

# 국내 온실가스 배출량과 경제성장 간 장단기 비동조화 분석<sup>†</sup>

김대수\*·이상엽\*\*

**요약** : 본 논문은 1990~2016년 기간의 우리나라 온실가스 배출량과 경제성장 간 비동조화 수준에 대한 장단기 분석을 실시하였다. 환경쿠즈네츠곡선 존재 여부에 초점을 맞추어 수행된 기존 연구와 달리 본 연구는 온실가스와 경제성장 간 관계(온실가스 배출의 소득탄력성)의 단기 변동성에 초점을 맞추어 분석을 수행하였다. 분석결과 장기적으로는 온실가스 - 경제성장 - 화석연료 간 견고한 인과관계가 존재하여 비동조화로 평가하기에 어려운 것으로 나타난 반면, 단기적으로는 상대적 비동조화가 뚜렷하게 확인되었다. 이를 통해 현재 국가 온실가스 배출전망 및 감축목표 상에 배출 소득탄력성의 단기 변동성을 고려하지 못하는 한계점을 제기하였으며, 국가 단위 내 화석연료소비, 특히 발전부문의 화석연료 의존도가 온실가스 배출 소득탄력성의 단기 변동성을 낮추는 주요 요인임을 제시하였다.

**주제어** : 비동조화, 온실가스 배출량, GDP, 온실가스 배출량의 소득탄력성, 화석연료소비, 오차 수정모형

**JEL 분류** : Q54

접수일(2019년 8월 28일), 수정일(2019년 10월 17일), 게재확정일(2019년 10월 21일)

<sup>†</sup> 본 논문은 한국환경정책·평가연구원 연구과제 '국내 온실가스 배출권거래제 시행 효과 분석'의 일부를 발전시킨 글임을 밝힌다. 또한 본 결과물은 환경부의 재원으로 한국환경산업기술원의 기후변화대응 환경기술개발사업(과제번호: 2018001310001)의 지원을 받아 연구되었다. 익명의 심사위원 비평과 조언에 감사를 표한다. 논문의 모든 내용에 대한 책임은 저자에게 있다.

\* 한국환경정책·평가연구원 연구원, 주저자(e-mail: kimds@kei.re.kr)

\*\* 한국환경정책·평가연구원 연구위원, 교신저자(e-mail: umwelt@kei.re.kr)

# Decoupling Analysis between GHGs and GDP in Korea

Daesoo Kim\* and Sang-youp Lee\*\*

**ABSTRACT :** This paper investigates the level of decoupling between greenhouse gas emissions and economic growth in Korea. Despite previous studies mainly stressed the existence of the Environmental Kuznets Curve, the lack of investigations in the level of decoupling constraints further policy suggestions. This study analyzes the level of decoupling in the short- and long-term, focusing on short-term volatility of GHG emissions income elasticity. In the long run, there is no decoupling in Korea because a robust causal relationship exists between GHGs, GDP, and fossil fuels. However, the short-term volatility is clearly identified under the long-term equilibrium(coupling), indicating there is the relative decoupling in the short run. The results show that fossil fuel dependence is a significant factor that increases short-term volatility(decoupling) and breaks the causal link(coupling) between GHGs and GDP.

**Keywords :** Decoupling, GHGs, GDP, Income Elasticity, Fossil fuel consumption, Error correction model

---

Received: August 28, 2019. Revised: October 17, 2019. Accepted: October 21, 2019.

\* Researcher, Korea Environment Institute, Main author(e-mail: kimds@kei.re.kr)

\*\* Senior research fellow, Korea Environment Institute, Corresponding author(e-mail: umwelt@kei.re.kr)

## I. 서론

본 논문은 온실가스 배출량과 경제성장 간 동적관계에 초점을 맞추어 우리나라 온실가스 배출량의 비동조화(Decoupling) 수준을 분석하였다. 경제성장 속도가 둔화되고 기후변화 문제가 국제사회 주요한 과제로 등장하면서, 온실가스 배출과 경제성장 간의 관계, 즉 온실가스 배출의 소득탄력성이 고정된 것이 아니라 시간의 변화에 따라 민감하게 작용하는 것으로 인식되고 있다.

비동조화는 재화와 환경오염 간의 기존 인과관계로부터의 변화 또는 이탈로 정의된다.<sup>1)</sup> 온실가스에 적용하면, 기존에 나타나던 온실가스 배출량과 경제성장 간 인과성의 변화 또는 탈피를 의미한다. 경제성장 초기에는 주로 화석연료 의존형 에너지집약 산업이 경제성장의 주축을 이루기 때문에, 온실가스 배출과 경제성장 간 견고한 인과관계가 형성되었다. 즉, 온실가스 배출량의 소득탄력성이 단기 변동보다는 장기적인 패턴이 뚜렷하게 나타났다. 이러한 배경 하에서, 온실가스 비동조화를 다룬 기존 대부분 연구는 장기적인 추세에 초점을 맞추어 온실가스 배출 소득탄력성을 분석하였다.

온실가스와 경제성장 간 관계 규명을 위한 대표적인 연구는 일정 수준 이상의 소득 구간에서 환경오염 수준과 재화 간 역U자 관계가 존재한다는 환경쿠츠네츠곡선(Environmental Kuznets Curve, 이하 EKC) 가설검증 분석이다. 최초로 Grossman and Krueger(1995)가 대기오염 및 수질오염 물질과 소득 간 역U자 관계에 대한 실증연구를 수행한 이후, 이를 온실가스에 적용하여 다양한 형태의 자료 및 방법론을 활용한 연구가 진행되었다. Bengochea-Morancho(2004)는 패널회귀분석을 통해 1975~1998년 OECD 22개국 대상으로 일정 수준의 경제소득 구간에서 변곡점이 존재함을 제시하였으며, Apergis and Ozturk(2015)는 다양한 통제변수를 포함시킨 패널회귀모형을 통해 14개 아시아 국가의 온실가스 배출량이 경제성장과 비선형관계가 존재함을 확인하였다. Wagner(2008)은 100개국을 대상으로 시계열 모형을 구축하여 EKC가설의 기각과 동시에 EKC 연구의 계량경제학적인 문제점을 제기하였다. 국내의 경우 김정인·김진욱·박창원(1999), 정근

1) OECD(2002)에서는 비동조화(Decoupling)를 다음과 같이 정의하고 있다. “The term “decoupling” has often been used to refer to breaking the link between “environmental bads” and “economic goods.” In particular, it refers to the relative growth rates of a pressure on the environmental and of an economically relevant variable to which it is causally linked.”

오·정영근(2004), 최충익·김지현(2006), 김재혁·신동현·조하현(2015) 등은 국가별 패널 자료를 활용하여 EKC 가설을 지지하는 결과를 제시하였다.

EKC 가설검증 연구는 온실가스 배출량 소득탄력성의 변곡점에 대한 명확한 정보를 제공하는 장점이 존재하는 반면, 크게 두 가지 측면에서 한계점이 존재한다. 우선 온실가스 특성과 부합하지 않는다는 이론적 한계가 존재한다. 온실가스는 NOx 등 다른 대기 오염 물질과 달리 한계비용은 국가 또는 지역 단위에서 지불되지만 한계편익은 전 세계로 분산되기 때문에, 한계저감편익이 한계저감비용을 초과하는 지점에서 환경오염 수준과 경제소득 간 변곡점이 존재한다는 EKC 가설과 부합하지 않는 점이 지적되었다(McConnell, 1997; Stern, 2004). 또한 계량경제학 측면에서 비정상 시계열인 경제소득 변수를 비선형 형태로 변환하면 이를 차분하더라도 비정상 시계열 특성이 제거되지 않아 가성회귀문제(Spurious regression)가 발생하는 한계점도 지적되었다(Wagner, 2008; 전호철, 2018).

EKC 연구가 갖는 또 다른 한계는 온실가스 배출량 소득탄력성의 단기 변동성을 고려하기 어렵다는 점이다. 과거 소득탄력성의 장기적 추세가 강하게 나타날 때는 시간의 변화와 무관하게 고정된 변수로 처리하여 실증분석을 시도한 EKC 연구 방법이 비동조화 관계를 분석하는 데 적합할 수 있었다. 그러나 최근에는 온실가스 배출의 소득탄력성 추정 시 국제경기, 정부 정책, 에너지 가격 등과 같은 단기 요인이 중요한 역할을 하기 때문에 장기적인 추세뿐만 아니라 단기 변동에 대한 고려가 중요함이 다수의 연구에서 밝혀졌다(Apergis and Ozturk, 2015; Balaguer and Cantavella, 2018).

특히, 2008년 국제금융위기 이후 개별 국가의 온실가스 배출량이 급격한 변화를 겪으면서 단기 변동에 따른 온실가스 배출 변화에 대한 관심이 더욱 커지고 있다. 즉, 단기 충격에 의한 온실가스 배출량 소득탄력성 변화와 기존 추이를 다시 회복하는 구조적 능력에 대한 분석이 주목을 받고 있다(EEA, 2014).<sup>2)</sup> UNEP(2011)등 주요 국제기구 이외에도, Tapio(2005)는 핀란드 교통 부문을 대상으로 에너지수요의 소득탄력성, 탄소배출량의 수요탄력성, 탄소배출량의 소득탄력성을 각각 지표로 구성하여 비동조화 지수 분석틀을 체계화하였다. 최근 연구로는 Vavrek and Chovancova(2016)가 체코, 헝가리 등 유

2) 2008년은 국제적으로 온실가스에 큰 영향을 미치는 에너지구성 및 산업구조가 크게 전환되는 시점으로 간주되어 배출증감요인 또는 배출량 결정요인 분석을 수행한 많은 연구들에서 기간 구분의 기준으로 삼고 있다.

럽 4개국을 대상으로 1991년부터 2012년까지 3년 단위로 분석기간을 구분하여 온실가스 비동조화 지수분석을 실시하였으며, Wang et al.(2017)은 중국 발전 부문을 대상으로 단기 비동조화 지수 분석을 실시하였다.

단기 비동조화 분석은 외부 충격 이후 GDP 변화 대비 배출 변화, 즉 온실가스 배출량의 소득탄력성 변화가 어느 수준으로 발생했는지, 불황 이후 회복단계에서 두 변수 간 변화추이가 어떤지를 파악함으로써 개별 국가의 비동조화 수준을 구조적인 차원에서 직관적으로 평가할 수 있다는 장점이 있다. 특히, 우리나라와 같이 수출 의존 산업 구조하에서는 국제유가 및 환율 변동 등 단기 외부 충격에 의한 온실가스 배출량 소득탄력성이 더욱 민감하게 작용할 수 있다. 또한 우리나라의 온실가스 감축목표는 과거 에너지소비 및 배출실적을 토대로 전망한 예상배출량(Business As Usual: 이후 BAU)을 기준으로 설정하고 있으므로, 단기 변동에 따른 온실가스 배출량의 소득탄력성 변화가 국가 온실가스 배출량 및 감축 수준에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 이러한 배경하에서, 온실가스와 경제성장 간 단기적인 비동조화 연구는 우리나라 산업 및 에너지구조, 온실가스 감축 정책에 대해 심도 있는 시사점을 제시해줄 수 있을 것이다.

