 않은 모형에 비해 예측력이 높은 것으로 나타났다. 특히 CO₂를 반영한 모형이 그렇지 않은 모형에 비해 예측력이 더 높은 것으로 나타났다.

〈표 12〉 장기 예측력 평가(2008-2017)

모형		RMPSE	MAE	Theil I.C.
ARIMA (1)		5.9009	27.2616	0.0286
ARIMAX	(2)	7.9781	35.8204	0.0387
	(3) CO ₂	4.6951	21.5301	0.0242
	(4) ECM	4.7671	21.9774	0.0246
ARDL	(5)	7.3096	34.9283	0.0387
	(6) ECM	4.9535	19.8929	0.0244

VI. 결론

본 연구는 기후변화가 한국의 쌀 토지생산성에 미치는 영향을 분석하였다. 시계열 분석에 근거하여 쌀 토지생산성의 안정성 검정과 CO₂ 농도와 장기균형관계 분석, 쌀 토지생산성의 조건부 평균과 분산 분석도 시도하였다. 특히 추정된 쌀 토지생산성 모형의 동태적 예측력을 평가하고, 장단기의 쌀 토지생산성 예측에 적합한 모형을 선정하였다.

분석결과에 따르면 쌀 토지생산성과 CO₂ 농도는 장기균형관계가 있는 것으로 나타났다. 추정된 모든 모형에서 CO₂ 변화율은 쌀 토지생산성 변화율에 영향을 미치지 않는 것으로 분석되었다. 이는 CO₂가 쌀 생산에 장기적으로 영향을 미치지만, 단기적으로는 영향을 미치지 못한다는 것을 시사한다. 성장기 평균기온의 변화율은 쌀 토지생산성 변화율에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 한편, 강수량의 변화율은 쌀 토지생산성 변화율에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 한국 기상재해 70-80%는 여름철에 집중되어 있으며, 특히 태풍과 집중호우가 대부분을 차지하고 있다. 이에 따라 댐, 저수지, 보와 같은 시설을 장기간에 걸쳐 전국적으로 확충하여 이에 대비해 왔다. 따라서 강수량이 쌀 토지생산성에 영향을 미치지 않은 것으로 분석된다.

본 연구는 쌀 토지생산성의 변동성이 시간의 흐름에 따라 변화하는지와 기상변수의 변동성이 쌀 토지생산성에 영향을 미치는지도 분석하였다. 분석결과에 따르면 쌀 토지생산성의 변동성은 시간에 따라 변화하지 않았으며, Just and Pope(1978) 모형의 분석결과에 의하면 기상변수의 변동성이 쌀 토지생산성에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 따라서 한국의 쌀 토지생산성은 안정적임을 알 수 있다. 이는 쌀은 한국의 주식이며, 농업생산에서 가장 중요한 작물이기 때문에 관·배수 및 경지기반시설이 잘 갖추어져 있기 때문이다.

쌀 토지생산성 모형 예측력 분석에서는 기온과 강수량 그리고 CO₂ 농도를 반영한 ARIMAX 모형 (3)이 예측력이 가장 높은 것으로 나타났다. 특히 기상변수를 반영한 모형이 그렇지 않은 모형보다 예측력이 좋았으며, CO₂를 반영한 모형이 CO₂를 반영하지 않은 모형보다 예측력이 뛰어났다.¹¹⁾ 장기균형관계를 반영한 ARIMAX 모형 (4)와 ARDL-ECM 모형 (6)은 예측력이 가장 높지는 않았지만, 단기보다 장기에서 예측력이 향상되었다.

1946년부터 현재까지의 장기간 자료를 이용한 분석에서 쌀 토지생산성은 안정적인 것으로 나타났지만, 최근의 기상변화는 불확실성이 더욱 커지고 있다. 따라서 향후 쌀 토지생산성이 안정적인 가능성도 불확실하다. 쌀 토지생산성의 불확실성은 쌀 공급은 물론 한국 식량안보의 불확실성에 직접적인 영향을 미친다.

