

# 한국 농업 생산성과 부가가치의 아산화질소 배출에 대한 영향: Environmental Kuznets 가설을 중심으로

정호연

미국 켄터키 대학교 농업경제학과

## The Impact of Korean Agricultural Total Factor Productivity and Value-Added on Nitrogen Oxide Emissions: Evidence from Environmental Kuznets Hypothesis

Hoyeon Jeong

Department of Agricultural Economics, University of Kentucky

**요약** 본 연구에서는 한국의 농업 총 요소 생산성과 부가가치의 변화가 아산화질소 배출량에 미치는 영향을 1990년부터 2020년까지의 시계열 자료를 통해 분석하고 Environmental Kuznets 가설을 자기회귀시차분포 모형을 통해 알아보고자 한다. 또한, ARDL Bounds Test를 통해 변수 간의 장기적인 관계가 성립하는지를 알아보았다. 분석결과, 농업 총 요소 생산성의 향상은 장기적으로 농업 분야 아산화질소의 배출량을 증가시키는 요인으로 작용하는 것을 U자형 관계를 통해 알 수 있으며, 이는 쌀 생산이 중점인 한국의 농업 특성을 반영하고 있는 것으로 보인다. 반면, 장기적으로 농업 부가가치의 증대는 농업 분야 아산화질소 배출량을 줄이는 것이 역-U자형 관계를 통해 알 수 있으며, 이는 친환경 농업 및 고품질 농산물 생산 및 수요의 확대와 같은 농업 부가가치 증대를 위한 정책과 노력이 농업 분야 아산화질소 배출량을 줄일 수 있음을 의미한다. 따라서, 농업 분야의 아산화질소 배출량을 줄이기 위해, 고품질 농산물 생산 체계 확보와 친환경 농업 확대를 통한 농업 분야의 부가가치를 높일 수 있는 기반을 조성하는 정책적 지원을 확대하고자 하는 노력이 필요하다.

**Abstract** In this study, we examined the effects of agricultural total factor productivity and agricultural value-added on nitrogen oxide emissions in South Korea using the Environmental Kuznets Hypothesis and the Autoregressive Distributed Lag Model. We also employed the ARDL Bounds Test to confirm the long-term relationship between variables. The study suggests a U-shaped relationship between nitrous oxide emissions and agricultural total factor productivity. The development of agriculture in South Korea has focused on increasing rice production and productivity and adversely affected nitrous oxide emissions in the long term. However, the Environmental Kuznets Hypothesis holds that the long-term relationship between nitrous oxide emissions and agricultural value-added has an inverted U-shape, suggesting that higher agricultural value-added by introducing environmentally-friendly agriculture practices and producing high-quality agricultural products reduces agricultural nitrous oxide emissions, implying that a shift in the structure of agricultural sectors is required from the conventional view to one focused on product quality.

**Keywords** : Environmental Kuznets Hypothesis, Nitrous Oxide, Agricultural Total Factor Productivity, Agricultural Value-Added, Autoregressive Distributed Lagged Model, ARDL Bounds Test

---

\*Corresponding Author : Hoyeon Jeong(University of Kentucky)

email: hoyeon.jeong@uky.edu

Received December 21, 2023

Accepted March 8, 2024

Revised January 16, 2024

Published March 31, 2024

## 1. 서론

온실가스(GHG: Greenhouse Gas)는 지구 온난화(Global Warming)를 일으키는 물질로 인간의 사회·경제·생산 등의 활동으로 인해 지속해서 발생하고 있다. 도쿄 의정서(Tokyo Protocol, 1997)에 따르면, 각 국가는 지구 온난화를 유발하는 물질을 감축하는 목표를 수립·이행해야 한다[1]. 구체적으로는, 2008-2012년간의 온실가스 배출량을 1990년과 비교하여 평균 5% 감축하는 것을 목표로 하였다. 또한 2016년에 결의한 파리 협정은(Paris Agreement) 지구 온난화 방지를 위한 국제사회의 공동 노력을 통해 지구 평균 온도 상승을 섭씨 2도 미만으로 억제하고, 섭씨 1.5도를 넘지 않도록 노력하는 것을 목표로 하고 있다[2].