본 논문의 목적은 온실가스 배출 소득탄력성의 단기 변동성에 초점을 맞추어 우리나라 온실가스 배출량과 경제성장 간 장단기 비동조화 수준을 분석하는 데 있다. 대부분의 기존 연구들이 장기적인 관점에서 온실가스와 경제소득 간 EKC 곡선 여부에 중점을 두었다는 점에서 본 논문은 기존 연구의 빈 공간을 메우는 역할을 한다고 할 수 있다. 구체적으로 온실가스-GDP 간 장기적인 관계와 동시에 비교적 적은 시차 간 비동조화 관계도 고려하였다. 단기 분석은 온실가스 배출의 소득탄력성을 비동조화 지수로 구성하여 분석하였으며, 장단기 분석은 단기 분석과의 연계를 염두에 두고, 비정상 시계열 변수들 간 장기균형관계 동시에 단기 변동에 따른 장기균형 변화도 살펴볼 수 있는 오차수정모형을 구축하였다. 본 연구가 갖는 학술적 의미는 온실가스와 경제성장 간 관계의 단기변동성에 초점을 맞추어 우리나라 온실가스 비동조화에 대한 종합적인 평가를 시도하였다는 데 있다. 또한 국제적으로 논의되고 있는 온실가스 비동조화에 대한 이론적인 개념과 유형을 체계화하여 향후 비동조화 연구를 위한 분석 틀을 제시하였다는 점도 본 연구가 갖는 또 다른 학술적 의의라 할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 우선 비동조화에 대한 이론적인 개념과 유형을 정리하

고, 분석 방법론 및 자료, 분석결과를 제시하며, 끝으로 결론 및 시사점을 도출한다.

## II. 선행연구

비동조화는 재화와 환경오염 간의 기존 인과관계에서의 변화 또는 이탈이라고 정의한다. 즉, 인과적으로 연결되어 있는 두 변수 간의 상대적인 성장률의 변화를 나타낸다. 이러한 비동조화 관계는 기후변화 관련 논의에서 중요한 개념으로 자리잡고 있다(IPCC, 2007, 2014). 그 이유는 비동조화 현상이 단순히 온실가스과 소득 간의 관계를 확인하는 차원의 접근을 넘어서 단일 국가의 에너지구성 및 산업구조, 정책 효과 등을 평가할 수 있는 잣대로서 활용이 가능하기 때문이다. 이하에서는 국제기구에서 논의되고 있는 비동조화 개념 및 유형을 정리하고, EKC 분석으로 대표되는 기존 국내외 비동조화 연구의 한계점을 검토한 후 본 연구의 차별성을 제시하였다.

### 1. 비동조화(Decoupling) 유형 및 이론적 배경

국내외적으로 지속가능한 성장이 주요 의제로 등장하면서 경제성장과 환경오염 수준 간 비동조화 논의가 더욱 주목되고 있다. 일반적으로 비동조화는 GDP가 성장하는 가운데 환경오염 수준이 감소하는 상황으로 인식되었다. 그러나 최근 논의되고 있는 비동조화 개념 및 유형은 두 변수 간 부호가 불일치한 경우뿐만 아니라 동일한 전개방향 상황에서도 상대적인 변화 수준에 차이에 따라 비동조화로 분류되는 개념으로 확장되었다.<sup>3)</sup>

한편 국내 기존 연구의 경우 비선형 관계 여부에 초점을 맞춘 연구가 대부분이며, 비동조화 개념 및 유형에 대한 정립이 부재한 상황이다. 이에 본 논문은 최근 국제기구에서 논의되고 있는 비동조화 개념 및 유형을 정리하였으며, 이를 통해 구체적으로 기후변화 관련 비동조화가 어느 유형에 속하며 해당 분석결과는 어떻게 해석이 가능한지에 대해 수학적 측면과 경제학적인 관점에서 분석틀을 제시하였다.

OECD(2002)는 부문별 비동조화 지표를 개발하는 과정에서 비동조화 수준에 따라 크게 두 가지 유형으로 분류하였다. 첫 번째 유형은 절대적 비동조화(absolute decoupling)

3) 즉 경제소득과 환경오염 모두 상승하는 상황에서도 성장률 차이가 존재할 경우 비동조화 현상으로 분류가 가능하다.

관계다. 이는 국가 단위 GDP가 전년대비 증가하는 가운데, 환경오염 수준은 동 기간 동일하거나 감소하는 경우를 나타낸다. 두 번째는 상대적 비동조화(relative decoupling) 유형이다. 절대적 비동조화 유형에서 환경오염 수준은 감소하는 반면, 상대적 비동조화는 환경오염 수준이 증가한다. 다만, 환경오염 증가율이 동 기간 GDP 성장률보다 적을 경우 상대적 비동조화로 분류된다.

UNEP(2011)은 환경오염 중심으로 논의된 OECD(2002)에서 자원사용과 경제소득 간 관계로 확장된 비동조화 개념 및 유형을 제시하였다. 즉 UNEP(2011)은 앞서 제시한 OECD의 상대적/절대적 비동조화 유형을 준용하는 동시에, 비동조화 개념을 경제활동 과정 상 투입과 산출을 기준으로 ‘자원 비동조화(Resources decoupling)’와 ‘환경영향 비동조화(Impact decoupling)’로 구분하였다.

자원 비동조화는 단일 국가 GDP 한 단위당 소요되는 자원 사용률 감소로 정의하며, 자원 생산성 증가와 동일한 의미로 설명한다(UNEP, 2011). 이는 동일한 경제적 산출물을 기준으로 투입된 1차 자원 사용량이 적어지는 경우에 해당하며, 절대량 기준으로 GDP가 증가하는 상황에서 자원 소비가 감소하는 상황은 고려하지 않는다.<sup>4)</sup> 즉 자원 비동조화 유형은 절대적 비동조화는 고려되지 않는 유형으로 분류된다.

환경영향 비동조화는 단일 국가의 GDP가 증가하는 상황에서 환경오염 수준이 감소하는 상태로 정의한다. 이는 다시 두 가지 상황으로 분류된다. 첫째, 절대량 기준으로 환경오염이 감소하는 유형이다. 둘째, 절대량 기준은 증가하지만, 환경오염 증가율이 GDP 증가율보다 적은 경우에 해당하는 유형이다. 즉, 환경영향 비동조화는 절대적, 상대적 비동조화에 모두 적용이 가능하다.<sup>5)</sup>

본 논문은 OECD 분류 기준을 포괄하는 개념인 UNEP의 비동조화 유형을 준용하여

4) 그 이유는 자원 생산성 증가율이 GDP 성장률을 초과하는 상황은 경제학 이론상이나 국가 실물 경제 모두 발생 가능성이 희박하기 때문이다(De Bruyn, 2002; Steger and Bleischwitz, 2009; UNEP, 2011).

5) 자원 비동조화와 환경영향 비동조화 간 몇 가지 차이점이 존재한다. 자원 생산성이 증대됨에 따라 환경영향 비동조화가 동시에 유발될 가능성이 높은 반면, 환경영향 비동조화가 존재하더라도 반드시 자원 생산성 향상을 야기하지 않을 수 있다(UNEP, 2011). 즉, 자원 비동조화가 환경영향 비동조화의 원인관계일 가능성은 높지만, 반대의 경우는 인과성이 높지 않다. 또한 일반적으로 환경영향 비동조화가 자원 비동조화보다 달성 가능성이 비교적 높은 것으로 평가된다. 그 이유는 자원 생산성 향상은 가격 하락을 유발하고, 이는 다시 자원 소비를 증가시키는 ‘리바운드 효과(Rebound effect)’를 야기할 가능성이 존재하기 때문이다. 특히 온실가스와 관련성이 높은 에너지 소비의 경우 경제성장의 필수적인 투입요소이기 때문에 자원 비동조화 달성이 다른 자원 보다 더욱 어렵다고 분석된다(Ayres et al., 2005; Ayres and Warr, 2005).

분석하였다. <표 1>은 앞서 기술한 OECD, UNEP의 비동조화 분류 기준 및 세부유형을 본 연구 주제인 온실가스 비동조화에 적용한 것이다. UNEP의 분류기준에 따르면, 온실가스 비동조화는 환경영향 비동조화 유형에 해당한다. 이는 온실가스가 생산 투입요소가 아니라 경제활동의 총체적인 산출물이기 때문이다.<sup>6)</sup> 또한 세부유형을 적용하면 온실가스 비동조화는 그 수준에 따라 상대적/절대적 비동조화 유형으로 구분이 가능하다.

〈표 1〉 OECD, UNEP 비동조화 유형

구분	OECD(2005)	UNEP(2011)	
분류 기준	비동조화 수준	경제활동 단계(투입/산출)	
유형	상대적 / 절대적	자원	환경영향
세부 유형	.	상대적	상대적/절대적
온실가스 비동조화	양자 모두 가능	.	0

자료: OECD(2005), UNEP(2011)을 토대로 저자 작성.

본 논문에서는 국제기구에서 정의 및 분류하고 있는 상대적/절대적 비동조화 유형을 수학적 기준과 경제학적 측면에서 살펴보았다. 비동조화는 주어진 시차 간의 온실가스 변화율을 GDP 변화율로 나눈 식 (1)을 통해 평가할 수 있으며, 이는 곧 GDP 변화에 대한 온실가스 배출의 소득탄력성을 나타낸다. 식 (1)을 기준으로 온실가스 배출 탄력성이 0보다 적을 경우 절대적 비동조화 상황으로, 0보다 크고 1보다 적을 경우에는 상대적 비동조화 관계로 해석한다.<sup>7)</sup>

$$GDP \text{ elasticity of } GHGs = \% \Delta GHGs / \% \Delta GDP \quad (1)$$

경제학적인 측면에서 살펴보면, 절대적 비동조화는 환경오염 물질에 대한 한계저감 편익(Marginal Abatement Benefit)이 한계저감비용(Marginal Abatement Cost)을 초과

6) 온실가스 비동조화 규명을 다룬 기존 연구들 중 에너지소비와 GDP 간 관계 규명을 실시한 연구도 상당수 존재한다. 다만 본 연구에서는 온실가스에 초점을 맞추어 분석을 실시하되, 분석결과 해석은 에너지소비와 상호비교를 중심으로 제시하였다.

7) 상대적/절대적 비동조화의 이론적인 배경에서는 GDP가 증가하는 상황에 한정하여 설명한다. GDP가 감소하는 상황하에서의 비동조화 유형에 대한 구체적인 설명은 3장 연구방법론에서 기술하였다.



한 상황이다. 즉, 온실가스 배출 탄력성이 0보다 적은 경우 정책개입, 기술도입, 기후변화 대응 인식 확산 등 복합적인 요인으로 한계저감비용이 한계저감편익 대비 절대적으로 작아진 상황으로 설명할 수 있다.<sup>8)</sup> 상대적 비동조화는 온실가스 배출의 한계저감비용이 한계저감편익을 여전히 초과하지만, 둘 간의 차이가 이전 기간 대비 감소한 상황을 나타낸다. 즉, 온실가스 배출 소득탄력성이 0보다 크거나 1보다 작은 경우에는 한계저감편익 대비 한계저감비용 수준이 이전 기간 또는 과거 경향 대비 감소하는 상황으로 해석할 수 있다.

## 2. 기존 연구(EKC)의 한계점

온실가스 배출량과 경제성장 간 비동조화 관계를 분석한 대부분 국내 연구는 EKC 가설 검증에 초점을 맞추어 수행되어 왔다. Grossman and Krueger(1991)가 처음 제기한 EKC 가설은 소득과 환경오염 수준 간 역U자 관계가 가능하다는 것이다. 이론적으로는 소득이 증가하면서 환경개선에 따른 한계 편익(Marginal benefit)이 환경투자자에 대한 한계 비용(Marginal cost)을 초과하는 경우 변곡점이 존재할 수 있다는 것이다. 그러나 온실가스 배출량과 GDP 간의 EKC 가설검증 연구는 크게 두 가지 한계점이 존재한다.

