Asia-Pacific Journal of Business (아태비즈니스연구)
Vol. 12, No. 1, March 2021 (pp.209-223)
https://doi.org/10.32599/apjb.12.1.202103.209

APJB
ISSN 2233-5900 (Print)
ISSN 2384-3934 (Online)

환경쿠즈네츠곡선을 이용한 한국의 농업 생산과 온실가스 배출의 관계 분석*

강현수
원광대학교 국제통상학부 교수

The Relationship between Korea Agricultural Productions and Greenhouse Gas Emissions Using Environmental Kuznets Curve

Hyun-Soo Kang[a]

[a] Division of International Trade, Wonkwang University, South Korea

Received 28 February 2021, Revised 18 March 2021, Accepted 25 March 2021

Abstract

Purpose - The purpose of this study was to investigate the relationship between Korea agricultural productions and Greenhouse Gas (GHG) emissions based on Environmental Kuznets Curve (EKC) hypothesis.
Design/methodology/approach - This study utilized time series data of economic growth, greenhouse gas, agricultural productions, trade dependency, and energy usages. In order to econometric procedure of EKC hypothesis, this study utilized unit root test and cointegration test to check staionarity of each variable and also adopted Vector Error Correction Model (VECM) and Ordinary Least Square (OLS) to analyze the short and long run relationships.
Findings - In the short run, greenhouse gas emissions resulting from economic growth show an inverse U-shape relationship, and an increase in agricultural production and energy consumption led to increase in greenhouse gas emission. In the long run, total GHG emissions and CO_2 emissions show an N-shaped relationship with economic growth, and an increase in agricultural production has resulted in a decrease in total GHG and CO_2 emissions. However, methane (CH_4) and nitrous oxide (N_2O) emissions showed an inverse U-shape relationship with economic growth, which indicated the environment and production process of agricultural production.
Research implications or Originality - Korea agricultural production has different effects on the GHG emission sources, and in particular, methane (CH_4) and nitrous oxide (N_2O) emissions show to increase as the agricultural production expansions, so policy or technological development in related sector is required. Especially, in the context of the 2030 GHG reduction road-map, if GHG-related reduction technologies or policies are spread, national GHG emission reduction targets can be achieved and this is possible to predict the decline in production in the sector and damage to the related industries.

Keywords: Agricultural Productions, Environmental Kuznets Curve, Greenhouse Gas, VECM
JEL Classifications: C22, Q01, Q11, Q52

* 이 논문은 2020학년도 원광대학교의 교비지원에 의해 수행됨.
[a] First Author, E-mail: agkang75@wku.ac.kr
© 2021 The Institute of Management and Economy Research. All rights reserved.

Ⅰ. 서론

온실가스[1](GHG; Greenhouse Gas)는 기후변화 혹은 지구온난화의 주된 원인으로 잘 알려져 있으며, 기후 변화에 관한 정부간 협의체(IPCC; International Panel on Climate Change)는 지구의 온도 상승폭을 억제하기 위해 전세계가 2030년까지 이산화탄소 배출량을 2018년 대비 절반 가까이 감축해야 한다는 내용의 보고서를 채택하였다.

환경부『국가 온실가스 인벤토리 보고서』에 의하면 우리나라의 2018년 이산화탄소 환산기준 온실가스 총배출량은 727.6백만 톤으로 1990년 292.2백만 톤 대비 약 149% 증가하였고, 온실가스 배출원 기준으로 2018년 총배출량의 약 87%(약 632백만 톤)는 에너지 분야, 약 7.8%(약 57백만 톤)는 산업공정, 약 2.9%(약 21백만 톤)는 농업분야, 그리고 약 2.3%(약 17백만 톤)는 폐기물분야에서 배출되었다.

우리나라의 온실가스 배출량이 점차 증가하는 추세이지만, 농업분야는 1990년 이후 벼 재배 면적의 지속적 감소, 2010년 구제역 이후 축산분야의 생산 감소, 그리고 산림과 초지의 온실가스를 흡수하는 자원으로 인해 국가 온실가스 배출량에서 농업분야의 온실가스 배출량 비중은 1990년 대비 2017년 3%이상 감소하였다[2]. 동시에 농축산부문은 2030년까지 배출전망치(BAU; Business As Usual) 대비 7.9%의 온실가스를 감축해야 하는 목표를 부여 받았으며, 이에 따라 농업·농촌 자발적 온실가스 감축사업, 저탄소 농축산물 인증제 도입 등 다양한 감축노력을 추진 중에 있다.

이와 같은 국내 온실가스 배출 상황에서 농업부문은 온실가스의 배출과 흡수의 기능을 동시에 가지는 특징을 갖고 있으며, 이로 인해 농업부문의 온실가스 감축에 따른 경제적 파급효과 상당히 클 것으로 예상할 수 있다(김충실, 이현근, 2009). 물론 농업부문이 우리나라 GDP에서 차지하는 비중은 2018년 기준으로 약 1.74%로 점차 감소 추세에 있지만, 농업이 갖고 있는 긍정적인 외부효과(예를 들어 식량안보 유지, 환경보전, 지역균형 개발 등)를 통해 다양한 측면에서 국가 경제에 기여를 하고 있음은 우리가 잘 알고 있는 사실이다. 결국 온실가스 감축에 대한 국제적 요구에 대응하는 것과 동시에 농업 생산으로 인한 긍정적 외부효과를 달성이라는 두 목표를 달성하는데 온실가스 배출과 농업부문 생산의 관계를 입증하는 것이 중요한 주제로 부각되고 있다.

온실가스 배출과 농업부문의 관계를 입증하는 연구는 특히 온실가스 배출로 인한 지구온난화의 문제가 대두되면서 활발히 이루어졌다. 일반적으로 지구온난화, 가뭄, 사막화와 같은 환경적 부문이 농업 생산에 영향을 주고, 이에 따라 농업 생산이 토양의 경작화 및 관련 에너지 사용에 영향을 준다고 알려져 있다(Dogan, 2016). 특히 농업 생산성의 향상으로 인한 농업 생산의 증가는 농약 사용의 감소와 탄소 배출량 감소를 가져와 농업 생산의 증가는 온실가스 배출량을 감소할 수 있다(Pretty, 2008). 하지만 농약 사용의 제한으로 인한 유기농 제품의 생산량 증가는 오히려 이산화탄소의 배출을 늘릴 수 있어 농업 생산과 온실가스 배출의 양(+)의 관계가 발생할 수 있다(Stolze, Piorr, Haring and Dabbert, 2000). 결국 농업 생산과 온실가스 배출이라는 동일한 주제에 대해 서로 상반된 결과가 도출되는 이유로 분석 기간, 대상 국가, 농업의 범주, 온실가스 배출량 정보 등의 차이로 발생되는 것이 일반적이라는 견해도 있다(Uddin, 2020).

본 연구에서는 이러한 차이점에 따라 일관되지 않은 결론을 도출하는 문제점을 최소화하기 위해 온실가스 배출의 다양한 요인별 분석과 시계열 자료를 통한 장·단기 분석을 시행하였다. 특히 경제성장과 오염물질 배출에 관계를 입증한 환경쿠즈네츠곡선의 가설을 기초해서 한국의 농업 생산과 온실가스 배출의 관계 분석을 통해 농산업에서의 온실가스 규제 관련 정책에 대한 제안을 하였다.

본 연구의 Ⅱ장에서는 본 연구와 관련 있는 선행연구의 소개를, Ⅲ장에서는 본 연구에서 사용할 분석방법 및 자료에 대한 설명을 하였다. 이를 통해 Ⅳ장에서는 실증분석의 결과의 소개 및 Ⅴ장에서는 결론 및 시사점을 제시하였다.

---

1) 온실가스는 제3차 기후변화협약 당사국총회(1997년)에서 채택된 교토의정서에서 6개 온실가스인 이산화탄소(CO_2), 메탄(CH_4), 아산화질소(N_2O), 수소불화탄소(HFCs), 과불화탄소(PFCs), 육불화황(SF_6)을 감축 대상으로 명문화하였다.