통계청과 환경부에 따르면, 2020년 우리나라 총 온실가스 배출량은 약 6억 톤(Carbon Dioxide Equivalent)으로 추정되며, 이중 이산화탄소가 93%를 차지하며, 메탄 4%, 아산화질소가 약 2%인 것으로 나타났다. 특히, 에너지 생산 분야의 온실가스 배출량은 총 온실가스 배출량의 약 90%를 차지하고 있으며, 대부분 이산화탄소인 것으로 나타났다. 비에너지 부분의 온실가스 배출량은 총 온실가스 배출량의 10%를 차지하고 있으며, 이중 절반은 이산화탄소이며, 메탄은 약 30%, 아산화질소는 약 16%인 것으로 나타났다. 농업 분야는 우리나라 온실가스 배출 총량의 약 3% 정도를 차지하는 것으로 나타났으며, 특히 아산화질소 가스가 주로 토양 관리(합성 질소 비료, 수확 방식, 가축 분뇨 처리 등)로부터 배출되고 있다. 농업 분야의 아산화질소 배출량은 2020년에 9.2백만 톤(Carbon Dioxide Equivalent)에 달하며 이는 전체 산업활동에서 배출하는 아산화질소 배출량의 65.3%를 차지하고 있다(Fig. 1). 또한, 농업 분야의 아산화질소는 대부분 토양 관리(60.9%)와 가축분뇨처리(39.8%) 분야에서 배출되고 있어, 농업 분야가 온실가스 배출에 상당한 비중을 차지하고 있음을 알 수 있다(Fig. 1). 비록 아산화질소는 전체 온실가스 배출량과 비교하면 비중은 작지만, 대기의 온실가스 문제를 포함한 부영양화에 따른 수질 오염 및 인체에 미치는 부정적인 영향을 고려하면, 이는 심각한 환경 문제를 일으킬 수 있다[3].

이러한 환경 문제를 극복하기 위해 농업 분야에서는 과학적인 분석을 통해 생산에 필요한 투입 요소를 최적화함으로써 투입재의 과도한 사용을 방지할 수 있는 기술 개발이 필요하다[4]. 특히, 합성 질소 비료의 과도한 사용은 식물이 흡수하지 못한 질소가 유실되면서 토양

및 수질 오염을 유발할 수 있다는 점에서 직접 환경 오염을 유발하기 때문에 억제될 필요가 있다[5]. 많은 연구에서 질소 비료는 농경지에서 많은 부분이 유실되며, 일부는 대기 중으로 배출되어 지구 온난화를 유발하는 요소로 작용함을 알 수 있다[6].

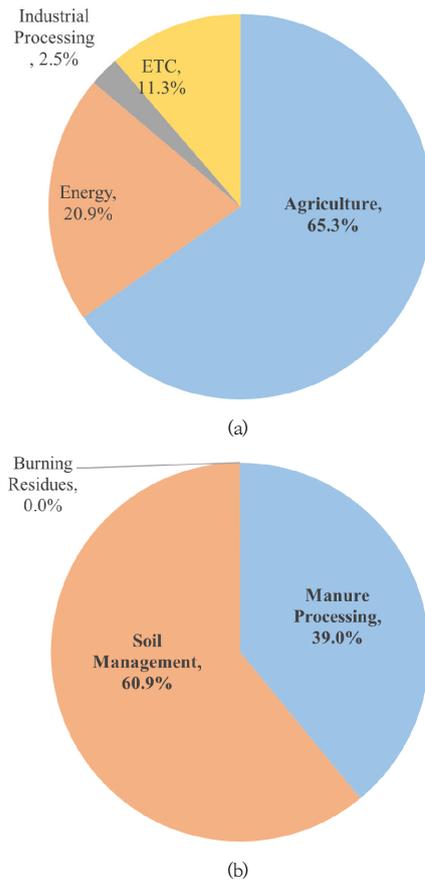


Fig. 1. N2O Emissions in South Korea (2020)  
 (a) N2O Emissions by Industrial Categories  
 (b) N2O Emissions from Agricultural Activities  
 Source: KOSIS(Korean Statistical Information Service)

이러한 환경 오염을 유발하는 합성 질소의 사용량을 줄이기 위한 노력들은 농업분야에서 다양하게 이루어지고 있다. 대표적으로 친환경 농업의 확대를 통해 화학비료의 사용을 제한하는 것이다[7]. 이는 유기농업의 정의에 따르면 농약 및 화학비료의 사용을 엄격하게 금하고 있기 때문이다. 또한 무농약 농산물의 경우 잔류 농약 및 화학 요소가 검출되지 않도록 규정하고 있다. 따라서 친환경 농업의 확대를 통한 합성 질소 비료의 사용량을 줄임으로써 지구 온난화의 문제를 완화할 수 있는 대안이

라고 할 수 있다.