첫째, 분석대상인 온실가스의 특성이 EKC 가설이 갖는 이론적 배경과 불일치하다는 점이다. 다른 오염물질(NO<sub>x</sub>, SO<sub>x</sub> 등)과 달리 온실가스의 경우 개별 국가 내 한계저감편익이 낮게 도출되는 문제점을 제기하였다(McConnell, 1997; Stern, 2004). 이는 온실가스가 환경투자를 위한 비용과 환경개선에 따른 편익이 미치는 공간적 범위가 서로 일치하지 않기 때문이다. 즉 온실가스에 의한 피해가 지역적 차원에서 나타나지 않고 전 세계적으로 분산되어 나타나기 때문에 한계저감편익이 한계저감비용을 초과할 수 있다는 이론을 토대로 제시된 EKC 가설과 부합하지 않음을 지적하였다(Lopez, 1994; Stern, 2004).

이러한 배경하에서, 다수의 연구에서 분석 대상을 여러 국가로 확장한 패널자료를 이용하여 온실가스 EKC 분석을 실시하였다.<sup>9)</sup> 한편, 패널자료 분석은 대상 및 기간에 따라

8) 한계저감편익과 한계저감비용은 양자 모두 고정된 것이 아니라 시간적·공간적으로 모두 변화하는 것으로 이해해야 한다. 이는 환경오염에 대한 정책, 기술 등의 요인으로 한계저감비용이 결정되기 때문이다. 또한 경제학에서 일반적으로 지불가능의사액(Willingness To Pay)으로 추정하는 한계저감편익의 경우에도 환경오염에 대한 선호에 따라 시공간적으로 크게 다를 수 있다.

결과가 상이하며, 국가 간 상호작용도 고려해야 하는 문제점이 지적되었다. 구체적으로 EKC 가설과 반대되는 결과가 도출되거나(Sharfiik, 1994), 가설을 지지하더라도 변곡점이 나타나는 소득 구간 간 국가별 차이가 크게 발생하는 등의 문제점이 도출되었다(Holtz-Eakin and Selden, 1995; Unruh and Moomaw, 1998).<sup>10)</sup> EKC 변곡점 여부 자체를 확인하기 위한 목적으로는 이론적인 부합성이나 추정의 용이성 측면에서 패널자료 분석이 적합할 수 있으나, 개별 국가 단위 비동조화 수준에 대한 면밀한 평가는 수행하기 어렵다는 한계가 존재한다.<sup>11)</sup>

온실가스 EKC 가설검증 연구가 지닌 또 다른 한계점은 단기 충격에 의한 온실가스 배출변화를 고려하기 어렵다는 것이다. 온실가스 배출량과 GDP 모두 거시경제 변수로 분류되어, 대부분의 연구가 장기적인 관점에서 분석을 실시하였다. 이는 온실가스 소득탄력성을 시간의 변화와 무관하게 고정된 변수로 간주하고 분석을 실시하였기 때문이다. 그러나 기후변화 의제가 국제사회 주요 이슈로 등장하면서 개별 국가의 온실가스 소득탄력성이 장기적인 추세보다 단기 요인에 의한 변동이 커지고 있는 상황이다.<sup>12)</sup> 특히 2008년 국제금융위기 이후, 개별 국가의 경제침체와 동시에 온실가스 배출량이 급격한 변화를 겪으면서 단기 충격에 의한 배출 변화 수준과 기존 추이를 다시 회복하는 구조적 능력에 대한 분석이 개별 국가의 비동조화 수준을 판단하는 데 중요한 시사점을 제공하는 측면에서 새롭게 주목을 받고 있다(EEA, 2014).

EEA(2016; 2017)는 오차수정모형을 통해 유럽연합의 온실가스 배출 결정요인을 분석하였다. 국내 연구 중에는 신석하(2014)가 비정상 시계열 특성에 초점을 맞추어 일인

9) 또한 국가 패널자료를 구축하여 EKC 분석을 실시하는 주된 이유는 소규모 시계열 자료의 낮은 검정력을 보완하는 장점이 존재하기 때문이며, 이는 앞서 제기한 단일 국가 대상 온실가스 EKC 연구가 갖는 이론적인 한계와도 일맥상통하는 부분이 존재한다.

10) 국내 연구의 경우 대체로 EKC 가설을 지지하는 결과를 제시하였다. 김정인·김진욱·박창원(1999), 정근오·정영근(2004), 최충익·김지현(2006), 김재혁·신동현·조하현(2015) 등은 국가별 패널 자료를 활용하여 EKC 가설을 지지하는 결과를 제시하였다. 또한 이광훈(2010), 이광훈·이춘화(2009)는 우리나라를 대상으로 지역별 패널 자료를 구축하여 이산화탄소 배출에 대한 EKC 존재를 검증하였다.

11) Wagner(2008)는 EKC 가설검증 연구가 갖는 계량경제학적인 문제점을 지적하였다. GDP와 온실가스 배출량 모두 비정상 시계열의 특성을 갖고 있기 때문에, 일반적으로 EKC 검증연구에서 시계열을 차분한 후 회귀분석을 실시한다. 그러나 EKC 연구의 주요 관심사인 비선형 변수( $GDP^2$ )는 차분하여도 정상시계열이 되지 않기 때문에 선형회귀모형의 가정을 위배한다.

12) 온실가스 소득탄력성의 단기 변동성 증가는 온실가스 규제수준, 에너지전환 및 온실가스 저감 기술 향상이 주요 요인일 수 있다.

당 온실가스 배출량에 대한 오차수정모형을 추정하였다. EEA(2016; 2017)는 온실가스 비동조화에 초점을 맞추어 계량 분석을 실시한 반면, 신석하(2014)는 온실가스 배출전망에 대한 거시적 타당성을 검증하기 위해 1인당 이산화탄소 배출량에 대한 결정요인을 분석하였다.<sup>13)</sup> 두 연구 모두 공적분 모형을 통해 단기 충격으로 인한 이탈분이 장기균형 상태로 회복하는 수준을 분석하였지만, 별도의 단기 분석을 시도하진 않았다. 신석하(2014)의 경우 이산화탄소에 영향을 미치는 거시경제변수로 GDP, 기술진보, 국제유가를 고려한 오차수정모형을 통해 장기균형관계하의 단기 이탈 상황에 대해 유의미한 결과를 도출했다. 다만, 장기 식에 배출 증가와 감소 요인 모두를 고려하여, 오차수정항의 단기 불균형 및 차감 방향에 대한 해석이 어려운 것은 해당 연구가 갖는 한계점으로 지적 가능하다.

또한 EEA(2016; 2017)와 신석하(2014) 모두 단기 변동에 의해 두 변수 간 관계의 변화가 어느 시점에 발생하였으며 이후 추세가 어떻게 변화하였는지에 대한 직관적인 분석은 부재하다. 오차수정모형을 통해 단기 변동 여부를 통계적으로 파악할 수 있지만, 어느 시점에 단기 충격(Event)이 발생하였으며, 충격에 의해 둘 간의 관계가 어떤 방향과 어떤 수준으로 변화하였는지에 대한 직관적인 해석이 어렵다. 특히, 부가가치 및 에너지 대부분을 수출입에 의존하는 국내 산업구조 하에서는 국제유가 및 환율 변동 등 단기적인 외부 충격에 의한 온실가스 배출량의 소득탄력성이 민감하게 작용할 수 있으므로, 우리나라 온실가스 배출량을 장기적인 관점에서만 분석할 경우 산업구조, 규제수준 등을 종합적으로 평가하기는 부족할 수 있다.

13) 신석하(2014)는 오차수정모형을 이용하여 우리나라 1970~2011년 기간의 1인당 이산화탄소 배출에 대한 결정요인을 분석하였다. EKC 가설검증에 집중되어 있던 이전 국내 연구에서 벗어나 배출전망을 위해 국내에서 오차수정모형을 처음 제안한 점에서 해당 연구가 갖는 학술적 의미가 크다. 그러나 장기식에 배출 증가(GDP)와 감소요인(기술진보)을 모두 포함시켜 오차수정항 추정결과, 즉 장기균형관계하의 발생하는 단기 불균형의 방향성에 대한 해석이 불명확하다. 반면, 본 연구에서 설정한 장기식은 배출 증가요인만을 고려하여 단기 불균형의 방향성 및 수준을 보다 명확하게 설명하고자 하였다. 특히, 온실가스 배출량에 가장 직접적인 영향을 미치는 화석연료소비비율 모형 내 거시경제 변수로 고려하여, 오차수정항이 내포하는 성격을 보다 분명하게하는 동시에 모형 전체 설명력을 높인 것이 신석하(2014)와 구별되는 점이다. 또한 신석하(2014)는 에너지믹스 및 부문별 에너지비중 등 다양한 외생적 단기 변수를 고려하여 모형결과가 제시하는 설명과 예측력을 높였다. 그러나 오차수정모형 구조 특성상 2단계로 나누어 모형을 추정하기 때문에, 단기 외생변수가 많아질수록 비효율적인 추정량이 얻어질 가능성이 존재하는 것은 해당 연구가 갖는 또 다른 한계로 지적 가능하다. 반면, 본 연구는 단기적인 외생 변수를 최소화하여 정교한 장기균형관계, 그리고 장기식에 포함하지 않은 잠재적 단기 감소요인(오차수정항)에 따른 불균형 관측에 초점을 맞추어 모형의 효율성을 높이고자 하였다.

해외에서는 온실가스와 경제소득 간 단기 변화에 초점을 맞추어 비동조화 지수 분석을 실시한 연구가 다수 존재한다. 앞서 제시한 OECD(2005)와 UNEP(2011) 이외에도, Tapio(2005)는 핀란드 교통 부문을 대상으로 GDP 대비 수송수요, 수송수요 대비 탄소 배출량, GDP 대비 탄소배출량 탄력성을 각각 지표로 구성하여 1970년부터 2000년까지 기간의 비동조화 수준을 분석하였다. 또한 Tapio(2005)에서는 비동조화 지표 및 해석 방식을 체계화하였다. 최근 연구로는 Vavrek and Chovancova(2016)가 체코, 헝가리 등 유럽 4개국을 대상으로 1991년부터 2012년까지 3년 단위로 분석기간을 구분하여 온실가스 비동조화 지수분석을 실시하였으며, Wang et al.(2017)은 중국 발전 부문을 대상으로 단기 비동조화 지표 분석을 실시하였다.

본 논문이 갖는 차별성은 온실가스-GDP 간 단기 변동성에 초점을 맞추어 비동조화를 분석하였다는 점이다. EKC 변곡점 여부에 초점을 맞춘 것이 아니라 비동조화 수준에 대한 장단기 분석을 통해 국가 온실가스 관리 차원에서 배출 수준에 대한 종합적인 평가를 시도하였다. 구체적으로 앞서 제시한 비동조화 이론 및 유형을 토대로 비동조화 지수를 구성하여 단기 비동조화 분석을 실시하였다. 이를 통해 단기 충격에 의한 비동조화 수준 변화가 어느 시점에 어떤 수준으로 발생했는지를 분석하였으며, 그 이후 추세가 어떻게 변화하였는지를 살펴보았다. 또한 단기 비동조화 분석 결과와의 연계를 염두에 두고, 온실가스 배출과 주요 결정요인들 간 동적관계를 분석하기 위해 오차수정모형을 구축하였다. 즉, 온실가스와 주요 결정요인 간 장기균형관계 존재 여부에 대한 분석을 통해 우리나라 온실가스와 경제성장 간 장기적 균형관계가 존재하는지를 분석하였으며, 동시에 장기균형으로 회복하는 조정속도(Adjustment speed)를 추정하여 단기 변동에 따른 기존 온실가스-GDP 간의 관계 변화를 분석하였다.