그동안 기후변화는 경제활동에 직접적인 영향을 주는 요인으로서는 고려되지 않았다. 그러나 본 연구에서도 살펴보았듯이 기온변화는 작물의 토지생산성에 영향을 주며, 토지생산성 예측에 있어서도 기온변화를 포함한 모형의 예측력이 더 높다. 기후변화로 인한 잦은 이상기온의 발생은 쌀을 비롯한 농작물뿐만 아니라 축산업, 수산업, 서비스업 등 다양한 분야의 생산성에 영향을 미칠 수 있다. 그리고 각각의 분야와 품목에 따라 민감한 기후요인들은 다를 것이다. 따라서 환경정책의 필요성 발굴과 설계에 있

11) CO₂를 사용한 모형의 예측력이 시간 추세를 반영한 모형의 예측력보다 높은 것으로 분석되었다. 즉 CO₂ 변수가 기술변화 이상의 정보를 담고 있다고 볼 수 있다.

어서 분야별로 기후변화가 생산성에 미치는 영향을 분석하고 예측하는 모델을 개발하는 것은 중요하다.

향후 더욱 정확한 농산물 토지생산성 분석과 예측을 위해서는 농업생산과 관련된 기상자료의 보완과 관측이 필요하다. 또한 쌀 토지생산성의 불확실성을 잘 반영하기 위해서는 기상 실험자료나 IPCC 장기예측자료 등과 같은 사전정보를 활용한 베이지안 분석을 활용할 필요가 있다. 최근 특정 지역을 중심으로 CO₂ 농도가 집중되고, 이상기후가 나타나는 경우가 잦아지고 있다. 따라서 쌀 주산지인 동아시아의 이상기후와 기후변화에 대비하기 위해서 국가 및 지역별 패널 자료를 구축하고, 동아시아 국가 간의 공동연구와 긴밀한 협력이 필요하다.

■ 참고문헌 ■

- 김정인·박현성·오경희, 2009, “기상재난에 대비한 한국의 공공 보험제도 도입 방안,” 『환경정책』, 17(2), pp.5-47.
- 김윤성, 2016, “과수 주산지의 극한기상 발생 분석,” 『환경정책』, 24(1), pp.57-70, DOI:10.15301/jepa.2016.24.1.57.
- 김창길·이상민, 2009, “기후변화가 농업부문에 미치는 경제적 영향 분석,” 『농업경제연구』, 50(2), pp.1-25.
- 노상환, 2010, “탄소배출권 선물시장의 변동성 및 만기효과에 관한 연구,” 『환경정책』, 18(3), pp.25-42.
- 성재훈·채광석·김대의, 2017, “가뭄과 생산기반 정비사업이 쌀 생산성에 미치는 영향,” 『한국농림기상학회지』, 19(4), pp.293-303.
- 신덕하·이문수·박주현·이영섭, 2015, “기후변화가 국내 쌀 생산량에 미치는 영향에 대한 메타분석,” 『한국데이터정보과학회지』, 26(2), pp.355-365, DOI:10.7465/jkdi.2015.26.2.355.
- 온실가스종합정보센터, 2018, 『국가온실가스 인벤토리보고서』, 서울: 온실가스종합정보센터.
- 정학균·김창길·문동현, 2013, “패널분석-확률효과모형에 의한 등숙기 이상기상이 쌀 단수에 미치는 영향 분석,” 『한국기후변화학회지』, 4(4), pp.317-330.
- Ainsworth, E. A. and S. P. Long, 2005, “What have we learned from 15 years of free-air CO₂ enrichment (FACE)? A meta-analytic review of the responses of