또한, 농업의 기술 발전(가령, 총요소생산성의 증대)은 한정된 자원하에서 일정 수준의 생산을 달성할 수 있다는 점에서 환경 오염을 줄이기 위한 필수 요소라고 할 수 있다. 즉, 일정량의 농업 생산물을 얻기 위해 적은 투입 요소를 사용함으로써 생산성 및 효율성을 높이는 것을 의미한다. 특히, 농업 생산 선진 기술의 진보와 도입으로 농업생산기술 향상 및 생산 효율성 극대화를 통해 잠재적인 환경 오염물질을 줄일 수 있다는 점은 향후 농업 분야의 정책으로 적합한 비전이라 할 수 있다[5]. 이는 친환경 농업은 필연적으로 관행 농법과 비교하여 총생산량의 감소를 수반하는 단점을 어느 정도는 보완할 수 있을 것으로 보인다[8]. 예를 들면, 바이오 비료 (Nitrogen Biofertilizer)는 농업 생산성 증대 및 환경 부하 감소를 목표로 연구 개발이 진행되고 있으며, 화학 분야에서도 전해질 재생 질소 비료(electrolytic renewable nitrogen fertilizer)의 개발이 이루어지고 있다[9,10].

본 연구에서는 한국 농업 부분 생산성 향상이 농업 분야에서의 아산화질소 배출량에 어떤 영향을 미치는지를 Environmental Kuznets 가설을 통해 알아보려고 한다. Environmental Kuznets 가설은 국가의 경제발전 또는 총 생산성의 향상이 환경 오염에 미치는 영향을 연구하기 위한 가설이다[11]. 이 가설에 따르면, 경제 개발의 초기 단계에서는 생산성 향상 및 생산 증대를 위해 환경 오염이 지속하지만, 일정 경제 수준이 도달하면 환경 오염을 줄이고 쾌적한 환경을 찾기 위한 기술 개발 등의 노력으로 환경 오염이 많이 개선될 가능성을 보여준다 [11]. 따라서, 본 연구에서는 한국 농업의 기술 진보가 농업에 미치는 영향을 확인하기 위해 농업 총 요소 생산성 (AG TFP: Agricultural Total Factor Productivity)과 아산화질소 배출량과의 관계를 알아보려고 한다. 농업 총 요소 생산성은 투입 요소의 조합으로 생산된 총 농산물의 생산량을 측정하여, 투입 요소 증가량 대비 총 농업 생산물의 증가량의 비율을 나타내며, 장기적인 농업 생산성을 측정함으로써 농업생산의 기술 수준을 평가하기 위해 사용하는 지표이다[12]. 또한, 아산화질소의 배출량과 농업 분야 부가가치의 증가에 따른 관계를 Environmental Kuznets 가설을 통해 분석하고자 한다. 이를 분석하기 위한 모형으로 자기회귀시차분포모형 (ARDL: Autoregressive Distributed Lag Model)을 사용함으로써 아산화질소 배출량에 대한 농업 생산성 및 부가가치 변화의 영향을 살펴보고자 한다.

## 2. 본론

### 2.1 데이터

본 연구에서 이용하는 데이터는 1990년부터 2020년까지 시계열 (Time-Series) 데이터이다. 한국의 농업 분야 아산화질소 배출량( $N_2O$ )은 Food and Agriculture Organization (FAO)의 데이터를 이용하였다. FAO는 농지로부터 발생하는 아산화질소의 배출량을 측정하여 제공하고 있으며, 등가의 아산화탄소( $CO_2$  Equivalent Unit)으로 환산하였다.

한국의 농업 총 요소 생산성( $A$ )은 USDA ERS(United States Department of Agriculture Economic Research Service)의 데이터를 이용하였다. 이는 지수 (Index)의 형태를 하고 있으며, 2015년 100을 기준으로 하고 있다.

농업 경지 면적( $L$ )은 농업 경영의 필수 요소이며, 아산화질소 배출에 영향을 미치는 주요 요인이라 할 수 있다(Fig. 1). 또한, 농업 경영체의 자산 중에서 가장 많은 부분을 차지하는 요소로, 이는 농업 생산에 직접 영향을 미치는 생산요소인 점을 고려하였다. 농업 경지 면적에 관한 데이터는 FAO의 자료를 이용하였다.

마지막으로, 한국의 농업 부가가치( $V$ )를 농업 분야의 경제 지표로 고려하였다. 이는 농업 부가가치의 변화에 따른 아산화질소 배출량에 미치는 영향을 측정하기 위한 변수이다. 또한, Environmental Kuznets Hypothesis를 검증하기 위해 농업 총 요소 생산성과 농업 부가가치에 대해서는 2차 항(Quadratic Term)을 포함하여 분석하였다.