### III. 연구 방법론

본 연구에서는 국내 온실가스 장단기 비동조화 분석을 위해 두 가지 방법론을 사용하였다. 이번 장에서는 분석에 사용된 자료와 두 가지 방법론을 구체적으로 기술하였다.

## 1. 단기 비동조화 지수

OECD 비동조화 지표는 일정 기간 동안의 환경오염 수준과 GDP 간 비율을 대칭적으로 비교한 형태를 갖고 있다(식(2) 참조). 해당 지표가 0을 기준으로 초과할 경우 비동조화(Decoupling) 관계가 존재하는 것으로 평가하고, 0을 초과하지 않을 경우 동조화(Coupling) 상태로 파악한다. 또한 1을 기준으로 1에 가까울수록 비동조화 수준이 강한 것으로 판단하는 지표이다.

OECD 비동조화 지표는 장기간 비동조화 수준을 직관적으로 판단하기에 용이하다. 그러나 GDP가 지속적으로 증가한다는 가정이 전제되어, 반대로 감소하는 경우에는 환경오염 수준을 경제성장 수준과 대칭적으로 판단하기 어렵다. 또한 절대적 비동조화와 상대적 비동조화를 명확하게 구분할 수 있는 기준이 부재하다는 점도 OECD 비동조화 지표가 지닌 한계점이라고 할 수 있다.

$$Decoupling\ Ratio = 1 - \frac{(\text{환경오염}/GDP)_{\text{종료시점}}}{(\text{환경오염}/GDP)_{\text{시작시점}}} \quad (2)$$

본 논문은 앞서 제시한 상대적/절대적 비동조화의 경제학적 개념, 즉 소득탄력성에 초점을 맞추어 UNEP(2011)의 DI(Decoupling Index) 지수<sup>14)</sup>를 사용하였다. DI는 아래(식 3)과 같이 분석연도를 기준으로 연간 GDP(G)와 배출량(E)의 변화를 지수화한 것으로, 연도별 배출량 소득탄력성을 나타낸다.

$$DI_t = \frac{\Delta E_t}{\Delta G_t} = \frac{(E_t - E_{t-1})/E_{t-1}}{(G_t - G_{t-1})/G_{t-1}} \quad (3)$$

지수 분석은 단기 영향에 초점을 맞추어 2000년을 기준연도로 설정하였다. 기초자료는 국가온실가스 종합정보센터(2018)의 국가 총 배출량과, 한국은행 국민계정(2017)의 경제활동별 실질 국내총생산액을 사용하였다.

14) UNEP(2011) 역시 Tapio(2005)와 Vehmas et al.(2003)에서 체계화시킨 지표를 준용하였다. 저자가 최초로 인용한 출처를 기준으로 UNEP DI 지수로 명칭을 통일하였다.

본 논문은 앞서 제시한 비동조화 유형 및 개념과 Tapio(2005)을 토대로 단기 DI 지수에 대한 해석 방향을 <표 2>와 같이 제시하였다.

GDP가 증가하는 상황에서 DI가 1.0보다 크면 경제소득보다 배출량 증가 수준이 더 크기 때문에 동조화로 간주하였다. 반대로 DI가 1.0보다 작으면 비동조화로 해석했다. 이때 DI가 0보다 작을 경우 소득이 증가해도 온실가스 배출량은 오히려 감소인 상황이기 때문에 절대적 비동조화이며, DI가 0보다는 크지만 1.0보다는 작을 경우에는 소득 증가 대비 배출 증가 수준이 상대적으로 적은 것을 나타내기 때문에 상대적 비동조화로 해석했다.

반대로 GDP 감소 상황에서는 DI에 대한 해석 방향이 바뀌게 된다. 가령 DI가 1보다 크더라도 배출량과 GDP가 감소하는 경우 배출 감소 수준이 GDP 감소 수준을 초과하는 것이기 때문에, 이와 같은 상황을 본 논문은 불황 중 강 동조화 상태로 해석하였다. 반대로 DI가 0보다 작더라도 GDP가 감소하는 상황에서 배출량은 증가하고 있기 때문에 불황 중 역 비동조화로 간주하여 분석하였다.

<표 2> 단기 비동조화 분석결과에 대한 해석 방식

구분	DI 지수 (소득탄력성: $\frac{\partial GHG}{\partial GDP}$ )	배출 지수	의미	비고
GDP지수 > 0	$D < 0$	$< 0$	절대적 비동조화	Absolute D
	$1.0 \geq D > 0$	$> 0$	상대적 비동조화	Relative D
	$D > 1.0$	$> 0$	동조화	Typical C
GDP지수 < 0	$D < 0$	$> 0$	불황 중 역 비동조화	Reverse D
	$1.0 \geq D > 0$	$< 0$	불황 중 약 동조화	Recessive WC
	$D > 1.0$	$< 0$	불황 중 강 동조화	Recessive SC

자료: Tapio(2005), UNEP(2011)를 토대로 저자 작성.

## 2. 장단기 비동조화 추정 모형: 오차수정모형

본 논문의 목적은 온실가스 배출과 경제성장 간 동적관계에 초점을 맞추어 비동조화 수준을 분석하는 것이다. 이에 비정상 시계열 간의 장기적인 균형관계(Long-term

equilibrium relationship)와 단기 변동을 동시에 고려할 수 있는 오차수정모형을 구축하여 온실가스 비동조화 분석을 실시하였다. 본 연구에서는 Pesaran and Shin(1999), Pesaran et al.(2001)이 제안한 자기회귀시차모형(Autoregressive Regression Distributed Lag: ARDL) 오차수정모형 두 단계(Two-stage) 추정방식을 준용하였다.<sup>15)</sup>

온실가스 배출량(GHG)에 영향을 미치는 변수로 국가총생산액(GDP), 화석연료소비량(FF), 에너지가격(국제유가, OIL)을 고려하였다. GDP와 화석연료는 온실가스 배출 증가의 주요 요인이며, 특히 화석연료의 경우 배출증가에 가장 직접적인 영향을 미치는 변수이다.<sup>16)</sup>

본 연구에서 선정한 변수 외에도 온실가스 배출에 영향을 미치는 주요 변수는 존재한다. 다만, 본 연구는 온실가스 배출에 미치는 영향을 장기적인 요인과 단기적인 요인으로 명확하게 구분하기 위해 거시경제변수로 배출증가 요인만을 변수로 설정하였다. 즉, 온실가스 배출 증가에 가장 직접적인 영향을 미치는 화석연료소비를 장기 변수로 포함시켜, 이 외 기술혁신, 규제강도, 에너지효율 등 배출에 감소요인으로 작용하는 잠재 변수는 모두 단기 변동요인으로 간주하여 오차수정항에 반영하고자 하였다.<sup>17)</sup>

본 논문에서 설정한 장기적인 공적분 관계는 식 (4)와 같다.<sup>18)</sup>

- 
- 15) Pesaran and Shin(1999), Pesaran et al.(2001)이 제시한 ARDL 모형은 변수 간단선 선형결합을 통해 오차수정 모형을 유도할 수 있으며, 이로 인해 장기적인 정보 손실 없이 장기균형과 단기 변동성 분석이 가능하다는 장점이 있다(임현진 외, 2013). 본 연구 모형 내 변수 종류는 EEA(2016; 2017)를 참고하였으며, 국내 온실가스 배출특성을 고려하여 변수 형태를 변형하거나 일부 설명변수(국제유가)를 추가하였다.
- 16) 경제성장은 에너지수요 상승을 유발하며, 이는 곧 온실가스 배출 증가에 영향을 미친다. 다만, 에너지원단위(효율)가 동일하다는 전제하에, 경제 성장이 에너지수요 상승을 유발하더라도 크게 두 가지 원인으로 온실가스 배출이 이전 기간 대비 성장률 또는 총량이 감소하는 비동조화 상태(기존 관계에서의 분절 또는 장기균형관계에서의 이탈)가 나타날 수 있다. 첫째, 화석연료의존도 감소에 따른 비동조화 현상이다. 경제성장과 온실가스 간 비동조화 수준, 즉 온실가스 배출의 소득탄력성은 화석연료의존도를 가능할 수 있는 잣대가 될 수 있다. 둘째, 화석연료의존도가 동일하더라도 화석연료 내 구성 변화, 즉 화석연료의 탄소 집약도 감소에 따른 비동조화 현상이다. 화석연료소비에 따른 온실가스 배출 탄력성을 살펴보고, 비동조화 관점에서 우리나라의 화석연료 내 탄소집약도를 평가할 수 있을 것이다. 국제유가는 유가뿐 아니라 국제 에너지 가격을 대표하는 외생적 변수로 사용하였다. 또한 에너지 수입의존도가 높은 우리나라의 산업 특성을 고려하여 모형에 반영하였다.
- 17) 이와 같은 오차수정모형 내 변수 설정은 모형 분석결과에 대한 보다 명확한 해석에 도움을 준다. 가령, 장기식에 기술진보 및 에너지효율 등 배출 감소요인을 포함시키더라도, 오차수정모형 추정결과에서 오차수정항이 유의하고 계수부호가 음(-)으로 도출된다면 장기균형관계하의 발생한 불균형의 존재는 확인될 수 있다. 그러나 단기 이탈한 부분이 장기균형관계로 회복할 때 그 조정되는 방향성에 대한 해석이 용이하지 않다. 따라서 본 연구에서는 온실가스 증가 주요 변수인 화석연료량과 GDP를 장기식으로 설정함에 따라 단기 이탈 불균형이 장기 관계로 회복할 때 차감 조정되는 것으로 해석할 수 있었다.
- 18) 국제유가 변수는 정상시계열로 판정되어 장기 공적분 식에서 제외하였다. 정상성 검정에 대한 상세결과는 이후 본문에 제시하였다.

$$\ln GHG_t = \alpha + \beta \ln GDP_t + \gamma \ln FF_t + e_t \quad (4)$$

이에 따른 오차수정모형은 다음 식 (5)로 설정하였다.<sup>19)</sup>

$$\Delta \ln GHG_t = \alpha_0 + \beta_0 \Delta \ln GDP_t + \gamma_0 \Delta \ln FF_t - (1 - \lambda) EC_{t-1} + \theta_0 \ln OIL_t + v_t \quad (5)$$

장기식의 오차수정항을 의미하는  $EC_{t-1}$ 의 계수  $(1 - \lambda)$ 은 유의성에 따라 온실가스 배출, 경제성장, 화석연료소비 간 장기균형관계 존재 여부를 파악할 수 있으며, 추정계수는 단기적인 이탈 후 장기균형으로 접근하는 조정속도(adjustment speed)를 나타낸다.  $\beta_0$  추정치를 통해 동 기간 우리나라 온실가스 배출 단기 소득탄력성을 파악할 수 있으며, 본 논문에서는  $\beta_0$ 와 단기 비동조화 지수 결과 간 상호 비교분석을 실시하였다.  $\gamma_0$ 는 화석연료사용에 따른 온실가스 배출량의 단기 변화 관계를 설명하는 계수이다. 이를 통해 화석연료의 구성, 즉 화력연료 탄소집약도를 파악할 수 있다.  $\theta_0$ 는 에너지 가격의 대표변수인 국제원유가격과 온실가스 배출 간 단기 동학관계를 추정하는 계수이다. 에너지가격 상승은 에너지소비 감소를 유발하여 온실가스 배출에 감소요인으로 작용할 것으로 예상된다.