2) 농민신문 2016년 12월 9일자 기사 참고.

Ⅱ. 선행연구

온실가스 배출 관련 요인분석에 대한 연구의 이론적 기초는 대부분 환경오염 물질 배출과 국민소득과의 관계를 나타내는 환경쿠즈네츠곡선(EKC; Environmental Kuznets Curve) 가설이 주를 이룬다(배정환, 정서림, 2020). EKC 가설은 Kuznets (1955)가 소득과 불평등의 관계를 입증한 것에 근간을 두고 있다. 쿠즈네츠 가설(Kuznets Hypothesis)은 경제발전 초기 단계에서는 일인당 소득이 증가하면 불평등이 증가하지만 전환점(turning point)을 지나면 오히려 불평등이 완화되는 것을 가정하고 있으며, 이는 실증적으로 소득과 불평등간의 U자형 관계를 나타냈다. 이후 쿠즈네츠 가설에 대한 여러 실증연구들이 수행되었으며, 특히 Grossman and Krueger (1991)는 환경오염물질 배출과 경제성장의 관계를 EKC 가설을 통해 입증하였다.

쿠즈네츠 가설과 EKC 가설의 설명변수는 경제성장(혹은 일인당 GDP)로 동일하지만 종속변수는 사회적 불평등 지수를 사용하는지 혹은 환경오염 물질을 사용하는지에 따라 차이점이 나타난다. EKC 가설은 경제발전 초기 단계에는 경제성장을 위해 필요한 자원 및 에너지 사용의 증가에 따라 환경오염 물질의 배출이 증가하다가 전환점을 지나서는 환경 문제에 대한 관심과 관련 정책의 시행으로 경제성장을 하면서 환경이 개선된다는 것이다. 하지만 여러 연구에서 분석대상 국가, 분석 기간, 데이터 및 연구방법 등의 차이로 인해 EKC 가설의 성립에 대한 결론이 다소 혼재되어있다(Lindmark, 2002; Shin, 2003; 김수이, 정경화, 2014). 여러 선행연구에서 제시하고 있는 환경오염 물질 배출과 경제성장과의 관계를 정리하면 크게 보존가설(conservation hypothesis), 성장가설(growth hypothesis), 피드백가설(feedback hypothesis), 중립가설(neutrality hypothesis)로 정리할 수 있다(박기현, 김진경, 2013).

보존가설은 경제성장으로 인해 에너지 소비 증가에 따른 환경오염 물질 배출이 증가한다는 주장이다. 피드백가설은 오히려 에너지 소비의 증가로 인해 환경오염 물질 배출이 증가하지만 경제성장을 가져온다는 것을 주장하며, 피드백가설은 경제성장과 환경오염 물질 배출이 일방적 인과 관계가 아니라 상호 영향을 준다고 주장한다. 그리고 중립가설은 경제성장과 환경오염 물질 배출과는 아무런 인과관계가 없다는 것을 주장한다.

또한 일부 연구에서는 경제성장과 환경오염 물질 배출간의 N자형 EKC 가설을 주장하였다(Grossman and Krueger, 1991; Panayotou, 1997; Alvarez-Herranz and Balsalobre Lorente, 2015). 구체적으로 N자형 EKC 가설은 네 가지 경로(규모효과, 구성효과, 기술개선효과, 기술낙후효과)를 통해서 경제성장과 환경오염 배출간의 관계를 설명할 수 있는데(배정환, 정서림, 2020), 우선 규모효과는 경제성장 초기 단계에서 국민소득의 증가를 위해 에너지 사용의 증가를 통해 환경의 질이 나빠지는 단계를 말한다. 구성효과와 기술개선효과는 특히 자본집약적 산업에서 효율적인 에너지 사용과 화석 연료의 사용 감소로 인해 오염집약도가 낮아지는 단계를 말하며, 고소득 선진 경제에서 연구개발 및 자원의 효율화를 달성하는 상황을 말한다. 마지막으로 기술낙후효과는 저성장의 단계로 이행됨에 따라 환경오염 저감 기술에 대한 투자 감소 및 기술력 하락의 단계로 경제성장이 환경오염을 증가시키는 효과를 말한다.

이상의 여러 선행연구에서는 경제성장과 환경오염의 관계에 근거한 전형적인 EKC 가설을 검증하는 것을 소개하였다. 또한 EKC 가설은 경제성장과 에너지 소비 관계, 무역, 해외직접투자, 산업별 생산, 식량안보 등 여러 분야의 변수들이 종속변수로 사용되면서 확장성을 갖게 되었다(강현수, 2020; Cole, 2003; Liu, 2005; Iwata, Okada and Samreth, 2012; He and Yao, 2016; Hashmi, Hongzhong, Fareed and Bannya, 2020). 특히 본 연구에서는 농업 생산과 온실가스 배출량과 관련된 연구를 통해 EKC 가설의 확장된 모형을 통해 검증하려고 한다. Dogan (2019)은 1971년~2010년 시계열 자료를 활용하여 중국의 농업 생산과 이산화탄소 배출 간의 장기적 관계를 EKC 가설에 근거해서 분석하였다. 자기회귀분배시차(Autoregressive Distributed Lag; ARDL)을 이용해 CO_2 배출과 농업 사이의 장기적인 관계를 검증하였고, 경제성장과 CO_2 배출의 2차식을 활용하여 역 U자형 EKC 곡선의 존재를 확인하였다. 실증분석의 결과 중국의 농업 생산은 국가의 장기적인 CO_2 배출량을 증가시키며, 역 U자형 EKC 곡선이 존재함을 확인하였다. 또한 Uddin (2020)은 1990년~2016년 115개국의 패널자료를 활용하여 경제성장, 환경오염 물질(이산화탄소, 메탄(CH_4), 미세먼지), 농업 생산간의 관계를 분석하였다. 분석결과는 Dogan (2019)의 결과와 유사하게 나타났지만, 패널그룹 내에서 특히 저소득 국가의 경우 CO_2 배출량에 대해서는 U자형 그리고 미세먼지에 대해서는 역 U자형 EKC 곡선을 나타내서 국가별 소득에 따라 그리고 환경오염 물질원에 따른 차이가 발생하는 것을 주장하였다.

따라서 본 연구에서는 과거의 연구와 차별화를 갖기 위해 EKC 가설에 농업 생산이 추가된 농업유발 EKC

가설(agriculture-induced EKC hypothesis)을 통한 분석을 시도하였다. 또한 한국의 농업 생산과 관련된 연구는 전무한 상황에서 유의한 종속변수의 선택을 모형의 다양화를 통해서 시도하였다. 즉, 온실가스에 대한 세분화를 통해 기존의 여러 선행연구에서 시도한 CO_2에 근거한 통계에서 보다 세밀하게 온실가스 총량(GHG), 이산화탄소(CO_2), 메탄(CH_4),아산화질소(N_2O)를 이용하여 U자형 및 N자형 EKC 가설을 검증하고자 한다.[3)]