Table 1은 본 연구에서 사용하는 변수들의 요약 통계를 보여주고 있다(1990-2020년). 평균 한국의 평균 농업 분야 아산화질소 배출량은 5,862.6kt(Kilo Tonne)으로 최대로 발생했던 해는 1997년도이다. 한국의 평균 농업 총 요소 생산성은 84.6(2015=100)으로 나타났다. 또한 한국의 평균 농업 부가가치는 불변 가격 기준 약 250억 달러 수준이며, 평균 약 200만ha의 경지 면적으로부터 생산된 금액이다. Table 2는 본 연구에서 사용하는 변수들의 상관관계를 측정된 결괏값을 보여주고 있다. 아산화질소 배출량을 중심으로 농업 총 요소 생산성과 농업 부가가치는 음의 관계를 보이나, 경지 면적과는 양의 관계를 보여주고 있다.

Table 1. Descriptive Statistics

Variables	Unit	Mean	StdEV	Min	Max
$\ln NO$	1,000Ton	5,862.6	395.1	5,407.5	6,987.7
$A$	2015=100	84.6	14.3	57.3	105.6
$V$	Million USD	25,067.0	2,921.2	19,607.0	29,503.41
$L$	1,000ha	2,280.5	203.5	1,950.8	2,645.1

Table 2. Correlation Matrix

Variables	$\ln NO$	$A$	$V$	$L$
$\ln NO$	1.00			
$A$	-0.676 ( $<0.01$ )	1.00		
$V$	-0.621 ( $<0.01$ )	-0.951 ( $<0.01$ )	1.00	
$L$	0.667 ( $<0.01$ )	-0.988 ( $<0.01$ )	-0.934 ( $<0.01$ )	1.00

Note: Parentheses indicate p-values for the correlation coefficients.

## 2.2 방법론

농업 기술과 농업생산의 변화가 장·단기 (Long- and Short-Term) 아산화질소 배출량에 미치는 영향을 분석하기 위해 본 연구에서는 자기회귀시차분포모형을 사용하였다. 자기회귀시차분포모형은 시계열 자료가 안정적 (Stationary)인 경우 적용이 가능함을 고려하여 변수들의 공적분 검증(Cointegration Test)이 선행될 필요가 있다. 공적분 검증을 위해 시계열에서 널리 활용하고 있는 단위근(Unit Root) 검증을 ADF(Augmented Dickey-Fuller)와 PP(Phillips-Perron) 검증 방법을 통해 검토하였다. 일반적으로 PP 검증 방법은 ADF 검증 방법의 대안으로 제시되기 때문에 두 검증 결과값은 로버스트한 결과값 보여줄 수 있다[13]. 따라서, 단위근 검증을 해 공적분이 레벨 자료(Level Data, I(0)) 또는 1차 차분 자료(First Difference Data, I(1))에서 안정적인지를 확인하는 절차를 거쳤다[14,15].

위의 과정에서 모든 변수에 대해 레벨 데이터 또는 1차 차분 자료들이 안정적인 경우, 자기회귀시차분포모형을 Eq. (1)과 같이 표현할 수 있으며, 이 모형은 OLS(Ordinary Least Square)를 통해 추정할 수 있다. 모형에서 농업 총 요소 생산성과 농업 부가가치에 대한 Environmental Kuznets 가설 검증을 위해 2차 항(Quadratic Term)을 포함하면 다음과 같이 자기회귀시차분포 모형을 표현할

수 있다.

$$\begin{aligned} \Delta \ln NO_t = & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta \ln NO_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta A_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \Delta A_{t-i}^2 \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{4i} \Delta V_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{5i} \Delta V_{t-i}^2 \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{6i} \Delta L_{t-i} \\ & + \lambda_1 \ln NO_{t-1} \\ & + \lambda_2 A_{t-1} \\ & + \lambda_3 A_{t-1}^2 \\ & + \lambda_4 V_{t-1} \\ & + \lambda_5 V_{t-1}^2 \\ & + \lambda_6 L_{t-1} \\ & + u_t \end{aligned} \tag{1}$$

Where,  $\ln NO$  denotes logged nitrous oxide emissions from agricultural sectors,  $A$  denotes agricultural total factor productivity,  $A^2$  denotes the square of agricultural total factor productivity,  $V$  denotes agricultural value added,  $V^2$  denotes the square of agricultural value added,  $L$  denotes agricultural land, and  $u_t$  denotes the stochastic error term.

변수 간의 장기 관계에 대한 분석을 위해 이용할 시차 (가령, Eq. (1)에서  $\Delta$ 를 포함하는 변수의  $p$ )는 모형의 최적화를 위해 Bayesian Information Criteria(BIC)를 비교하여 선택하였다.