자료는 1990년부터 2016년까지의 연간 시계열 자료를 사용하였으며, <표 3>에 출처 및 기초통계량을 제시하였다. 앞선 비동조화 지수분석은 단기 변화에 초점을 맞추어 2000년을 기준연도로 설정하였지만, 장단기 비동조화 계량분석에서는 시계열 검정력 확보를 위해 기준연도를 1990년으로 확장하였다. 국가온실가스 총 배출량은 국가온실가스종합정보센터에서 제공하는 국가온실가스인벤토리(2018) 자료를 사용하였으며, GDP는 한국은행 국민계정(2017)의 2010년 기준 실질 국내총생산액 자료를 사용하였다. 화석연료사용량의 경우 에너지경제연구원(2018)에서 제공하는 에너지통계연보의 1차 에너지소비량 중 석탄, 석유, 가스 소비량을 합산하여 사용하였다. 또한 에너지가격 대리변수는 원자재 및 에너지가격의 척도로 활용되는 국제유가를 선정하였으며, 세계은행(World Bank)에서 제공하는 Commodity Price 자료 중 2010년 US달러 기준 실질

19) 장기식 변수들 간 공적분 검정결과를 이후 본문에 구체적으로 제시하였다. 또한 장기식에서 차분모형으로의 변환과정, 오차수정항 도출과정 및 모형추정의 정교성을 증명하는 수식은 부록 2에 별도로 제시하였다.



두바이유 가격자료를 사용하였다.<sup>20)</sup>

〈표 3〉 자료 출처 및 기초통계량

기초변수	출처	단위	관측	평균	표준편차	최소	최대
국가온실가스 총 배출량	국가온실가스 인벤토리(2018)	백만CO2eq	27	533.0	122.2	292.9	696.7
실질 GDP (2010년 기준)	한국은행 국민계정(2017)	10억 원	27	955,919	338,335	419,518	1,509,75
화석연료 소비량 (1차 기준)	에너지통계연보 (2018)	천TOE	27	175,210	49,871	77,322	244,622
실질 국제유가 (두바이유, 2010년 기준)	World Bank Commodity Price	배럴당US\$	27	46.9	29.2	14.7	'98.8

한편, 시계열 모형의 일치성(Consistency)과 견고성(Robustness)을 담보하기 위해서는 세 가지 검정이 필요하다. 우선, 시계열 변수들의 I(1)검정, 즉 단위근 검정이 필요하다. 다음으로 비정상 시계열 변수들 간의 선형결합이 정상시계열 I(0)이라는 공적분 검정이 필요하다. 마지막으로 변수들 간 최적시차( $p, q$ )를 선정해야 구체적인 모형의 형태와 추정식이 결정된다.

본 논문은 Augmented Dicky and Fuller 검정 모형(이하 ADF)을 활용하여 시계열 자료의 정상성을 판정하였다.<sup>21)</sup> 단위근 검정결과 국제유가 외 모든 변수가 비정상 시계열인 것으로 판정되어, 국제유가 변수를 제외한 온실가스 배출량, GDP, 화석연료소비량 간 공적분 검정을 실시하였다.<sup>22)</sup> <표 4>는 계량모형에 사용된 시계열 변수의 ADF검정 결과이다.

20) 평균 국제유가를 사용한 연구도 존재하지만, 본 연구에서는 우리나라 수입 비중이 가장 높은 실질 두바이유 가격자료를 사용하였다(<https://www.worldbank.org/en/research/commodity-markets>).

21) 단위근 검정은 식  $y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \epsilon_t$ 에서 귀무가설  $H_0 : \beta = 1$ 를 검정하는 것이다. 귀무가설을 기각하지 못하여 비정상 시계열로 판정된 경우 전통적인 회귀분석은 가상 회귀(Spurious Regression) 문제가 발생한다. ADF 검정은 Dickey and Fuller(1979)가 제안한 기존의 DF 단위근 검정 회귀모형을 보완한 검정방법이다. DF 검정 회귀 모형은 오차항의 자기상관(Autocorrelation) 문제로 단위근 검정력을 낮춘다(민인식, 최필선, 2016).

22) 국제 유가의 경우 추세를 포함시킨 검정모형 외 기본, 상수제의 모형에서 모두 1% 임계치 기준으로 귀무가설을 기각하여 정상시계열로 판정되었다.

〈표 4〉 단위근 검정 결과

구분	ADF검정		
	기본 (1% 임계치: -3.75)	추세 (1% 임계치: -4.38)	상수 제외 (1% 임계치: -2.66)
온실가스 배출량	-2.388	-3.130*	2.398*
실질GDP	-2.483	-1.448	2.612**
화석연료 소비량	-3.201	-3.339*	2.253*
국제 유가	-3.754***	-2.664	2.764***

주: 1) 자연로그 변환 후 단위근 검정 실시함.

2) \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

비정상 시계열로 판명된 온실가스 배출량, GDP, 화석연료소비 간의 장기균형관계를 파악하기 위해 공적분 검정을 실시하였다. 본 논문에서는 비정상 시계열들 간의 1차 회귀분석을 추정하고, 추정된 잔차에 대해 정상성 여부를 판단하는 Eagle and Granger (1987, 이하 EG) 검정법을 사용하여 공적분 검정을 실시하였다.<sup>23)</sup> <표 5>는 배출량과 주요 결정요인들 간 공적분 검정결과이다. 세 변수 간 선형결합이 정상 시계열로 판정되어 비정상 시계열들 간의 장기균형관계, 즉 공적분이 존재하는 것으로 나타났다.

〈표 5〉 공적분 검정 결과

변수 <sup>1</sup>	t검정 결과	EG검정		
		1% 임계치	5% 임계치	10% 임계치
온실가스-GDP-화석연료	-3.014*** <sup>2</sup>	-2.660	-1.950	-1.600

주: 1) 자연로그 변환 후 단위근 검정 실시함.

2) \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

23) 본 연구는 기존 회귀모형에서 추정된 오차항에 대한 ADF 검증을 통해 변수들 간 공적분을 검정하는 방식인 Eagle and Granger(1987, 이하EG) 검정방법을 활용하였다. Phillips and Ouliaris(1990, PO) 등 다양한 공적분 검정법 중 오차항에 대한EG 공적분 검정방법을 활용한 것은 본 연구 목적이 변수들 간 상호적인 대칭관계에 주목한 것이 아니라 온실가스 배출량에 대한 단일 방향의 관계를 분석하는 것으로써, 이에 적합하기 때문이다.

본 연구에서는 AIC(Akaike Information Criterion), SBIC(Schwarz-Bayesian Information Criterion), HQIC(Hannan-Quinn Information), FPE(Final Prediction Error) 통계량을 토대로 변수들 간 최적시차를 선정하였다.<sup>24)</sup> 검정결과 종속변수인 온실가스 배출량 자연 로그는 과거 변수 중 시차 1년이 모든 기준에서 최소 통계량인 것으로 나타났으며, GDP, 화석연료소비량, 국제유가와와 최적시차도 모든 기준에서 1년으로 나타났다(<부록 1> 참조). 단위근, 공적분 및 최적시차 검정결과를 토대로 앞서 제시한 오차수정모형 식 (5)를 구축하였으며, 이를 통해 우리나라 온실가스 배출량의 장단기 비동조화 수준을 분석하였다.<sup>25)</sup>

#### IV. 분석결과

본 연구에서는 단기와 장기를 구분하여 온실가스 비동조화 분석을 실시하였다. 단기 분석은 우선 국내 온실가스-GDP 간 비동조화 지수를 분석한 후 미국, 일본 등 주요 4개국의 동일 기간의 비동조화 수준을 국내 수준과 상호 비교하였다. 장기적인 관점에서는 온실가스의 비정상 시계열 특성을 고려하여 온실가스와 주요 결정요인들 간 장단기 동적관계를 파악할 수 있는 오차수정모형을 추정하였다.

2000년부터 2016년까지의 우리나라 온실가스 단기 비동조화 지수 분석결과, 몇 가지 특징이 발견된다(<표 6> 참조).

- 
- 24) 자기회귀모형에서 차수를 결정하는 데 이론적이나 실험적 판단을 하기 어렵다(민인식, 최필선, 2016). 이에 다양한 시차에 대한 모형을 추정한 후 AIC, SBIC 등의 통계량을 이용하여 차수결정을 시도한다. 일반적으로 가장 일반적으로 사용되는 통계량은 AIC이지만, Lukepohl(2005)은 AIC가 과대추정의 가능성이 존재하며 SBIC와 HQIC를 추천하기도 하였다. 따라서 본 연구는 단일 기준의 통계량보다는 다양한 통계량을 상호 비교하여 시차를 선정하였다. 시계열이 연간 형태이며 상대적으로 짧은 것을 고려하여 최대시차를 4년으로 설정하고 통계량을 비교하였다.
- 25) 익명의 심사자가 오차수정모형에 자기시차 변수가 부재한 것에 대해 문제점을 제기하였다. 이에 본 논문은 ARDL(1, 1) 모형이 차분 모형으로 변형하는 과정에서 자기시차회귀변수( $\ln GHG_{t-i}$ )가 제거되고 오차수정항(장기식)이 도출되는 과정을 증명한 수식을 부록 2에 제시하였다.

〈표 6〉 국내 온실가스 배출량 단기 비동조화 분석결과(2000~2016년)

연도	DI 지수	배출 지수	GDP 지수	의미
2000-2001	0.582	0.026	0.045	RD
2001-2002	0.559	0.042	0.074	RD
2002-2003	0.656	0.019	0.029	RD
2003-2004	0.330	0.016	0.049	RD
2004-2005	0.182	0.007	0.039	RD
2005-2006	0.183	0.009	0.052	RD
2006-2007	0.489	0.027	0.055	RD
2007-2008	0.804	0.023	0.028	RD
2008-2009	1.158	0.008	0.007	C
2009-2010	1.542	0.100	0.065	C
2010-2011	1.054	0.039	0.037	RD~C
2011-2012	0.267	0.006	0.023	RD
2012-2013	0.484	0.014	0.029	RD
2013-2014	-0.249	-0.008	0.033	AD
2014-2015	0.103	0.003	0.028	RD
2015-2016	0.056	0.002	0.029	RD

동 기간 온실가스 DI 지수가 대체적으로 0과 0.5 사이 수준으로 분석된다. 이는 온실가스 배출 소득탄력성이 0~0.5 수준이며, 단기적으로 상대적 비동조화 상황임을 나타낸다.