Ⅲ. 분석방법 및 자료

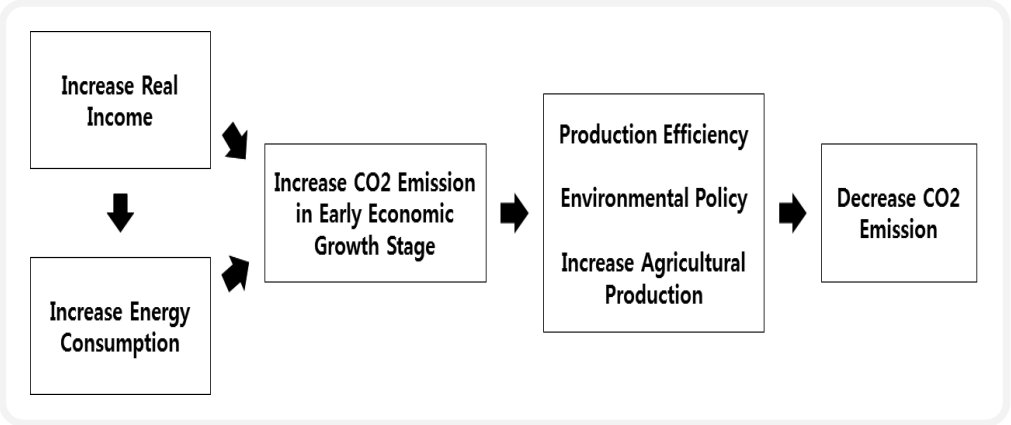
1. 분석방법

본 연구에서는 한국의 농업 생산과 온실가스 배출의 관계를 EKC 가설에 기초해 장·단기적 관계를 분석하고자 한다. 우선 EKC 가설에 농업부문이 확장된 모형에 대해 살펴보면, 〈Fig 1〉에서 농업부문의 생산 증가는 실질 소득과 에너지 소비의 변화를 가져오게 되며 결국 국가 수준에서 환경 오염에 영향을 줄 수 있음을 알 수 있으며, Dogan (2016)은 농업유발 EKC 모형(agriculture-induced EKC model)이라고 지칭하였다. 이 모형에 기초한 기본모형은 다음과 같다.

$$GHG = f(GDP, Z) \tag{1}$$

여기서 GHG는 총온실가스 배출량, GDP는 실질 국내총생산, Z는 온실가스 배출에 영향을 주는 설명변수(농업 생산, 에너지 소비, 무역의존도)를 나타낸다. 식(1)을 통해서 온실가스 배출은 한 국가의 경제적 상황과 그에 따른 영향을 주는 요인으로 구성됨을 알 수 있다. EKC 가설에 농업부문이 포함된 모형으로 경제성장과 온실가스 배출이 역 U자형 관계가 성립하면 전통적인 EKC 가설은 성립하게 되며 식(1)은 GDP에 대한 2차식으로 구성이 될 수 있다. 또한 경제성장과 온실가스 배출이 N자형 관계가 성립하면 식(1)은 3차식으로 구성이 될 수 있으며, 앞에서 언급한바와 같이 2개의 전환점이 존재하는 것을 예상할 수 있다.

Fig 1. Agriculture-Induced EKC Model



Source: Dogan (2016).

3) 농업부문에서 배출되는 온실가스는 이산화탄소, 메탄, 아산화질소가 있으며, 이 중 이산화탄소는 작물의 광합성 작용으로 온실가스 배출이 상당부분 상쇄되는 경향이 있어 다른 산업과 특이점을 갖으며, 이로 인해 농업부문의 온실가스 배출량은 메탄과 아산화질소를 고려해야 한다(최은정, 정현철, 김건엽, 이선일, 이종식, 2016).

식(1)의 기본모형을 다음과 같이 양변에 자연로그를 취한 2차식과 3차식으로 각각 나타낼 수 있다.

$$\ln(GHG_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(GDP_t) + \alpha_2 [\ln(GDP_t)]^2 + \alpha_3 \ln(Z_t) + \epsilon_t \quad (2a)$$

$$\ln(GHG_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(GDP_t) + \beta_2 [\ln(GDP_t)]^2 + \beta_3 [\ln(GDP_t)]^3 + \beta_4 \ln(Z_t) + \xi_t \quad (2b)$$

여기서 계측된 계수들의 예측 및 가정을 다음과 같이 구분할 수 있다.

H1 $\widehat{\alpha_1} > 0$, $\widehat{\alpha_2} = 0$일 경우, 경제성장과 온실가스는 단조증가의 관계이다.
H2 $\widehat{\alpha_1} < 0$, $\widehat{\alpha_2} = 0$일 경우, 경제성장과 온실가스는 단조감소의 관계이다.
H3 $\widehat{\alpha_1} > 0$, $\widehat{\alpha_2} < 0$ 일 경우, 경제성장과 온실가스는 역 U자형의 관계이다.
H4 $\widehat{\alpha_1} < 0$, $\widehat{\alpha_2} > 0$ 일 경우, 경제성장과 온실가스는 U자형의 관계이다.
H5 $\widehat{\beta_1} > 0$, $\widehat{\beta_2} < 0$, $\widehat{\beta_3} > 0$ 일 경우, 경제성장과 온실가스는 N자형의 관계이다.
H6 $\widehat{\beta_1} < 0$, $\widehat{\beta_2} > 0$, $\widehat{\beta_3} < 0$ 일 경우, 경제성장과 온실가스는 역 N자형의 관계이다.

본 연구에서는 농업 부문이 포함된 EKC 가설을 검증하기 전에 각 변수 시계열 데이터의 안정성(stationarity) 확보를 위해 단위근 검정을 실시하고, 이를 통해 각 시계열 데이터를 차분하여 안정적인 상태를 확보하였다. 하지만 일반적으로 데이터를 차분하게 되면 그 변수 자체가 가지고 있는 장기간의 정보를 상실하는 문제가 발생하기 때문에 이를 극복하기 위해 본 연구에서는 공적분(cointegration) 검정을 수행하였다. 여기서 공적분이라는 것은 단기적으로 성립이 안 될 수 있지만, 장기적으로 변수들 간의 일정한 안정적인 관계를 가지고 있음을 의미하며 이를 통해 변수들의 장기적인 관계를 이끌어낼 수 있는 벡터오차수정모형(Vector Error Correction Model; VECM)을 이용할 수 있다(Toda and Phillips, 1993). 결과적으로 선행적 단위근 검정을 수행한 이후 변수들의 안정성을 확보 및 공적분 검정을 통해 변수들 간의 장기적 관계의 성립을 확인한 후에 VECM을 통해 변수들 간의 장・단기 관계를 추정한다. 구체적인 식(2b)의 VECM은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}\triangle \ln(GHG_t) = \gamma_0 &+ \sum_{i=1}^{n} \gamma_{1i} \triangle \ln(GHG_{t-i}) + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{2i} \triangle [\ln(GDP_{t-i})] + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{3i} \triangle [\ln(GDP_{t-i})]^2 \quad (3) \\ &+ \sum_{i=1}^{n} \gamma_{4i} \triangle [\ln(GDP_{t-i})]^3 + \sum_{i=1}^{n} \gamma_{5i} \triangle \ln(Z_{t-i}) \\ &+ \delta_1 ECT_{t-1}\end{aligned}$$

여기서 ECT는 오차수정항을 나타내며, GHG와 GDP의 장기적인 관계를 판단할 수 있다. 즉, δ_1이 유의하며 음(-)의 값을 갖게 되면 설명변수들의 값이 변화함에 따라 발생하는 불균형관계가 단기조정을 통해서 장기에는 균형을 가질 수 있음을 나타낸다. 또한 γ에 관련된 계수들은 변수들 간의 단기적 관계를 나타낸다.

2. 자료 및 기초통계

본 연구에서는 우리나라의 1990년부터 2018년까지 연도별 자료를 사용하였다. 온실가스 배출량 관련 자료는 총온실가스 배출량(GHG), 이산화탄소(CO2), 메탄(CH4), 아산화질소 (N2O)로 구성하였고 환경부 온실가스종합정보센터에서 수집하였다. 또한 경제성장 관련 자료는 실질 GDP를, 농업 생산 관련 자료는 전체 실질 GDP에서 농림과 어업에서 생산된 부가가치의 비중을, 무역 관련 자료는 무역의존도를,

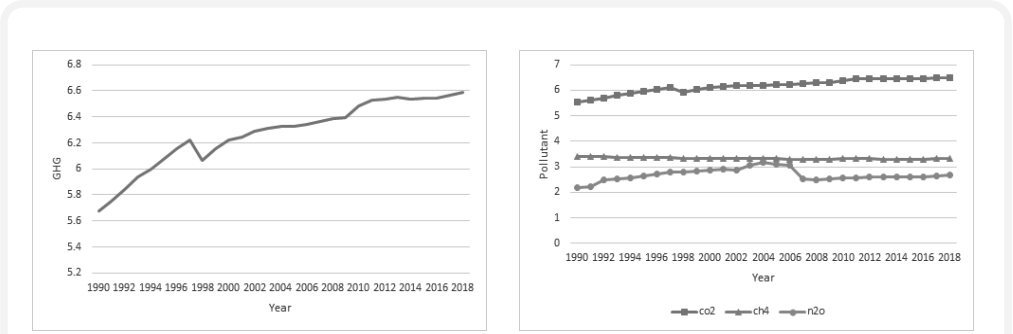
그리고 에너지 소비는 에너지 소비량을 사용하였고 World Development Indicators (WDI)에서 획득하였다. 이상의 구체적인 변수의 정의, 단위, 출처는 〈Table 1〉과 같다.