Eq. (1)의 추정치를 바탕으로 관련 변수들의 장기적인 관계를 살펴보기 위해 ARDL Bounds Test를 진행하였다. Eq. (2)는 이를 위한 귀무가설( $H_0$ )이며, 적어도 하나의 값은 0이 아님을 대립가설( $H_A$ )로 한다.

$$H_0 : \lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \lambda_4 = \lambda_6 = 0 \tag{2}$$

ARDL Bounds Test에서 사용하는 F-분포 통계치는 상한-하한 임계값과 비교 사용한다[16]. 계산된 F-분포

통계치가 상한 임계값을 초과하면 변수 간에 장기적인 관계가 존재한다고 해석할 수 있다[16].

$$\begin{aligned} \Delta \ln N2O_t = & \quad (3) \\ & \beta_0 + \sum_{i=1}^p \delta_{1i} \Delta \ln N2O_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{2i} \Delta A_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{3i} \Delta A_{t-i}^2 \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{4i} \Delta V_{t-i} \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{5i} \Delta V_{t-i}^2 \\ & + \sum_{i=1}^p \delta_{6i} \Delta L_{t-i} \\ & + \mu ECT_{t-1} \\ & + u_t \end{aligned}$$

Where,  $\mu$  and  $ECT$  denotes the coefficient of speed of adjustment and the error correction term, respectively.

Eq. (1)에 장기 균형(Long-Run Equilibrium)에 대한 조정 속도 계수( $\mu$ , Speed of Adjustment Coefficient)를 활용한 오차수정항( $ECT$ : Error Correction Term)을 포함한 Eq. (3)을 활용하여, 장·단기간에 농업 총 요소 생산성, 농업 부가가치, 경지 면적이 농업 분야 아산화질소 배출량에 미치는 영향을 추정할 수 있다. 마지막으로, 추정된 값을 바탕으로 Cumulative Sum(CUSUM)과 Cumulative Sum of Squares(CUSUMSQ)를 측정함으로써 자기회귀시차분포모형의 단기·장기결과 값의 안정성(Stability)을 확보하였다[17].

### 2.3 분석결과

Table 3는 데이터의 시계열 안정성 검증의 결과를 보여주고 있다. 분석결과, 모든 변수는 ADF and PP 검증 방법에서 1차 차분 형태(First Difference)로 공적분을 가지고 있는 I(1)으로 판별되었다. 따라서, 본 연구에서 이용하고자 하는 자기회귀시차분포모형이 유효함을 알 수 있다.

Table 4은 변수 간의 장기적인 관계를 파악하기 위한 ARDL Bounds Test의 결과를 보여준다. 각 변수의 가용한 데이터의 관측치 수를 고려하여 최대 시차는 3으로 설정하였다. 분석결과, 최적 시차는 BIC 기준  $\ln N2O$ ,

$A$ ,  $A^2$ ,  $V$ ,  $V^2$ ,  $L$ 에 대해 각각 1, 2, 2, 0, 0, 1인 것으로 나타났다. ARDL Bounds Test 결과 F-statistics는 6.90로 나타났으며, 이는 1% 기준 상한 임계값인 4.68을 초과하므로, 연구에서 사용한 변수 간에 장기적인 관계가 존재함을 알 수 있다.

Table 3. Unit Root Test

Variables	Level	First-Difference			
		ADF	PP		
$\ln N2O$	Trend	-2.22	-2.27	-6.49***	-6.49***
	No Trend	-1.18	-1.44	-6.60***	-6.60***
$A$	Trend	-3.60**	-2.77	-5.90***	-5.90***
	No Trend	-1.82	-1.26	-5.72***	-5.72***
$A^2$	Trend	-3.53**	-3.08	-5.22***	-5.22***
	No Trend	-1.03	-0.66	-5.30***	-5.30***
$V$	Trend	-2.73	-2.85	-5.50***	-5.50***
	No Trend	-1.57	-1.70	-5.52***	-5.52***
$V^2$	Trend	-2.71	-2.82	-5.34***	-5.34***
	No Trend	-1.45	-1.56	-5.40***	-5.40***
$L$	Trend	-3.32*	-2.36	-3.99***	-3.99***
	No Trend	-1.03	-0.86	-3.99***	-3.99***

Note: \*\*\*, \*\*, and \* denote the 1%, 5%, and 10% significant levels, respectively. The null hypothesis for ADF and PP tests is that time series data have a unit root(non-stationary) at level(I(0))/at first difference(I(1)).