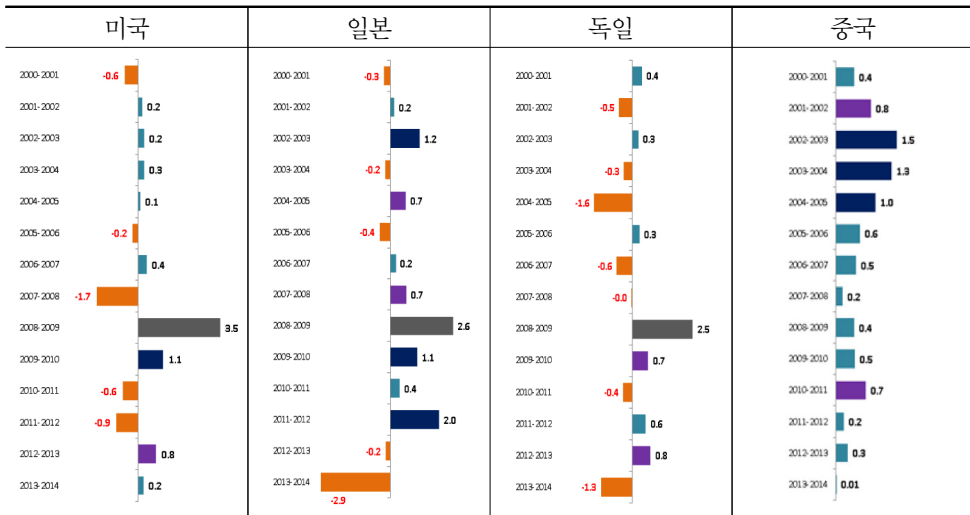
단기 비동조화 지수, 즉 온실가스 배출량의 소득탄력성이 시기 별로 다소 차이가 존재한다. 2008년까지 상대적 비동조화 수준을 유지하다가, 이후 2009~2011년 사이 전형적인 동조화 단계로 전환된다. 이는 2008년 국제금융위기 여파로 인한 국내 연료구성의 급격한 변화에 따른 것으로 추정된다. 이는 에너지 구성 변화 추이와 연계해서 살펴보면 보다 뚜렷해진다.<sup>26)</sup>

26) 2008년 이후 산업부문 최종에너지 소비 중 화석연료 비중은 약 80%로 유지되지만, 석탄소비 비중은 2009년부터 2011년까지 급격하게 증가한다(22% → 24% → 26%).

2014년 최초로 온실가스 배출의 소득탄력성이 음(-)으로 나타난다. 즉, GDP가 증가하지만 배출량은 오히려 감소하는 절대적 동조화(AD) 단계가 최초로 나타난다. 여러 가지 원인 중 특히 발전부문 화력발전 비중 감소(69% → 64%)가 국내 배출량과 경제성장 간 관계 변화에 큰 기여를 한 것으로 분석된다.<sup>27)</sup>

국내 DI 분석결과를 해외 주요 국가의 온실가스 DI 결과와 비교하였다. 동 기간 주요 선진국 DI 추세를 살펴보면 국내 DI 지수분석 결과와 구별되는 몇 가지 뚜렷한 차이점이 존재한다.

〈표 7〉 해외 주요국가 온실가스 배출량 단기 비동조화 분석결과(2000~2014년)



자료: OECD 통계시스템, <http://stats.oecd.org>, 검색일: 2017.8.22.

첫째, 장기적인 관점에서 우리나라의 온실가스-경제성장 간 관계가 주요 선진국보다 더 안정적인 것으로 나타났다. 즉, 국내 온실가스 배출 소득탄력성의 단기 변동성이 주요 선진국보다 현저하게 적은 것으로 나타났다. 앞서 제시한 비동조화 정의 아래 동 기간 우리나라는 장기적인 관점에서 비동조화 현상이 부재한 것으로 예상할 수 있다.

27) 이와 같은 화력발전 감소는 2010년 이후 본격적으로 도입된 RPS, 목표관리제 등 온실가스 총량규제정책의 효과가 실질적으로 작동되는 과정에서 비롯된 것으로도 분석할 수 있다.

둘째, 국제 금융경제위기 이후 나타난 동조화 단계 특성 차이이다. 선진국의 경우 2008년 불황 중 강 동조화(배출지수 < GDP지수 < 0)로 전환되고, 2009~2010년 경제위기 직후 호황에 따른 동조화(배출지수 > GDP지수 > 0)으로 재 전환된다. 반면 국내의 경우 선진국에서 나타난 불황에 따른 동조화 단계는 부재하지만, 경제위기 직후 호황에 따른 동조화 단계만 나타난다.

셋째, 호황에 따른 동조화에서 상대적인 비동조화 단계로 전환되는 수준(속도)의 차이이다. 앞서 언급된 바와 같이 2010년 주요 선진국과 우리나라 모두 경제위기 직후 호황에 따른 동조화가 존재한다. 이후 상대적 비동조화 관계로 회복하는 추세는 동일하지만, 회복하는 수준에서 큰 차이점을 보인다. 선진국의 경우 2011년 DI 지수가 -0.6에서 0.4 사이 수준에서 회복하지만, 국내의 경우 0.74로 미미한 수준에서 비동조화가 이뤄진다.<sup>28)</sup>

이를 종합하면, 우리나라는 선진국과 비교해서 온실가스와 GDP 간 관계의 안정성, 즉 인과성이 보다 견고하게 나타난다. 온실가스 배출은 개별 국가의 화석연료 의존도가 주요 결정요인이며(EEA, 2016), 특히 우리나라의 경우 발전 부문 내 화석연료 구성이 온실가스 배출 소득탄력성의 단기 변동성을 낮추는 주요 요인일 것으로 판단된다.

한편 중국의 경우 전반적으로 선진국 추세보다는 우리나라 비동조화 추세와 유사한 것으로 나타났다. 즉, 온실가스 배출량의 소득탄력성의 단기적인 변동이 매우 적은 것으로 나타나 둘 간의 장기적인 인과성이 견고한 것으로 분석되었다. 다만, 2000년대 초반까지는 전형적인 동조화 상황을 유지하다가 2006년부터 상대적 비동조화 현상이 나타난다. 이후 상대적 비동조화 수준이 안정적으로 유지되며 2014년에는 절대적 비동조화 단계 직전 수준까지 강화된다.

오차수정모형을 통해 1990~2016년 우리나라 온실가스 배출량의 장단기 비동조화 관계를 분석한 결과는 다음과 같다(<표 8> 참조).

28) 당시 국내 1차 에너지 소비 중 화석연료가 차지하는 비중은 2008년부터 2013년까지 꾸준히 증가한다. 즉 동기간의 에너지믹스 변화가 배출 증가에 주된 요인으로 추정된다.

〈표 8〉 장단기 비동조화 분석결과: 오차수정모형(1990~2016년)

구분	추정계수	표준편차	t 검정	P-value	95% 신뢰구간
$\Delta \ln(GDP_t)$	0.341722**	0.148786	2.30	0.032	0.0323 ~ 0.6511
$\Delta \ln(FF_t)$	0.753083***	0.091391	8.24	0.000	0.5630 ~ 0.9431
$EC_{t-1}$	-0.336522**	0.139647	-2.41	0.025	-0.626 ~ -0.046
$\ln(OIL_t)$	0.009712**	0.003418	2.84	0.010	0.0026 ~ 0.0168
상수항	-0.051632**	0.014349	-3.60	0.010	-0.626 ~ -0.0461
Adjusted R Squared				$adj-R^2$	0.9451
Root Mean Square Error				$\sqrt{MSE}$	0.0118

주: \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

분석결과 오차수정항이 5% 이내 유의한 것으로 추정되었다. 이는 우리나라 온실가스 배출은 경제성장 및 화석연료소비와 장기균형관계가 안정적으로 존재하는 것을 의미한다. 즉, 엄밀한 의미로서 비동조화가 상호 간 인과관계의 탈피(Breaking the link)로 정의하므로, 1990~2016년 기간 동안 우리나라 온실가스 배출과 경제성장 간 장기적으로 비동조화 현상이 존재한다고 판단하기 어렵다.<sup>29)</sup>

오차수정항의 추정계수는 -0.3365로 나타났다. 이는 장기균형관계에서 단기적으로 이탈하여 발생한 전년도 불균형(Disequilibrium) 부분 중 약 33.6%가 금년에 하향 조정되어 회복하고 있는 것을 의미한다.<sup>30)</sup> 즉 한국경제의 온실가스 배출량은 성장속도 및 화석연료소비와 장기적인 인과관계를 갖고 있으나, 에너지효율, 온실가스 감축정책 등 복합적인 요인에 의해 장기적인 인과관계로부터 단기적인 비동조화 현상이 나타나고 있음을 나타낸다. 따라서 향후 규제강도가 강화된다면 오차수정항 계수의 절댓값이 현재 보다 더 낮아질 수 있으며, 이는 단기적인 불균형(비동조화)이 장기적 균형관계(동조화)로 회복하는 조정 속도가 늦어지는 것을 의미한다.

GDP의 1차 차분항이 유의한 것으로 나타났다. 계수 부호는 양(+)으로 추정되어 경제

29) 경제성장-온실가스 간 인과관계의 분절이 완전한 단계의 비동조화(Fully decouple)를 의미하며, 이는 앞서 분류한 절대적인 비동조화와는 다른 이론적 개념이다. 따라서 둘 간의 장기적 균형관계의 확인은 인과적인 관점에서 동조화로 분류 가능하다.

30) 동 기간 장기적 인과관계로부터 이탈하여 발생하는 불균형은 단기 비동조화 현상으로 해석할 수 있다. 여기서의 비동조화는 장기적 인과관계에서의 단기적 이탈을 의미하는 것으로, 앞서 2장에서 분류한 비동조화와 상이한 개념이다.

성장이 온실가스 배출 증가에 단기적으로 긍정적인 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 추정계수, 즉 온실가스 배출의 소득탄력성이 0.342인 것으로 도출되어, 단기적으로(연도 별) GDP가 한 단위 증가할 경우 온실가스 배출이 전년대비 약 0.342 수준 증가하는 것으로 나타났다.

화석연료소비량 1차 차분항이 0.7530으로 1%이내 유의하게 추정되었다. 단기적으로 화석연료소비에 따른 온실가스 배출 탄력성이 소득탄력성을 크게 상회하는 것으로 나타났다. 즉, 화석연료 소비 증가가 우리나라 온실가스 배출 증가에 주요 요인으로 작용한 것으로 나타났으며, 화석연료 내 대체효과(석탄 → 가스)가 부재하다면 이와 같은 단기적인 추세는 향후에도 지속될 가능성이 높은 것으로 분석되었다.

한편 정상 시계열 변수인 국제 유가는 5% 이내에서 유의하게 추정되어 온실가스 배출에 단기적으로 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 추정계수는 0.0097으로 도출되어 국제 유가가 높아지면 온실가스 배출량이 소폭 증가하는 것으로 분석된다. 이는 흥미로운 결과로 일반적인 에너지 수요 관련 추정에서는 국제 유가의 상승에 따라 단기적으로 석유류 제품의 가격이 상승하고 관련 제품의 수요가 하락된다. 그러나 우리나라의 경우에는 해당 기간 동안 원유를 수입하여 가공하는 고부가가치 석유류 제품의 수출 비중이 매우 높은 산업구조의 특성상 온실가스의 배출과 국제원유가격의 상승이 동시에 발생하는 것으로 추정되었다.<sup>31)</sup>

장기적인 관점에서만 분석한 기존 연구와 달리, 단기 비동조화 지수 분석과 오차수정 모형결과와 상호 연계해서 분석한 본 논문은 다음과 같은 시사점이 도출된다.