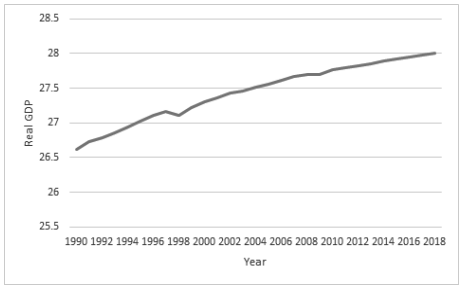
〈Fig 2〉는 본 연구에서 사용된 변수들의 변화 추이를 나타내며, 모든 변수의 값은 자연로그를 취한 값을 보여주고 있다. 총온실가스 배출량과 실질 GDP는 1997년~1998년에 감소세를 보였으나 지속적으로 증가하는 것으로 나타났다. 온실가스 물질별 배출량의 추이도 전체적으로 증가 추세를 보이고 있으며, 이중 이산화탄소가 가장 많은 비중을 나타내고 있다. 하지만 메탄의 배출량은 다소 정체를 보이고 있고 아산화질소는 2005년~2006년에 감소 추세였다가 다시 최근에 증가 추세를 보이고 있다. 무역의존도와 에너지 소비량은 점차 증가 추세를 보이고 있으나, 농업의 생산 비중은 지속적으로 감소하는 것으로 나타났다. 또한 〈Table 2〉는 본 연구에서 사용된 변수들의 기초 통계량을 보여주고 있다.

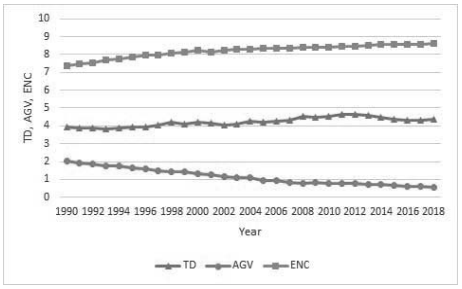
Table 1. Definition and Source of Variables

Variable	Definition	Unit	Source
GHG	Total Greenhouse Gas Emission	10 Million Ton CO2 eq	Greenhouse Gas Inventory & Research Center of Korea
CO	Carbon Dioxide Emission	10 Million Ton CO2 eq	Greenhouse Gas Inventory & Research Center of Korea
CH	Methane Emission	10 Million Ton CO2 eq	Greenhouse Gas Inventory & Research Center of Korea
NO	Nitrous Oxide Emission	10 Million Ton CO2 eq	Greenhouse Gas Inventory & Research Center of Korea
GDP	Real Gross Domestic Product (Constant 2010 US$)	US Dollar	World Development Indicators
AGV	Agriculture, Forestry, and Fishing, Value Added of GDP (Constant 2010 US$)	Percentage	World Development Indicators
TD	Trade Dependency	Percentage	World Development Indicators
ENC	Energy Use	Kg of Oil Equivalent Per Capita	World Development Indicators

Fig 2. Trend of Estimated Variable







Note: All variables are taken in natural log.

Table 2. Data Descriptive

Variable	Mean	Std	Min	Max
GHG	546.48	127.43	292.2	727.6
CO	490.62	121.82	252	664.73
CH	28.03	0.97	26.9	30.21
NO	15.05	3.70	8.82	23.81
GDP	8.95e+11	3.37e+11	3.64e+11	1.45e+12
AGV	3.52	1.72	1.74	7.60
TD	70.62	17.63	46.91	105.56
ENC	3803.28	1159.10	1579.66	5413.34

IV. 실증분석 결과

1. 단위근 및 공적분 검정

본 연구에서는 변수들의 안정성을 검증하기 위해 가장 일반적으로 사용되는 ADF (Augmented Dicky-Fuller)와 PP (Phillips-Perron)[4] 검정을 각각 사용하였다. 〈Table 3〉은 수준자료와 〈Table 4〉는 차분자료에 대해 ADF와 PP 검정의 결과를 보여준다. 〈Table 3〉에서 모든 변수가 단위근이 존재한다는 귀무가설을 기각할 수 없음을 보여주고 있다. 하지만 〈Table 4〉에서는 변수의 차분을 통해서 상수항이 있거나 혹은 시간추세까지 고려하더라도 ADF와 PP 검정 모두 5% 유의수준에서 단위근이 존재한다는 것을 알 수 있으며, 모든 변수가 I(1)인 것을 보여준다. 결국 모든 변수는 차분을 통해 안정화된 시계열로 사용가능하다는 것을 알 수 있다.

〈Table 5〉는 단위근 검정의 결과 모든 변수들이 I(1)이라는 결과에 근거해서 변수들 간의 안정적인 공적분관계[5]가 있는지를 상수항과 선형인 결정된 시간추세를 포함한 Johansen 공적분 검정(Johansen Cointegration Test) 결과를 보여준다. 예를 들어 종속변수가 GHG인 경우 'r=0'인 trace 통계값이 138.09이고 이때 5% 유의수준에서 임계치가 94.15를 나타내며, 이때 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가

4) ADF 검정은 상대적으로 p값에 영향을 받을 수 있으므로 p값에 영향을 받지 않고 자료에 대한 자기상관관계 및 이분산성이 있는 경우도 사용이 가능한 검정이 PP 검정이다.

5) 공적분관계는 단기적으로 변동할지라도 장기적으로 변수들 간의 안정적인 관계를 가지고 있음을 의미하며, 이를 통해 VECM의 수준자료를 사용할 수 있다는 장점이 있다(원용걸, 2011; 조대형, 2020).

설을 기각할 수 있다. 또한 'r≤1' 인 경우도 trace 통계값이 5% 유의수준 임계치보다 크기 때문에 마찬가지로 공적분이 존재하지 않는다는 귀무가설을 기각할 수 있다. 결국 최소 1개 이상의 공적분관계가 존재하는 것을 알 수 있다. 동일한 방법으로 종속변수가 CO, CH, NO의 경우도 동일한 결과나 나타났으며, 결국 VECM을 통해 변수들 간의 장・단기 분석이 가능하다는 것을 보여준다.