Table 4. ARDL Bounds Test

F-Statistics	1% Critical Bounds	
	Lower	Upper
6.90***	3.41	4.68

Note: \*\*\*, \*\*, and \* denote the 1%, 5%, and 10% significant levels, respectively.

Table 5는 농업 총 요소 생산성, 농업 부가가치, 농업 경지 면적의 변화에 따른 농업 분야 아산화질소 배출량에 대한 영향을 자기회귀시차분포모형을 통해 추정한 결과이다. 오차수정항의 계수값은 음수이며 통계적으로 유의한 것으로 나타나 함수의 장기 균형 관계를 나타내고 있다[18]. Ramsey Reset test와 이분산 검증을 통해 현재 추정하고 있는 모형의 형태와 분산의 이질성에 대해 점검하였다.

장기적인 관계(Long Term)를 살펴보면, 농업 총 요소 생산성의 농업 분야의 아산화질소 배출량에 대한 계수 값의 부호는 1차 항에서 음수, 2차 항에서 양수인 것으로 나타나, U자형(U-Shape)의 관계로 보인다. 이는

농업 총 요소 생산성이 아산화질소 배출량에 미치는 영향을 검증하기 위한 Environmental Kuznets 가설에 부합하지 않은 것으로 나타났다. 이는 두 가지의 이유가 있는 것으로 보인다. 우선 한국의 농업은 소규모 농가에 의해 유지되고 있으며, 환경 오염에 대한 규제보다는 생산성 향상에 정책의 초점이 맞춰져 있기 때문이라고 할 수 있다[19]. 둘째로 벼농사와 쌀 생산 기술 개발이 증점적으로 이루어진 한국 농업의 경우, 아산화질소 배출량의 감소를 달성하기 어려운 구조적 한계가 있다[20]. 통계청의 경지면적조사에 따르면 2022년 기준 전체 농경지(약 153만 ha)의 절반은 논(50.8%)이 차지하고 있으며, 전체 논 면적의 92.5%는 벼농사를 위해 사용하고 있다. 따라서, 농업부문 R&D 투자 주체인 쌀의 지급률 향상 및 품종 개량 위주로 이루어졌다는 점을 고려하면, 우리나라의 농업 총 요소 생산성 향상은 아산화질소 배출을 장기적으로 늘리고 있는 것으로 판단된다.

Table 5. ARDL Results with Model Specification Test

Variables	Coefficient	Standard Error
Long-term		
$A$	-0.094***	0.024
$A^2$	0.0004***	0.0001
$V$	0.392***	0.120
$V^2$	-0.007***	0.002
$L$	-0.001*	0.0006
Short-term		
$\Delta A_t$	0.055**	0.024
$\Delta A_{t-1}$	-0.029	0.017
$\Delta A_t^2$	-0.0003*	0.0001
$\Delta A_{t-1}^2$	0.0002*	0.0001
$\Delta L_t$	0.001**	0.0004
Constant	6.350***	1.416
$ECT_{t-1}$	-0.601***	0.114
Diagnostic Test	Test-statistics	p-value
Ramsey's Reset	0.90	0.47
Heteroskedasticity	0.28	0.60
$R^2$	0.77	

Note: \*\*\*, \*\*, and \* denote the 1%, 5%, and 10% significant levels, respectively. Ramsey's Reset (Regression Specification Error Test) is used for the confirmation of a functional form.

한국 농업 부가가치의 아산화질소 배출량에 대한 계수 값의 부호는 1차 항에서 양수이며, 2차 항에서 음수인 것으로 나타나, 역-U자형(Inverted-U Shape) 관로 보인다. 이는 장기적인 관점에서 농업부문 부가가치가 증가

함에 따라 초기에는 아산화질소의 배출량이 증가하지만, 일정 시점에서부터는 그 배출량이 감소하는 모습으로 Environmental Kuznets 가설과 일치하는 부분으로 해석된다. 농업 분야의 성장에 따라 고부가가치인 친환경 및 고품질 농산물 생산이 확대되고 이에 따른 아산화질소의 배출량이 점차 줄어드는 것이라고 할 수 있다. 마지막으로 경지 면적의 변화에 따른 아산화질소 배출량의 변화는 음의 관계가 있는 것으로 나타났지만, 유의 확률 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.

단기적인 관계(Short Term)에서는 농업 총 요소 생산성의 향상은 아산화질소 배출은 증가하고 있으나 그 증가속도는 줄어들고 있는 것으로 나타났다. 또한, 단기적인 농경지 규모의 확대는 아산화질소의 배출량을 증가시키는 요인으로 작용하고 있음을 알 수 있다.