- photosynthesis, canopy properties and plant production to rising CO₂,” *New Phytologist*, 165(2), pp.351-372.
- Allen Jr, L. H., V. G. Kakani, J. C. Vu, and K. J. Boote, 2011, “Elevated CO₂ increases water use efficiency by sustaining photosynthesis of water-limited maize and sorghum,” *Journal of plant physiology*, 168(16), pp.1909-1918.
- Attavanich, W. and B. A. McCarl, 2014, “How is CO₂ affecting yields and technological progress? A statistical analysis,” *Climatic Change*, 124(4), pp.747-762.
- Bazzaz, F. A., 1990, “The response of natural ecosystems to the rising global CO₂ levels,” *Annual review of ecology and systematics*, 21(1), pp.167-196.
- Chen, C. C., B. A. McCarl, and D. E. Schimelpennig, 2004, “Yield variability as influenced by climate: A statistical investigation,” *Climatic Change*, 66(1-2), pp.239-261.
- Hardy, J. T., 2003, *Climate change: Causes, effects, and solutions*, New York: John Wiley & Sons.
- Hendry, D. F. and F. Pretis, 2016, “All change! The implications of non-stationarity for empirical modelling forecasting and policy,” *Oxford Martin School Policy Paper Series*, pp.1-28.
- Huang, H. and M. Khanna, 2010, “An econometric analysis of US crop yield and cropland acreage: Implications for the impact of climate change,” *AAEA annual meeting*, Denver, Colorado, pp.25-27.
- Just, R. E. and R. D. Pope, 1978, “Stochastic specification of production functions and economic implications,” *Journal of Econometrics*, 7(1), pp.67-86.
- Kaufmann, R. K., H. Kauppi, M. L. Mann, and J. H. Stock, 2011, “Reconciling anthropogenic climate change with observed temperature 1998-2008,” *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 108(29), pp.11790-11793, DOI:10.1073/pnas.1102467108.
- Kim, Y. G., J. Shin, M. Choi, B. Koo, and S. Kim, 2005, “Response of rice growth under CO₂ enrichment,” *Korean Journal of Crop Science*, 50(3), pp.179-185.
- Long, S. P., E. A. Ainsworth, A. D. Leakey, J. Nösberger, and D. R. Ort, 2006, “Food for thought: Lower-than-expected crop yield stimulation with rising CO₂ concentrations,” *Science*, 312(5782), pp.1918-1921.
- McCarl, B. A., X. Villavicencio, and X. Wu, 2008, “Climate change and future analysis: Is stationarity dying?,” *American Journal of Agricultural Economics*, 90(5), pp.1241-1247.
- Poorter, H., 1993, “Interspecific variation in the growth response of plants to an elevated ambient CO₂ concentration,” *Vegetatio*, 104, pp.77-97.

- Tack, J., A. Harri, and K. Coble, 2012, "More than mean effects: Modeling the effect of climate on the higher order moments of crop yields," *American Journal of Agricultural Economics*, 94(5), pp.1037-1054.
- Reilly, J. M., J. Hrubovcak, J. Graham, D. G. Abler, R. Darwin, and S. E. Hollinger et al., 2002, *Changing climate and changing agriculture*, New York, NY: Cambridge University Press.
- Schlenker, W. and D. B. Lobell, 2010, "Robust negative impacts of climate change on African agriculture," *Environmental Research Letters*, 5(1), p.014010.
- Schlenker, W. and M. J. Roberts, 2009, "Nonlinear temperature effects indicate severe damages to US crop yields under climate change," *Proceedings of the National Academy of sciences*, 106(37), pp.15594-15598.
- Semenov, M. A. and J. R. Porter, 1995, "Climatic variability and the modeling of crop yields," *Agricultural and Forest Meteorology*, 73(3-4), pp.265-283.
- Stern, D. I., 2004, "A multicointegration model of global climate change," Rensselaer Working Papers in Economics 0406, *Rensselaer Polytechnic Institute*, Department of Economics.
- 기상청 기후정보포털 (Korea Global Atmosphere Watch Center: KGAWC), <http://www.climate.go.kr>.
- 기상청 국가기후데이터센터(National Climate Data Service System: NCDSS), <http://sts.kma.go.kr>.
- 통계청 국가정보포털(Korean Statistical Information System: KOSIS), <http://kosis.kr>.
- NASA GISS (Goddard Institute for Space Studies), <https://www.giss.nasa.gov>.

정대희: 고려대학교 식품자원경제학과에서 석사학위를 취득하고 한국농촌경제연구원
에서 전문연구원으로 근무하였다. 현재 고려대학교 식품자원경제학과에서 박사과정 중
이다. 관심 연구분야는 기후변화, 국제무역, 식량안보 등이다(dhchung@korea.ac.kr).

한두봉: 고려대학교 농업경제학과에서 학사학위를 취득하고 미국 Texas A&M 대학교에
서 농업경제학 박사학위를 취득하였다. 현재 고려대학교 식품자원경제학과 교수로 재직
중이다. 관심 연구분야는 농업정책, 기후변화, 식량안보, 실험 및 행동경제학 등이다
(han@korea.ac.kr).

투 고 일: 2018년 11월 26일
심 사 일: 2018년 12월 06일
게재확정일: 2018년 12월 11일