Table 3. Result of ADF and Phillips-Perron (PP) Unit Root Test (Level Series)

Variable	ADF Test			PP Test		
	τ_1	τ_2	τ_3	τ_1	τ_2	τ_3
ln(GHC)	-0.39(0.40)	-0.11(0.51)	0.01(0.88)	-2.93(0.94)	0.90(0.15)	3.28(0.28)
ln(CO)	-0.42(0.86)	-0.10(0.65)	0.09(0.64)	-0.67(0.36)	-0.30(0.30)	-0.32(0.16)
ln(CH)	-2.52(0.31)	-2.62(0.80)	-1.03(0.32)	-1.88(0.66)	-2.33(0.16)	-1.18(0.33)
ln(NO)	-2.63(0.26)	-2.64(0.14)	0.30(0.76)	-2.24(0.46)	-2.39(0.14)	0.45(0.19)
ln(GDP)	-1.30(0.88)	-3.05(0.24)	3.28(0.37)	-1.73(0.73)	-3.78(0.31)	1.10(0.32)
$[\ln(GDP)]_2$	-1.28(0.89)	-2.97(0.30)	-0.70(0.38)	-1.70(0.74)	-3.63(0.51)	-0.75(0.26)
$[\ln(GDP)]_3$	-1.26(0.89)	-2.87(0.47)	-3.81(0.75)	-1.68(0.75)	-3.49(0.82)	-5.23(0.34)
ln(AGV)	-0.65(0.97)	-2.36(0.15)	-4.99(0.29)	-1.02(0.94)	-2.77(0.61)	-2.65(0.60)
ln(TD)	-1.48(0.83)	-1.34(0.60)	-0.67(0.78)	-1.67(0.76)	-1.28(0.63)	1.03(0.26)
ln(ENC)	-2.39(0.38)	-4.22(0.40)	-2.65(0.73)	-2.44(0.35)	-5.03(0.37)	-5.32(0.65)

Notes: 1. The number of parentheses indicates p-value.
2. τ_1 means test results including both constant and trend, τ_2 means test results including only constant, and τ_3 means test results without both constant and trend.

Table 4. Result of ADF and Phillips-Perron (PP) Unit Root Test (First Difference Series)

Variable	ADF Test			PP Test		
	τ_1	τ_2	τ_3	τ_1	τ_2	τ_3
ln(GHC)	-1.30(0.00)	-1.01(0.00)	-0.60(0.01)	-5.39(0.00)	-0.41(0.00)	-0.70(0.03)
ln(CO)	-1.27(0.00)	-1.01(0.00)	-0.60(0.01)	-0.52(0.00)	-0.47(0.00)	-0.36(0.04)
ln(CH)	-4.40(0.00)	-4.06(0.00)	-3.86(0.00)	-4.69(0.00)	-4.30(0.00)	-4.19(0.00)
ln(NO)	-3.07(0.00)	-3.17(0.00)	-3.25(0.00)	-4.19(0.00)	-4.01(0.00)	-4.04(0.01)
ln(GDP)	-5.21(0.00)	-3.36(0.01)	-1.55(0.04)	-6.30(0.00)	-4.96(0.00)	-2.34(0.00)
$[\ln(GDP)]_2$	-5.24(0.00)	-3.43(0.00)	-1.53(0.00)	-6.31(0.00)	-5.03(0.00)	-2.31(0.00)
$[\ln(GDP)]_3$	-5.26(0.00)	-3.51(0.00)	-1.51(0.00)	-6.23(0.00)	-5.10(0.00)	-2.29(0.00)
ln(AGV)	-3.38(0.04)	-2.59(0.05)	-2.07(0.00)	-6.12(0.00)	-5.32(0.00)	-2.68(0.00)
ln(TD)	-3.71(0.00)	-3.60(0.00)	-3.47(0.00)	-5.37(0.00)	-5.73(0.00)	-5.29(0.00)
ln(ENC)	-4.34(0.00)	-2.61(0.02)	-1.82(0.01)	-6.36(0.00)	-4.63(0.00)	-3.11(0.00)

Notes: 1. The number of parentheses indicates p-value.
2. τ_1 means test results including both constant and trend, τ_2 means test results including only constant, and τ_3 means test results without both constant and trend.

Table 5. Result of Johansen Cointegration Test

	Dependent variable=ln(GHG)		Dependent variable=ln(CO)		Dependent variable=ln(CH)		Dependent variable=ln(NO)	
	Trace Statistic	5% Critical Value	Trace Statistic	5% Critical Value	Trace Statistic	5% Critical Value	Trace Statistic	5% Critical Value
r=0	138.09	94.15	134.69	94.15	136.38	91.15	104.23	94.15
r≤1	72.91*	68.52	71.94*	68.52	80.73*	68.52	68.52*	66.62
r≤2	39.03	47.21	38.97	47.21	42.71	47.23	39.42	47.21
r≤3	20.47	29.68	20.66	29.68	16.56	29.68	23.68	29.68
	Max Eigenvalue Statistic	5% Critical Value	Max Eigenvalue Statistic	5% Critical Value	Max Eigenvalue Statistic	5% Critical Value	Max Eigenvalue Statistic	5% Critical Value
r=0	65.18	39.37	62.74	39.37	55.65	39.37	39.36	37.61
r≤1	33.89*	32.46	33.46*	32.97	38.02*	33.46	33.48*	27.19
r≤2	18.54	27.07	18.31	27.07	26.14	27.07	15.74	27.07
r≤3	10.37	20.97	10.77	20.97	17.62	20.97	10.75	20.97

Notes: 1. 'r' indicates the number of cointegration equation.
2. * indicates the reject of null hypothesis(no cointegration) with 5% significant level.
3. This cointegration test includes intercept and linear deterministic trend.

2. 장·단기 분석

지금까지 변수들의 안정성 및 장·단기균형관계를 입증하기 위해 단위근 검정과 공적분 검정을 실시하였다. 이를 통해 변수들의 관계를 입증할 수 있는 근거를 마련하였지만, 본 연구에서 궁극적으로 수행하려는 EKC 가설 검정 및 농업 생산과 온실가스 배출의 관계 분석을 위해서는 VECM을 이용한 단기균형 분석과 통상최소자승법(OLS; Ordinary Least Square)을 통한 장기균형 분석, 변수들 간의 U자형 혹은 N자형 관계 분석 및 전환점에 대한 분석이 요구된다.

〈Table 6〉는 온실가스 물질별 배출량과 이에 영향을 주는 변수들 사이의 VECM 추정 결과를 나타낸다. 모든 온실가스 물질에서 오차수정항의 계수가 음(-)으 값을 가지며 통계적으로 1% 유의수준에서 값을 가진 것으로 나타났다. 이는 온실가스 배출량의 총량을 기준으로 설정한 방정식이나 혹은 종속변수를 세분화해서 온실가스 오염물질별 배출량을 고려한 모형에서도 동일한 결과를 가져왔으며, 결국 농업 부문의 생산을 고려한 EKC 가설은 장기적으로 타당한 결과를 제시할 수 있음을 의미한다.

또한 변수들 간의 단기적 영향력을 자세히 살펴보면, GHG와 CO 방정식의 경우에만 t-1기의 GHG와 CO의 배출량 증가는 t기의 GHG와 CO의 배출량에 양(+)의 부호를 1% 유의수준에서 통계적 유의성이 있었다. △ln[GDP^2(-1)]과 △ln[GDP(-1)]의 계측된 결과는 각각 음(-)의 부호와 양(+)의 부호를 적어도 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 갖고 있어서, 이는 GDP와 온실가스 배출량의 단기적 관계에서 역U자형의 관계가 나타나는 것을 보였다. 즉, 단기적으로 환경 오염 물질에 대한 저감 관련 기술과 정책 등이 실행되고 효과를 보기에는 비교적 짧은 기간으로 전통적 EKC 가설을 지지하는 것으로 나타났다.

△ln[AGV(-1)]과 △ln[ENC(-1)]의 계측된 결과는 양(+)의 부호를 적어도 5% 유의수준에서 통계적 유의성을 갖고 있다. 단기적으로 농업 생산과 에너지 소비는 온실가스 배출량를 증가하는 것으로 나타났으며, 이는 Dogan (2016)의 농업유발 EKC 모형(agriculture-induced EKC model)에서 제시한 단기적인 상황에서 농업 생산과 환경 오염물질 배출의 관계와 일치하는 결과를 보여주었다.