Fig. 2는 CUSUM과 CUSUM Squared의 결과를 보여주고 있다. 이는 자기상관시차분포 모형이 일정 범위(5%의 상한·하한 임계값)를 벗어나지 않음을 보여주고 있다. 이는 자기회귀시차분포 모형을 통해 추정된 Table 5의 결과가 안정적임을 보여주고 있다[21].

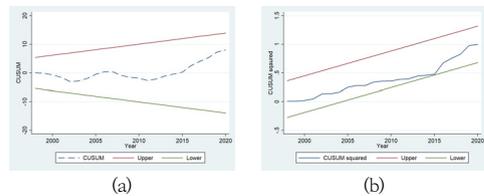


Fig. 2. Plots of CUSUM and CUSUM Squared for estimated ARDL model  
(a) CUSUM (b) CUSUM Squared

### 3. 결론

본 연구에서는 농업 분야의 생산성 및 부가가치의 변화가 아산화질소 배출량에 미치는 영향을 장기적인 관점에서 Environmental Kuznets 가설을 검증하고자 하였다. 이를 분석하기 위해 자기회귀시차분포 모형을 사용하였으며, 모형의 안정성 확보를 위해 시계열 통계적 검증을 활용하였다. 분석결과, 농업 총 요소 생산성과 아산화질소 배출량의 관계는 U자형인 것으로 나타나, Environmental Kuznets 가설을 적용할 수 없는 것으로 나타났다. 이는 한국 농업이 쌀 생산성 향상 및 벼농사의 효율성 제고 중심의 기술 발전으로 인해 나타난 것으로 사료 된다. 농업 부가가치와 아산화질소 배출량의 관계는 역 U자형인 것으로 나타났으며, 이는 Environmental Kuznets 가설

의 가설이 성립함을 알 수 있었다. 즉, 장기적으로 농업 부가가치의 증가는 초기 발전 단계에서는 아산화질소의 배출량은 증가하지만, 농업 부가가치가 일정 수준을 넘어서는 시점에서는 아산화질소의 배출량이 감소한다는 것을 나타낸다. 농업 분야가 점차 성장함에 따라 고품질 및 친환경 농산물을 찾는 소비자들의 증가 및 생산 패턴의 변화가 아산화질소 배출량의 줄이는 방향으로 작용하고 있음을 알 수 있다.

본 연구는 두 가지의 정책적 함의를 포함하고 있다. 첫째, 지구 온난화를 완화하기 국제협약을 준수하고 합성 질소 비료로부터의 농업 분야의 아산화질소 배출량을 줄이는 노력이 필요하다는 것이다. 이를 위해 친환경 농업 및 고품질 농산물 생산을 확대할 수 있는 정책적 유인을 개발하여 농업인들에게 제공할 필요가 있다. 둘째, 쌀 중심의 기술 개발에서 타 품목에 적용이 가능한 기술 개발도 함께 진행할 수 있는 여건을 마련할 필요가 있다. 장기적인 관점에서 쌀 중심의 농업 구조는 아산화질소 배출량을 증가시키는 요인으로 작용할 것이다. 따라서, 지피작물(Cover Crops)을 활용한 논 이용의 다양화는 논에서 벼를 재배함에 따라 발생할 수 있는 아산화질소 배출량을 감소시키는 데 큰 도움이 될 것이다. 지피작물은 토양의 침식을 방지하고 토양 성분 개선을 위해 농지에서 재배되는 식물을 의미한다. 특히, 콩과식물(legume)은 질소를 토양에 고정함으로써 토양의 질소 손실률을 낮추는 작물로 잘 알려져 있다. 이러한 과정을 통해 지피작물은 토양으로부터 아산화질소 발생을 줄일 수 있을 것이다.