우선 비동조화 지수분석과 오차수정모형 결과를 종합하면, 개별 국가의 온실가스과 경제성장 간 기존 관계에서 나타나는 단기 변동성이 높을수록 보다 성숙한 비동조화 단계로 평가할 수 있다. 비동조화 지수 분석결과에서 살펴본 바와 같이, 해외 선진국의 경우 비동조화 지수에서 나타나는 장기적인 추세를 식별할 수 없을 만큼 단기 변동성이 크다. 반면, 우리나라와 중국의 경우 단기 비동조화 지수 수준은 상대적 비동조화 추세를 나타내지만, 장기적인 추세가 뚜렷하게 확인되었다. 뿐만 아니라 오차수정모형 결과에

31) 즉 유가 상승에 따라 상대적으로 에너지 집약적 산업의 활동 증대가 이어지고, 이는 결과적으로 온실가스 배출 증가에 단기적으로 영향을 미친다는 의미이다. 또한 발전부문의 석유 소비도 천연가스와는 달리 국가의 장기적인 에너지 정책에 따라 결정되는 특성상 유가 상승이 발전부문 석유류(중유, 경유)의 감소를 크게 유발하지 않는 점도 유의해야 한다.



서도 장기균형관계에서 단기적인 요인에 의해 발생한 불균형(비동조화)이 클수록 장기 균형관계(동조화)로 회복하는 속도가 늦어지는 것을 확인할 수 있었다.

〈표 9〉 국내 온실가스 배출량 장단기 비동조화 분석결과 종합 및 해석

구분	비동조화 지수	오차수정모형
단기 변동성의 의미	장기적 추세에서 단기적 요인으로 발생하는 불균형(비동조화)	
장기	동조화 (뚜렷한 장기 추세)	동조화 (안정적인 장기균형관계)
단기	상대적인 비동조화	비동조화 (단기적 불균형 + 상대적)
기존 관계로의 회복 의미	상대적 비동조화 → 동조화 → 상대적 비동조화	장기적 균형 → 단기적 비동조화 → 장기적 균형
기존 관계로의 회복 소요시간	약 3~4년	약 3년

우리나라 온실가스 배출은 장기적으로 뚜렷한 동조화 현상이 나타난다. 단기 비동조화 지수 분석결과 국내 온실가스 배출량의 소득탄력성이 시간 변화에 따른 변동성이 주요 선진국 대비 현저하게 적은 것으로 나타났다. 이는 오차수정모형 결과에서 통계적으로 입증되었다. 즉, 온실가스 배출-경제성장-화석연료 간 장기적 균형관계를 통해 견고한 인과성을 확인하였다. 이를 종합하면, 우리나라 온실가스 배출과 경제성장 간 관계의 안정성은 선진국 대비 보다 견고할 것으로 예상되며, 이는 화석연료소비의존도가 주요 요인일 것으로 판단된다.

단기적으로는 상대적인 비동조화가 전개 중이다. 단기 지수 분석결과 2008년 전후를 제외한 대부분의 분석 기간 동안 상대적 비동조화 수준을 유지하였으며, 2014년에는 최초로 절대적 비동조화 단계가 나타난다. 오차수정모형 추정결과에서도 국내 온실가스는 경제성장 및 화석연료소비와 장기적인 인과관계가 존재하지만, 장기균형에서 이탈하는 단기 변화분이 차감 조정, 회복하는 것으로 분석되었다. 온실가스 배출의 소득탄력성을 나타내는 온실가스-경제성장 간의 단기 동화관계에서도 GDP 차분항 계수가 0.34 수준으로 추정되어 상대적인 비동조화가 뚜렷하게 확인되었다.

단기적 요인으로 발생한 불균형(비동조화)이 기존 장기 균형관계(동조화)로 회복하

는 데 약 3~4년의 시간이 소요되는 것으로 분석되었다. 단기 지수 분석결과 2008년 국제 금융위기 후 이전의 온실가스 배출 소득탄력성 수준으로 회복하는 데 약 3~4년이 소요 되는 것으로 나타났다. 이는 오차수정모형 결과에서도 유사하게 도출되었다. 온실가스-GDP-화석연료 간 장기균형관계(동조화)에서 전년도 이탈되어 발생한 불균형(비동조화)이 금년에 약 33% 조정되는 것으로 분석되어, 단기적인 불균형이 조정되어 장기적인 균형관계로 회복하는 데 약 3년이 소요되는 것으로 나타났다.

또한 단기 분석결과, 2008년 국제금융위기 직후 호황에 따른 동조화는 우리나라도 선진국과 유사하게 나타난 반면, 그 이후 기존 추세를 회복하는 수준에서 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 즉, 경기 불황 이전 완만한 경제 성장 시기에는 온실가스 저감 요인이 작동하는 데 반해, 경기 불황 직후 호황 시기에 약화된 저감 동기가 그 이후에도 지속되는 것은 국가적인 차원에서 온실가스 감축정책의 일관성의 부족으로 평가할 수 있다.

단기 지수 분석결과와 오차수정모형결과를 종합하면, 우리나라 온실가스 배출량의 소득탄력성의 단기 변동성은 아직까지 선진국 대비 미미한 수준이다. 그러나 장기적인 추세에서 단기 변동성이 존재하며 과거 대비 변동성이 커지고 있는 것으로 나타났다. 이는 우리나라 온실가스 감축의무 기준이 되는 BAU 방식의 근본적인 한계점을 시사한다.<sup>32)</sup> 과거 배출실적 및 에너지소비 패턴을 기준으로 설정된 BAU는 온실가스 배출 소득탄력성의 단기 변동을 고려하는 데 한계가 있기 때문이다. 가령, 불황 직후 단기 호황에 따른 배출수준이 BAU에 반영될 경우 이를 기준으로 설정된 감축목표에 실제보다 높은 온실가스 배출 소득탄력성이 반영될 수 있다.<sup>33)</sup> 또한 우리나라 온실가스 배출은 장기적인 관점에서 GDP 및 화석연료소비와 인과성이 견고하게 존재하지만 단기 요인에 따라 차감·조정되어 전개하고 있으므로 과거 에너지소비 패턴 및 정책 강도를 전제하여 추정된 BAU는 과다추정의 가능성이 존재할 수 있다.

32) 오차수정모형결과에서 장기균형관계 하에 단기 불균형이 존재하는 것이 입증되었고, 단기 변동이 언제 어떻게 발생하였는지를 확인할 수 있었다. 이에 최근의 온실가스 배출 소득탄력성의 단기 변동성이 과거 대비 커지고 있는 것으로 해석이 가능하다.

33) 우리나라의 대표적인 온실가스 감축정책인 배출권거래제의 경우에도, 벤치마크 방식을 적용하는 일부 업종을 제외한 대다수 참여기업에 과거배출량을 기준으로 감축목표를 설정하는 그랜드파터링 방식이 적용되고 있다. 처음 온실가스 배출권거래제 도입 시 참여 대상기업의 2011~2013년 배출실적을 토대로 BAU를 전망하였으며, 여기에 국가 감축률을 적용하여 할당량을 산정하였다. 이 경우 만약 과거실적 기준연도(2011~2013)에 단기 호황을 경험하였고, 이에 따른 소득탄력성이 배출권거래제 제1기 BAU에 반영되었다면, 제1기 할당량은 과다할당의 가능성이 존재한다.

끝으로 우리나라 온실가스 배출량이 보다 성숙한 비동조화 단계로의 진입, 즉 온실가스-경제성장 간 기준에 갖고 있는 인과성을 탈피하기 위해서는 화석연료 의존도에 대한 재고가 필요하다.<sup>34)</sup> 분석결과 국가 단위 내 화석연료 의존도가 비동조화 관계 회복 수준에 영향을 미치는 주요 요인임을 제시하였다. 특히, 우리나라는 전력에너지의 소득탄력성이 다른 나라와 비교해서 상대적으로 낮기 때문에, 발전 부문의 화석연료 의존도가 동조화/비동조화에 큰 영향을 미칠 것으로 판단된다. 오차수정모형 결과 온실가스-경제성장-화석연료 간 장기적 인과관계(동조화)에서 단기 이탈하여 발생한 불균형(비동조화)이 다시 장기균형관계로 차감하여 조정되는 것을 확인하였으나, 단기적인 화석연료소비 증가가 조정속도에 큰 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 또한 화석연료에 따른 단기 온실가스배출증가 요인 분석결과는 성숙한 비동조화를 위해서는 전체 화석연료소비량뿐만 아니라 화석연료 내 구성변화도 동시에 고려해야 함을 시사한다.

## V. 결론 및 시사점

본 논문은 국내 온실가스 배출량과 경제성장 간 비동조화 수준에 대한 장단기 분석을 실시하였다. 구체적으로 비동조화 개념을 정리하고 온실가스 비동조화를 유형화하였다. 또한 국내 온실가스와 경제성장 간 관계를 장기와 단기로 구분하여 비동조화 수준에 대한 종합적인 분석을 시도하였다. 이러한 분석을 통해 국가 온실가스 배출전망 및 감축 목표 설정 방식의 한계점을 지적하였으며, 보다 성숙한 온실가스 비동조화 단계로 진입하기 위한 시사점을 도출하였다.

국내 배출량과 경제성장 간 관계는 단기적으로 상대적 비동조화가 뚜렷하게 확인되는 반면, 장기적으로는 온실가스-경제성장-화석연료 간 견고한 인과관계가 존재하여 아직까지 비동조화 상태로 평가하기 어려운 것으로 나타났다. 장기적인 인과관계하에 단기적인 변동성(불균형)이 존재하는 것으로 나타났으며, 이를 통해 국가 온실가스 배출

34) 익명의 심사자가 오차수정모형의 화석연료소비량 추정결과를 화석연료의존도로 확대 해석하는 것에 대해 지적하였다. 오차수정모형 결과 중 화석연료소비 증가에 따른 단기동학관계(약 0.7)는 의존도가 아닌 소비량으로 해석해야 하는 것에 공감하고 이를 반영하여 기술하였다. 다만, 온실가스-경제성장-화석연료 간 장기적인 인과관계의 존재는 아직까지 우리나라 경제활동과 화석연료소비가 밀접하게 관련성이 높다는 것을 의미하는 결과로서, 여기에 초점을 맞추어 화석연료의존도로 해석하였다.

전망 및 감축의무 설정 방식이 단기 변동에 따른 소득탄력성 변화를 고려하지 못하는 문제점을 제기하였다. 또한 국가 단위 내 화석연료소비, 특히 발전부문의 화석연료 의존도가 비동조화 수준에 영향을 미치는 주요 요인임을 제시하였다. 궁극적으로 국가 배출량과 경제성장 간 보다 성숙한 비동조화 관계로 전환되기 위해서는 화석연료 소비 의존도 최소화를 촉진할 수 있는 다양한 정책수단의 강화가 중요할 것으로 분석된다.

본 논문은 온실가스 비동조화에 대해 소득탄력성의 단기 변동성에 초점을 맞추어 심도 있게 다루었다는 점에서 기존 연구와 차별성을 갖는다. EKC 존재 여부에 초점을 맞추어 수행된 기존 연구와 달리 본 연구는 온실가스와 경제성장 간 관계 규명을 위해 단기와 장기로 구분하여 비동조화 수준에 대한 종합적인 분석을 수행하였다. 또한 국제기구 및 학계에서 논의되는 비동조화 이론 및 유형에 대한 종합적인 검토를 통해 비동조화 분석 방향을 제시한 점도 본 연구가 갖는 학술적 의의라고 할 수 있다.