Table 6. Estimation Result of VECM and Short-term Coefficient

	Dependent Variable			
	△ln(GHG)	△ln(CO)	△ln(CH)	△ln(NO)
ECT(-1)	-0.91*** (-5.56)	-0.90*** (-5.27)	-0.74*** (-3.60)	-0.83*** (-2.92)
△ln[GHG(-1)]	0.38*** (2.91)			
△ln[CO(-1)]		0.36*** (2.85)		
△ln[CH(-1)]			0.25 (1.00)	
△ln[NO(-1)]				0.02 (1.13)
△ln[GDP(-1)]	0.23*** (2.65)	0.21*** (2.62)	0.14*** (2.44)	0.01** (2.19)
△ln[GDP^2(-1)]	-1.29*** (-2.68)	-1.18*** (-2.65)	-0.80** (-2.47)	-0.68** (-2.21)
△ln[GDP^3(-1)]	-0.09 (-1.30)	-0.04 (-1.27)	0.13 (1.15)	-0.84 (-0.68)
△ln[AGV(-1)]	0.34*** (2.82)	0.31*** (2.76)	0.21** (2.54)	0.01** (2.11)
△ln[TD(-1)]	0.31 (1.01)	0.30 (1.07)	0.20 (1.20)	0.02 (1.13)
△ln[ENC(-1)]	0.46*** (4.17)	0.44*** (4.35)	0.33*** (4.89)	0.03*** (4.94)
Constant	0.22*** (7.37)	0.13*** (7.92)	0.14*** (8.90)	0.24*** (2.92)
F-test	162.93 (P>chi2: 0.00)	169.84 (P>chi2: 0.00)	136.16 (P>chi2: 0.00)	146.16 (P>chi2: 0.00)

Notes: 1. The number of parentheses indicates t-value.
2. p: ***<0.01, **<0.05 and *<0.10.
3. Optimal leg length is determined by 1 with respect to AIC and SC criterions.

〈Table 7〉은 장기적인 효과를 분석하기 위해 식(2a)와 식(2b)를 세분화하여 모델을 구성한 결과를 보여준다. 모델 1은 역 U자형 관계를 확인하기 위해 식(2a)를 분석한 결과이고, 모델 2는 N자형 관계를 확인하기 위해 식(2a)에서 GDP^3을 추가한 결과를 보여준다. 그리고 모델 3은 식(2b)를 분석한 것으로 기술변수의 대리변수가 농업 생산, 무역개방도, 에너지 소비로 구성되어 있다.

총온실가스 배출량(GHG)과 이산화탄소 배출량(CO)을 고려한 방정식의 결과에서 모델 1의 추정 계수는 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하며, EKC 가설에서 제시한 역 U자형의 형태를 나타냈다. GDP와 GDP^2의 추정치가 각각 양(+)과 음(-)의 부호를 갖고 있으며, 이는 분석기간 중 1990년 초반 단계에서는 경제성장에 따라 소득이 증가하면 총온실가스 배출량은 증가하다가 GDP 전환점을 지나면서 감소하는 것을 알 수 있다. 하지만 모델 2에서 모든 추정 계수도 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하며, 특히 GDP^2와 GDP^3의 추정치가 각각 음(-)과 양(+)의 부호를 갖고 있으므로 GHG와 GDP간의 N자형 관계가 성립함을 알 수 있다. 그리고 모델 3에서도 모델 2와 마찬가지로 GHG와 GDP간의 N자형 관계가 유지되면서, 농업 생산과 GHG 배출량은 음(-)의 관계를 갖지만 무역의존도와 에너지 소비는 GHG 배출량과 양(+)의 관계를 가지고 있다. 이는 한국의 농업 생산 증가는 GHG 배출량을 감소시키는 결과를 가져왔지만, 무역의존도와 에너지 소비의 증가는 GHG 배출량을 증가시키는 것으로 나타났다.

하지만 메탄(CH)과 아산화질소(NO)를 고려한 방정식의 결과는 이전의 결과와 다소 다르게 나타났다. 두 방정식의 결과에서 모델 1의 계측된 추정치는 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의하며, GDP와 GDP^2 추정치의 부호는 각각 양(+)과 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 메탄의 배출량과 경제성장

Table 7. Estimation Result of OLS and Long-term Coefficient

	Dependent Variable=ln(GHG)			Dependent Variable=ln(CO)		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
ln(GDP)	1.01*** (3.89)	855.37*** (3.53)	732.17** (2.80)	8.99*** (3.13)	957.93*** (3.55)	949.04*** (3.92)
$[\ln(GDP)]^2$	-0.17*** (-3.65)	-31.10*** (-3.51)	-26.46** (-2.77)	-0.15*** (-2.91)	-34.87*** (-3.54)	-34.37*** (-3.26)
$[\ln(GDP)]^3$		0.37*** (3.49)	0.31** (2.74)		0.42*** (3.52)	0.41*** (3.24)
ln(AGV)			-0.37*** (-3.59)			-0.36*** (-3.20)
ln(TD)			0.07* (1.79)			0.09* (2.05)
ln(ENC)			0.22* (2.00)			0.32* (2.53)
Constant	-138.96*** (-3.94)	-783.92** (-3.55)	-675.08** (-2.83)	-125.70*** (-3.20)	-876.94*** (-3.57)	-873.48*** (-3.32)
R^2	0.97	0.98	0.99	0.97	0.98	0.99

Notes: 1. The number of parentheses indicates t-value.
2. p: ***<0.01, **<0.05 and *<0.10.

Table 8. Continued

	Dependent Variable=ln(CH)			Dependent Variable=ln(NO)		
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 1	Model 2	Model 3
ln(GDP)	2.82*** (3.14)	97.28 (0.96)	82.22 (0.61)	4.27*** (6.08)	121.37 (1.02)	-192.12 (-1.35)
$[\ln(GDP)]^2$	-0.05*** (-3.06)	-3.61 (-0.98)	-3.00 (-0.61)	-1.17*** (-6.07)	-43.23 (-0.99)	70.95 (1.35)
$[\ln(GDP)]^3$		0.04 (0.99)	-0.01 (-0.50)		0.51 (0.96)	-0.87 (-1.37)
ln(AGV)			0.01** (2.25)			0.03* (2.04)
ln(TD)			0.01 (0.50)			0.70*** (3.11)
ln(ENC)			0.12** (2.17)			0.31** (2.09)
Constant	42.93*** (3.50)	-868.92 (-0.94)	-747.28 (-0.61)	-878.03*** (-6.07)	-113.48 (-1.05)	-173.29** (-2.00)
R^2	0.86	0.85	0.90	0.60	0.61	0.76

Notes: 1. The number of parentheses indicates t-value.
2. p: ***<0.01, **<0.05 and *<0.10.

과는 역 U자형 관계가 성립함을 보여주고 있으며, 경제성장 초기에는 오히려 메탄과 아산화질소의 배출량은 증가하다가 GDP 전환점을 지나면 메탄과 아산화질소의 배출량은 감소하는 것을 의미한다. 그러나

GDP[3]이 포함된 모델 2와 3에서 모두 통계적으로 유의하지 않는 것으로 나타났으며, 결국 CH와 NO를 고려한 방정식에서는 모두 GDP와 CH 그리고 NO 간의 N자형 관계가 성립하지 않음을 의미한다.

농업 생산의 증가는 앞서 GHG와 CO의 방정식 결과와 다르게 나타났는데, CH와 NO의 방정식에서 농업 생산의 증가는 CH와 NO 배출량에 양(+)의 값을 가지는 유의한 결과를 가져왔다. 이는 배출원에 따라 발생하는 온실가스를 분류하면 벼 재배 부분에서는 주로 메탄이 발생하고, 농경지 토양에서는 아산화질소가 발생한다(최은정, 정현철, 김건엽, 이선일, 이종식, 2016). 즉, 메탄은 논에서 유기물이 혐기적으로 분해되면서 발생이 되고, 아산화질소는 농경지 토양에서 직접배출과 간접배출의 형태[6]로 발생됨을 통해서 CH와 NO는 농업 생산량의 증가에 따라 해당 배출량은 증가한다는 결과를 보여준다. 그리고 무역의존도의 증가는 NO의 배출량 증가에만 유의한 값을 가졌으며, 에너지 소비량의 증가는 CH와 NO의 배출량의 증가를 가져오는 것으로 나타났다.