## References

- [1] C. Böhringer, "The Kyoto Protocol: A Review and Perspectives", *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.19, No.3, pp.451-466, 2003.  
DOI: <http://doi.org/10.1093/oxrep/19.3.451>
- [2] D. Bodansky, "The Paris Climate Change Agreement: A New Hope?", *American Journal of International Law*, Vol.110, No.2, pp.288-319, 2016.  
DOI: <http://doi.org/10.5305/amerjintellaw.110.2.0288>
- [3] US EPA, O. 2016. "Basic Information about NO<sub>2</sub>." Available at: <https://www.epa.gov/no2-pollution/basic-information-about-no2> (accessed Jan. 10, 2024)
- [4] D.Y. Jeong, K.S. Lee, "Trend of Korean Agriculture and Role of Fertilizer", *Korean Journal of Agricultural Science*, Vol.35, No.1, pp.69-83, 2008.
- [5] W. Zhang, Z. Dou, P. He, F. Zhang, "New technologies reduce greenhouse gas emissions from nitrogenous fertilizer in China", *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol.110, No.21, pp.8375-8380, 2013.  
DOI: <http://doi.org/10.1073/pnas.1210447110>
- [6] G. Kim, K. So, H. Jeong, K. Shim, S. Lee, D. Lee. "Evaluation of N<sub>2</sub>O Emissions with Changes of Soil Temperature, Soil Water Content and Mineral N in Red Pepper and Soybean Field", *Korean Journal of Soil Science and Fertilizer*, Vol.43, No.6, pp.880-885, 2010.
- [7] BK Park. Environmentally-Friendly Agriculture and Fertilizer. The Korean Society for Bio-Environment Control. 2005;14(1):9-43.
- [8] S. Knapp, M.G.A. van der Heijden. "A global meta-analysis of yield stability in organic and conservation agriculture", *Nature Communications*, Vol.9, No.1, pp.3632, 2018.  
DOI: <http://doi.org/10.1038/s41467-018-05956-1>
- [9] J. Jiang, T. Aulich, JV Task-121 Electrochemical Synthesis of Nitrogen Fertilizers, U.S. Department of Energy Office of Scientific and Technical Information, 2008.  
DOI: <http://doi.org/10.2172/989408>
- [10] R. Bhattacharjee, U. Dey, "Biofertilizer, A way towards organic agriculture: A review". *African Journal of Microbiology Research*, Vol.8, No.24, pp.2332-2343, 2014.  
DOI: <http://doi.org/10.5897/AJMR2013.6374>
- [11] D. Stern, "Environmental Kuznets Curve", *Encyclopedia of Energy*. Elsevier, pp.517-525, 2004.  
DOI: <http://doi.org/10.1016/B0-12-176480-X/00454-X>
- [12] U. S. Department of Agriculture Economic Research Service(ERS), International Agricultural Productivity, Available From: <https://www.ers.usda.gov/data-products/international-agricultural-productivity> (accessed Oct. 25, 2023)
- [13] M Arltová, D Fedorová. Selection of Unit Root Test on the Basis of Length of the Time Series and Value of AR(1) Parameter. *Statistika - Statistics and Economics Journal*. 2016;96:47-64.
- [14] D. Dickey, W. Fuller, "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, No.4, pp.1057-1072, 1981.  
DOI: <http://doi.org/10.2307/1912517>
- [15] P. Phillips, P. Perron. "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, Vol.75, No.2, pp.335-346, 1988.  
DOI: <http://doi.org/10.1093/biomet/75.2.335>
- [16] M. Pesaran, Y. Shin, R. Smith, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, No.3, pp.289-326, 2001.
- [17] U. Al-mulali, C. Weng-Wai, L. Sheau-Ting, A. Mohammed, "Investigating the environmental Kuznets curve (EKC) hypothesis by utilizing the ecological footprint as an

indicator of environmental degradation”, *Ecological Indicators*, Vol.48, pp.315-323, 2015.

DOI: <http://doi.org/10.1016/j.ecolind.2014.08.029>

- [18] S. Sa'ad, A. Umar, S. Waziri, G. Maniam, “External Debt Burden and its Determinants in Nigeria: An ARDL Cointegration Technique”, *Journal of Economics and Sustainable Development*, Vol.8, No.12, pp.31-37, 2017.
- [19] H. Alhassan, “The effect of agricultural total factor productivity on environmental degradation in sub-Saharan Africa”, *Scientific African*, Vol.12, No.e00740, 2021.  
DOI: <http://doi.org/10.1016/j.sciaf.2021.e00740>
- [20] A. Timilsina, F. Bizimana, B. Pandey, R. Yadav, W. Dong, C. Hu, “Nitrous Oxide Emissions from Paddies: Understanding the Role of Rice Plants”, *Plants (Basel)*, Vol.9, No.2, 2020.  
DOI: <http://doi.org/10.3390/plants9020180>
- [21] R. Brown, J. Durbin, J. Evans, “Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time”, *Journal of the Royal Statistical Society Series B (Methodological)*, Vol.37, No.2, pp.149-192, 1975.

---

정 호 연(Hoyeon Jeong)

[정회원]



- 2013년 8월 : 전남대학교 농업생명과학대학 농업경제학과 (농업경제학석사)
- 2013년 4월 ~ 2017년 4월 : 한국농촌경제연구원 연구원
- 2019년 8월 ~ 현재 : University of Kentucky Agricultural Economics 박사과정

<관심분야>

생산/환경경제, 농학, 공간계량모형, GIS(Mapping)