그러나 온실가스 비동조화 요인에 대한 정량적인 해석이 부족한 것은 이번 연구가 갖는 한계점으로 지적이 가능하다. 이번 논문에서 살펴본 국내 비동조화 수준은 국가 온실가스 배출량에 대한 종합적인 평가를 제공한다는 측면에서 의의가 있지만, 향후 국내 산업 및 에너지 구조를 고려한 비동조화 요인에 대한 정량적 분석 역시 중요한 연구주제가 될 것이다.

## [References]

- 김재혁·신동현·조하현, “국가별 CO<sub>2</sub> 배출량의 소득탄력성 비교연구”, 「산업경제연구」, 제28권 제1호, 2015.
- 김정인·김진욱·박창원, “주요 OECD 국가의 환경쿠즈네츠곡선 검증”, 「환경경제연구」, 제8권 제1호, 1999.
- 민인식·최필선, 「STATA 시계열데이터 분석」, 지필미디어, 2016.
- 신석하, “오차수정모형을 이용한 한국의 탄소배출량 결정요인 분석”, 「경제학연구」, 제62권 제3호, 2014.
- 에너지경제연구원, 「2017 에너지통계연보」, 2018.

- 온실가스종합정보센터, 「2018 국가온실가스인벤토리보고서」, 2018.
- 이광훈, “국내 지역별 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선 추정 및 비교”, 「환경정책 연구」, 제9권 제4호, 2010.
- 이광훈 · 이춘화, “수도권 지역 이산화탄소 배출에 대한 환경 쿠즈네츠 곡선 탐색 및 정책적 함의”, 「서울도시연구」, 제10권 제3호, 2009.
- 임현진 · 정수관 · 원두환, “지구온난화가 가정부문 에너지 소비량에 미치는 영향 분석”, 「에너지경제연구」, 제12권 제2호, 2013.
- 전호철, “온실가스 배출량의 소득탄력성 추정 연구: 함수계수 패널 분석방법을 중심으로”, 「한국환경정책 평가연구원」, 2018.
- 정근오 · 정영근, “경제성장과 이산화탄소 배출에 관한 다국가 비교분석”, 「산업경제연구」, 17권 제4호, 2004.
- 정용훈 · 김수이, “한국의 CO<sub>2</sub> 배출, 경제성장 및 에너지믹스와의 관계 분석”, 「자원 · 환경경제 연구」, 제21권 제2호, 2012.
- 최충익 · 김지현, “경제성장과 환경오염간의 관계에 대한 국제비교연구: CO<sub>2</sub>의 환경쿠즈네츠 곡선 검증에 중점으로”, 「국토계획」, 제41권 제1호, 2006.
- 한국은행, 「국민계정」, <https://ecos.bok.or.kr>, 최종 접속일자: 2019. 8. 11.
- Apergis, N. and I. Ozturk, “Testing Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Asian Countries,” *Ecological Indicators*, Vol. 52, 2015, pp. 16~22.
- Ayres, R. U., and B. Warr, “Accounting for Growth,” *The Role of Physical Work*, Vol. 16, No. 2, 2005, pp. 181~209.
- Ayres, R. U., and van den Bergh, J. C. M., “A Theory of Economic Growth Material/ Energy Resources and Dematerialization: Interaction with Three Growth Mechanisms,” *Ecological Economics*, Vol. 55, 2005, pp. 96~118.
- Balaguer, J. and M. Cantavella, “The Role of Education in the Environmental Kuznets Curve. Evidence from Australian Data,” *Energy Economics*, Vol. 70, 2018, pp. 289~296.
- de Bruyn, S., “Dematerialization and Rematerialization as two Recurring Phenomena of Industrial Ecology,” *A Handbook of Industrial Ecology*, 2002, pp. 209~222.
- Dickey, D. A. and W. A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of American Statistical Association*, Vol. 74, 1979, pp. 427~431.
- Eagle, R. F. and C. W. Granger, “Co-Integration and Error Correction: Representation,

- Estimation and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251~276.
- EEA, “Analysis of Key Trends and Drivers in Greenhouse Gas Emissions in the EU between 1990 and 2014,” *EEA Publishing*, 2016.
- EEA, “Analysis of Key Trends and Drivers in Greenhouse Gas Emissions in the EU between 1990 and 2015,” *EEA Publishing*, 2017.
- EEA, “Why did Greenhouse Gas Emissions Decrease in the EU between 1990 and 2012?,” *EEA Publishing*, 2014.
- Grossman, G. M., and A. B. Krueger, “Environmental Impacts of a North American Free Trade Agreement,” *NBER Working Paper 1914*. 1991.
- Lopez, R., “The Environment as a Factor of Production: The Effects of Economic Growth and Trade Liberalization,” *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 27, 1994, pp. 163~184.
- McConnell, K. E., “Income and the Demand for Environmental Quality,” *Environment and Development Economics*, Vol. 2, 1997, pp. 383~399.
- OECD, “Indicators to Measure Decoupling of Environmental Pressure from Economic Growth,” 2002.
- Pesaran, M. H. and Y. Shin, “An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis,” *Oxford: Oxford University Press*, 1999.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith, “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 16, 2001, pp. 289~326.
- Phillis, P. and S. Ouliaris, “Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration,” *Econometrica*, Vol. 58, 1990, pp. 165~193.
- Steger, S., and R. Bleischwitz, “Decoupling GDP from Resource Use, Resource Productivity and Competitiveness: A Cross-Country Comparison,” *Economic and Global Policy Issues*, 2009, pp. 172~193.
- Stern, D. and M. Common, “Is there an Environmental Kuznets Curve for Sulfur?,” *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 41, 2001, pp. 162~178.
- Stern, D., “The Rise and Fall of the Environmental Kuznets Curve,” *World Development*, Vol. 32, No. 8, 2004, pp. 1419~1439.
- Tapio, Petri, “Towards a Theory of Decoupling: Degrees of Decoupling in the EU and the Case

- of Road Traffic in Finland between 1970 and 2001,” *Transport Policy*, Vol. 12, 2005, pp. 137~151.
- UNEP, “Decoupling Natural Resource Use and Environmental Impacts from Economic Growth: A Report of the Working Group on Decoupling to the International Resource Panel,” 2011.
- Vavrek, R., and J. Chovancova, “Decoupling of Greenhouse Gas Emissions from Economic Growth in V4 countries,” *Procedia Economics and Finance*, Vol. 39, 2016, pp. 526~533.
- Vehmas, J., Malaska, P., Luukkanene, J., Kaivo-oja, J., Hietanen, O., Vinnari, M. and J. Ilvonen, “Europe in the Global Battle of Sustainability: Rebound Strikes Back?-Advanced Sustainability Analysis,” *Publications of the Turku School of Economics and Business Administration*, Vol. 7, 2003.
- Wagner, M., “The Carbon Kuznets Curve: A Cloudy Picture Emitted by Bad Econometrics?,” *Resource and Energy Economics*, Vol. 30, No. 3, 2008, pp. 388~408.
- Wang, W. and M, Li and M. Zhang, “Study on the Changes of the Decoupling Indicator between Energy-related CO<sub>2</sub> Emission and GDP in China,” *Energy*, Vol. 128, 2017, pp. 11~18.

[부록 1] 시계열 간 최적시차 검정 결과

①  $\ln GHG_t$  과거 변수와의 시차 선정

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	8.685				-.6558	-.61889		
1	38.66	59.958*	1	0.000	<b>.00241*</b>	<b>-3.1881*</b>	<b>-3.1633*</b>	<b>-3.0894*</b>
2	38.89	.4563	1	0.499	.00258	-3.1210	-3.0838	-2.9729
3	39.32	.8679	1	0.352	.00272	-3.0718	-3.0221	-2.8743
4	39.36	.0811	1	0.776	.00297	-2.9884	-2.9263	-2.7415

\*최소 통계량

②  $\ln GHG_t$ 와  $\ln GDP_t$ ,  $\ln FF_t$ ,  $\ln OIL_t$  간의 시차 선정

lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	106.5				2.5e	08	-9.00775	-8.9705
1	188.4	163.7	9	0.000	<b>4.4e-11*</b>	<b>-15.3465*</b>	<b>-15.1975*</b>	<b>-14.754*</b>
2	193.3	9.752	9	0.371	6.6e-11	-14.9879	-14.7272	-13.9511
3	202.2	17.76	9	0.038	7.6e-11	-14.9777	-14.6053	-13.4967
4	214.7	25.03*	9	0.003	7.3e-11	-15.2835	-14.7993	-13.3581

\*최소 통계량



## [부록 2] 차분모형 변환 및 오차수정항 도출 과정

장기식에 포함된 변수들 간의 최적시차 선정 결과를 토대로 ARDL(1, 1) 모형을 아래 식과 같이 설정할 수 있다.

$$\ln GHG_t = \alpha + \lambda \ln GHG_{t-1} + \beta_0 \ln GDP_t + \beta_1 \ln GDP_{t-1} + \gamma_0 \ln FF_t + \gamma_1 \ln FF_{t-1} + e_t$$

본문에 제시한 바와 같이 세 변수는 모두 I(1)이고 이들 간의 공적분 관계가 있기 때문에, 아래 식과 같이 차분 모형으로 변형할 수 있다.

$$(\ln GHG_t - \ln GHG_{t-1}) = \alpha - (1-\lambda) \ln GHG_{t-1} + \beta_0 \Delta \ln GDP_t + (\beta_0 + \beta_1) \ln GDP_{t-1} + \gamma_0 \Delta \ln FF_t + (\gamma_0 + \gamma_1) \ln FF_{t-1} + e_t$$

$$\begin{aligned} \Rightarrow \Delta \ln GHG_t &= \beta_0 \Delta \ln GDP_t + \gamma_0 \Delta \ln FF_t \\ &\quad - (1-\lambda) \left[ \ln GHG_{t-1} - \frac{\alpha}{1-\lambda} - \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{1-\lambda} \ln GDP_{t-1} - \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{1-\lambda} \ln FF_{t-1} \right] + e_t \\ &= \beta_0 \Delta \ln GDP_t + \gamma_0 \Delta \ln FF_t - (1-\lambda) EC_{t-1} + e_t \end{aligned}$$

$EC_{t-1} = \left[ \ln GHG_{t-1} - \frac{\alpha}{1-\lambda} - \frac{(\beta_0 + \beta_1)}{1-\lambda} \ln GDP_{t-1} - \frac{(\gamma_0 + \gamma_1)}{1-\lambda} \ln FF_{t-1} \right]$ 에  
서  $\ln GHG_{t-1}$ 는  $\ln GDP_{t-1}$ ,  $\ln FF_{t-1}$ 와 공적분 관계에 있기 때문에 I(0), 즉 정상시계열이 된다. 따라서 오차수정모형에 대한 OLS는 일치추정량이 되고 t검정이 가능하다. 만약  $\ln GHG_{t-1}$ 이  $\ln GDP_{t-1}$ 와  $\ln FF_{t-1}$ 에 해당하는 균형값에 비해 크다면 균형오차(Equilibrium error)는 양(+)이 되므로 다음 시점인  $\ln GHG_t$ 에 대해 음(-)의 조정이 작용할 것이다. 또한 안정적 장기균형을 위해서는  $(1-\lambda) > 0$ 이 되어야 하며, 차분모형 추정결과를 이용하여 ARDL(1, 1) 모형의 모수를 식별할 수 있다.