3. EKC 검증

본 내용에서는 〈Table 7〉을 정리하여 GDP와 온실가스 배출량에 역 U자형의 관계가 성립하는지를 분석하고, 식(2a)와 식(2b)를 이용하여 1990년부터 2018년까지의 평균적인 GDP 수준과 비교할 수 있는 GDP 전환점을 계측하였다. 식(2a)와 식(2b)를 통해서 GDP의 이차식과 삼차식의 추정치가 유의한 경우에는 다음과 같이 GDP 전환점을 각각 구할 수 있다.

$$\frac{\partial \ln(GHG_t)}{\ln(GDP_t)} = \hat{\alpha}_1 + 2\hat{\alpha}_2[\ln(GDP_t)] = 0 \tag{4a}$$

$$\frac{\partial \ln(GHG_t)}{\ln(GDP_t)} = \hat{\beta}_1 + 2\hat{\beta}_2[\ln(GDP_t)] + 3\hat{\beta}_3[\ln(GDP_t)]^2 = 0 \tag{4b}$$

따라서 식(4a)와 식(4b)를 만족시키는 $\ln(GDP_t)$를 각각 구하면 다음과 같다.

$$\ln(GDP_t)^{**} = -\frac{\hat{\alpha}_1}{2\hat{\alpha}_2} \quad (\text{단, } \hat{\alpha}_2 \neq 0) \tag{5b}$$

$$\ln(GDP_t)_i^{*} = \frac{-2\hat{\beta}_2 \pm \sqrt{4(\hat{\beta}_2)^2 - 12\hat{\beta}_3\hat{\beta}_1}}{6\hat{\beta}_3} \quad (\text{단, } 4(\hat{\beta}_2)^2 - 12\hat{\beta}_3\hat{\beta}_1 \geq 0\text{이며, i=1이면 첫 번째 GDP 전환점, i=2이면 두 번째 GDP 전환점을 나타냄}) \tag{5b}$$

〈Table 8〉은 〈Table 7〉의 추정 결과를 통해 식(5a) 그리고 식(5b)에 대입하여 온실가스 배출원에 따른 GDP 전환점을 비교 및 계산한 결과이다. 한국의 1990년~2018년 평균 실질 GDP 자연로그 값은 약 27.52이며, GHG와 CO의 경우 한국의 평균 실질 GDP는 모델 2와 3을 반영한 결과에서 모두 첫 번째 GDP 전환점과 두 번째 GDP 전환점 사이에 있으며, 이는 N자형 구조에서 GDP가 증가함에 따라 GHG와 CO 배출량이 감소하는 구간에 있지만 경제성장이 지속됨에 따른 두 번째 GDP 전환점을 지나게 되면 오히려 GHG와 CO 배출량이 증가할 가능성이 있다. CH와 NO의 경우는 모두 역 U자형 구조에서 한국의 평균 실질 GDP가 GDP 전환점 보다 작기 때문에 GDP가 증가함에 따라 CH와 NO 배출량이 증가하지만 경제성장이 지속됨에 따라 GDP 전환점을 지나게 되면 오히려 CH와 NO 배출량이 감소할 가능성이 있음을 알 수 있다.

6) 직접배출은 농경지에서 작물을 재배하는 과정에 투입되는 화학비료, 가축분뇨, 작물잔사 환원으로 인해 발생되는 부분이며, 간접배출은 토양에 질소 투입 시 휘산되는 대기 휘산량과 강우 등에 의해 유출되는 유출량으로 구분된다. 특히 전세계 아산화질소 배출량의 60~70%가 토양 및 화학비료 투입량으로부터 배출되며, 재배환경과 경작방법 등의 요인에 의해서도 배출량이 달라질 수 있다(최은정, 정현철, 김건엽, 이선일, 이종식, 2016).

Table 9. Turning Points of Pollution Type(Log of Average Real GDP from 1990 to 2018=27.52)

Pollution Type	GHG	CO	CH	NO
Curve Type	N-Shape	N-Shape	Invert U-Shape	Invert U-Shape
Natural Log of GDP Turning Point	(Model 2) $x_1^* = 24.22$ $x_2^* = 31.81$ (Model 3) $x_1^* = 23.73$ $x_2^* = 33.16$	(Model 2) $x_1^* = 25.30$ $x_2^* = 30.04$ (Model 3) $x_1^* = 24.90$ $x_2^* = 30.98$	(Model 1) $x^{**} = 28.20$	(Model 1) $x^{**} = 28.46$

Notes: 1. x_1^* is the first GDP turning point and x_2^* is the second GDP turning point with respect to N shape relationship.
2. x^{**} is the unique GDP turning point with respect to U shape relationship.

Ⅴ. 결론 및 시사점

기후변화에 대응하기 위해 전세계는 1972년 스톡홀름회의에서부터 국제사회의 노력을 강조하기 시작하였으며, 이후 1997년 구체적인 온실가스 감축목표를 규정한 교토의정서 실행 및 파리기후변화협정을 통해 모든 국가가 참여 가능한 체제를 마련하였다. 2019년 기준으로 한국은 온실가스 배출량 세계 7위를 기록하고 있으며, 2030년까지 BAU(Business As Usual) 대비 약 37%까지 감축하겠다는 자발적 감축목표를 제시하면서 기후변화와 온실가스 배출에 대응하려는 노력을 하고 있다. 이와 같은 산업 전체에서의 자발적 감축목표에서 본 연구는 환경쿠즈네츠 가설을 근간으로 온실가스 배출원별 배출량과 경제성장과의 관계를 조사하였고, 이를 통해 한국의 농산업과 환경오염과의 관계를 농업 생산과 온실가스 배출과의 관계를 통해 분석하였다. 이는 기존의 이산화탄소 배출로 대표되는 온실가스와 특정 산업의 생산과의 관계를 입증한 연구를 한층 더 세밀하게 배출원별 배출량과 경제성장과의 관계를 분석하였고, 농업 생산이 가지고 있는 산업의 특성과 온실가스 배출원별 특징을 고려한 농업 생산의 효과 분석을 시도한 것이 큰 의의라 할 수 있다.

본 연구에서는 EKC 가설에 농업 부문의 생산이 추가된 농업유발 EKC 가설을 기초해서 온실가스 배출원(총온실가스, 이산화탄소, 메탄, 아산화질소)에 영향을 주는 요인을 GDP, 농업 생산, 무역의존도, 에너지 소비로 가정하여 장・단기 효과 분석을 수행하였다. 분석 자료의 특성상 시계열의 안정성 검정 및 확보를 위해 단위근 및 공적분 검정을 실시하였고, 이후 사전 검정 결과를 토대로 VECM와 OLS를 적용하였으며, 모형의 계측 결과는 다음과 같다.

단기적으로 경제성장에 따른 온실가스 배출은 역 U자형 관계를 보여주고 있으며, 전기(前期)의 농업 생산과 에너지 소비량의 증가는 온실가스 배출량의 증가를 가져왔다. 이는 환경 관련 정책과 저감 기술이 확산되기 힘든 단기적 상황과 농업유발 EKC 모형에서 제시한 농업 생산과 온실가스 배출의 관계를 입증하는 결과를 보여주었다.

장기적으로 총온실가스 배출과 이산화탄소 배출량은 경제성장과 N자형 관계를 보여주고 있으며, 농업 생산의 증가는 총온실가스와 이산화탄소 배출량을 감소시키는 결과를 보였다. 반면 메탄과 아산화질소 배출량은 경제성장과 역 U자형의 관계를 보여주었으며, 해당 방정식에서는 농업 생산이 오히려 메탄과 아산화질소 배출량을 증가시키는 결과를 보여주었는데, 이는 농업 생산이 갖고 있는 환경 및 생산과정을 반영한 결과라 할 수 있다. 또한 장기 모형의 계측 결과를 토대로 GDP 전환점을 구한 결과에서 총온실가스 배출과 이산화탄소 배출은 N자형 관계에서 첫 번째 GDP 전환점과 두 번째 GDP 전환점 사이에 1990년~2018년 평균 실질 GDP 수준이 위치하고 있으며, 한국의 경제성장이 평균적인 실질 GDP 수준보다 높게 성장할 경우 총온실가스 배출량과 이산화탄소 배출량은 감소하지만 장기적으로 두 번째 GDP 전환점을 지나게 되면 오히려 총온실가스와 이산화탄소 배출량은 증가하게 된다. 하지만 메탄과 아산화질소

배출량은 경제성장과 역 U자형 관계를 보이고 있으며, GDP 전환점보다 평균적인 실질 GDP 수준은 낮은 상황을 보여주고 있으며, 이는 경제성장으로 메탄과 아산화질소의 배출량은 증가하지만 GDP 전환점을 지나게 되면 오히려 감소함을 의미한다.

결국 총온실가스와 이산화탄소 배출량은 한국의 경제성장이 진행됨에 따라 N자형 관계에서 감소하다가 증가하는 결과를 나타냈으며, 메탄과 아산화질소는 역 U자형 관계에서 증가하다가 감소하는 결과를 보여주었다. 또한 한국의 농업 생산은 온실가스 배출원에 따라 미치는 영향이 다르게 나타났으며, 특히 메탄과 아산화질소 배출량은 한국의 농업 생산이 증가함에 따라 증가하는 것으로 나타나서 관련 부문에서의 정책이나 기술 개발이 필요하다는 점을 알 수 있다. 특히 2030 온실가스 감축 로드맵을 추진하는 상황에서 온실가스 관련 저감 기술이나 정책이 보급되면 국가적으로 온실가스 배출 저감목표를 달성할 수 있지만, 농업의 생산량 및 국가 차원의 식량안보 상황을 고려하지 않은 온실가스 저감 관련 정책의 확대는 농업 부문의 생산 감소 및 관련 산업의 피해를 예측할 수 있다(이승호, 임영아, 권오상, 2019). 따라서 농업 부문의 산업적 특성과 온실가스 배출원별 관계를 고려한 세밀한 온실가스 저감 관련 정책 및 기술의 도입이 필요하다는 시사점을 알 수 있다.

하지만 본 연구에서는 한국의 농업 생산과 온실가스 배출이라는 특정 국가를 대상으로 관계를 분석하였다. 이는 국가별, 지역별 차이에 따른 농업 생산과 온실가스 배출이라는 관계를 일반화하는데 한계가 있으며, 이를 극복하기 위해 소득별, 지역별 특성을 고려한 패널 분석이 요구됨을 알 수 있다. 또한 분석기간이 상대적으로 29년이라는 짧은 기간으로 인해 변수들 간의 인과성 검정이나 충격반응분석과 같은 보다 세밀한 검정을 통한 인과관계를 입증하지 못한 점과 시기별 온실가스 규제 정책 및 관련 저감 기술 등의 상황을 반영하지 못한 부분은 향후 추가적인 연구가 필요하다.

References

강현수 (2020), “지속가능한 발전을 위한 물-에너지-식량 연계에 대한 실증분석: 한-중-일 3국을 중심으로”, *무연연구*, 16(2), 281-301.

김수이, 정경화 (2014), “총요소생산성을 고려한 한국의 CO2 배출량에 대한 EKC 가설 검증: 지역별 CO2 배출량과 GRDP를 중심으로”, *자원·환경경제연구*, 23(4), 667-688.

김충실, 이현근 (2009), “농업부문 에너지 소비의 CO2 배출량 분석”, *농촌경제*, 32(1), 41-61.

농민신문 (2016.12.09.), “농업계, 2030년까지 온실가스 250만t 감축”, https://www.nongmin.com/news/NEWS/POL/ETC/26682/view

박기현, 김진경 (2013), “부문별 에너지소비와 경제성장의 인과관계 분석”, *에너지경제연구*, 12(2), 59-83.

배정환, 정서림 (2020), “신재생에너지의 확산이 대기오염 배출 저감에 미치는 영향 분석”, *신재생에너지*, 16(3), 13-26.

이승호, 임영아, 권오상 (2019), “2030 온실가스 감축 로드맵의 농업부문 감축목표 달성에 필요한 인센티브 분석”, *농촌경제*, 42(3), 85-112.

원용걸 (2011), “동아시아 국가들의 실질환율 순수출 및 경제성장간의 상호 인과관계 분석”, *비교경제연구*, 18(2), 1-49.

조대형 (2020), “국내 선물시장의 장기기억과 시장의 효율성에 관한 연구”, *아태비즈니스연구*, 11(4), 255-269.

최은정, 정현철, 김건엽, 이선일, 이종식 (2016), “1990년부터 2013년까지 농업 분야 국가 온실가스 배출량 평가: 경종부문 중심으로”, *한국기후변화학회지*, 7(4), 443-450.

Alvarez-Herranz, A. and D. Balsalobre-Lorente (2015), “Energy Regulation in the EKC Model with a Dampening Effect”, *Environmental Analytical Chemistry*, 2(3). http://dx.doi.org/10.4172/jreac.1000137

Cole, M. A. (2003), “Development, Trade, and the Environment: How Robust is the Environmental Kuznets Curve?”, *Environment and Development Economics*, 8(4), 557-580.

Dogan, M. K. (2016), “Agriculture and Environmental Kuznets Curves in the Case of Turkey: Evidence

from the ARDL and Bounds Test", *Agricultural Economics*, 62, 566-574.

Dogan, M. K. (2019), "The Impact of Agriculture on CO2 Emission in China", *Panoeconomicus*, 66(2), 257-271.

Grossman, G. M. and A. B. Krueger (1991), "Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement", NBER Working Papers 3914, National Bureau of Economic Research, Inc. Available from https://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/3914.html

Hashmi, S. H., F. Hongzhong, Z. Fareed and R. Bannya (2020), "Testing Non-Linear Nexus between Service Sectors and CO2 Emission in Pakistan", *Energies*, 13(3), 1-29.

He, X. and X. Yao (2016), "Foreign Direct Investments and the Environmental Kuznets Curve: New Evidence from Chinese Provinces", *Emerging Markets Finance and Trade*, 53(1), 12-25.

Iwatam H., K. Okada and S. Samreth (2012), "Empirical Study on the Determinants of CO2 Emissions: Evidence from OECD Countries", *Applied Economics*, 44, 3513-3519.

Kuznets, S. (1955), "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 45, 1-28.

Lindmark, M. (2002), "An EKC-pattern in Historical Perspective: Carbon-dioxide Emissions, Technology, Fuel Prices and Growth in Sweden 1870-1997", *Ecological Economics*, 42(1), 333-347.

Liu, X. (2005), "Explaining the Relationship between CO2 Emissions and National Income: The Role of Energy Consumption", *Economic Letters*, 87, 325-328.

Panayotou, T. (1997), "Demystifying the Environmental Kuznets curve: Turning a Black Box into a Policy Tool", *Environment and Development Economics*, 2(4), 465-484.

Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), "Bounds Testing Approached to the Analysis of Level Relationships", *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.

Pretty, J. (2008), "Agricultural Sustainability: Concepts, Principles and Evidence", *Philosophical Transactions of the Royal Society. B*, 363, 447-465.

Shi, A. (2003), "The Impact of Population Pressure on Global Carbon-dioxide Emissions, 1975-1996: Evidence from Polled Cross-Country Data", *Ecological Economics*, 44, 29-42.

Stolze, M., A. Piorr, A. Haring and S. Dabbert (2000), "The Environmental Impacts of Organic Farming in Europe", *Organic Farming in Europe: Economics and Policy*, 6, 1-144.

Toda, H. Y. and P. C. Phillips (1993), "Vector Autoregressions and Causality", *Econometrica*, 61(6), 1367-1393.

Uddin, M. M. M. (2020), "What are the Dynamic Links between Agriculture and Manufacturing Growth and Environmental Degradation? Evidence from Different Panel Income Countries", *Environmental and Sustainability Indicators*, 7, 1-12.