ISSN 1598-8260
韓國經濟通商學會

Journal of Economics Studies
經濟硏究 第40卷 第2號, 2022.5, pp. 3-23
https://doi.org/10.30776/JES.40.2.1

산업생산지수와 탄소배출권가격의 비선형 관계*

정수관+

창원대학교 글로벌비즈니스학부 부교수

요약

경제활동이 활발하면 생산량은 늘고 관련 기업들의 탄소배출량은 늘어나기 때문에 배출권을 사들이려는 수요는 늘어나서 배출권가격은 상승하게 된다. 이러한 논리는 산업생산지수와 배출권가격 간 양의 선형 관계를 전제로 하지만 저탄소 기술개발과 재생에너지 사용 증가로 산업생산지수가 증가하더라도 배출권에 대한 수요는 감소해 배출권가격은 하락할 수 있는 비선형관계를 간과하고 있다. 이에 본 연구에서는 비모수적 추정 방법과 마코브 전환 모형을 통해 산업생산지수와 배출권가격의 비선형관계를 중심으로 살펴보았다. 분석 결과 두 변수 간 구조적 변화를 갖는 공적분 관계가 존재하였다. 산업생산지수와 배출권가격은 역 U자형의 비대칭 관계를 갖고, 산업생산지수가 배출권가격에 미치는 영향은 국면에 따라 다른 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경제활동과 탄소배출권시장의 연관성을 이해하는 데 도움을 줄 것으로 본다.

핵심주제어: 산업생산지수, 배출권가격, 비선형 관계, 비모수적 추정, 마코브 전환

주제분류: C4, E4

목차

Ⅰ. 서론
Ⅱ. 선행연구
Ⅲ. 모형과 분석방법
Ⅳ. 분석 결과
Ⅴ. 결론

+ 51140 경남 창원시 의창구 창원대학로 20, Tel: 055-213-3301, E-mail: sukwan@changwon.ac.kr

* 이 논문은 2020년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2020S1A5B8103268).

접수일: 2022.02.04 / 수정일: 2022.03.02 / 게재확정일: 2022.03.14

www.kci.go.kr

I. 서론

홍수, 폭염, 가뭄, 태풍 등 세계 곳곳에 발생하고 있는 기상 이변 현상들이 인류의 생존을 위협하고 있다. 인류의 경제활동에 의하여 배출된 온실가스가 대기 중에 장기간 머무르며 발생한 지구온난화가 극심한 기후변화를 유발하는 것으로 알려져 왔다. 온실가스 배출 완화는 인류의 생존을 위한 전 세계적 과제가 되었다. 2005년 2월 발효된 교토의정서에서 기후변화 문제에 대한 대응 노력의 하나로 효율적 기제인 배출권거래제가 제안되었다. 유럽연합(EU: European Union), 미국, 영국, 한국, 중국, 뉴질랜드 등에서 배출권거래제를 시행하고 있고 많은 국가는 배출권거래제를 도입할 계획 중에 있다. 유럽연합은 2005년 세계 최초로 유럽기후거래소(ECX: European Climate Exchange)를 출범한 이후 온실가스 저감을 위한 강력한 규제를 기반으로 배출권거래제를 가장 활발하게 시행하고 있다. 우리나라는 2015년 배출권시장을 개설하여 배출권 거래를 원활히 하고 있다.

배출총량거래(cap and trade)를 기반으로 한 배출권거래제(ETS: Emission Trading Scheme)는 정부가 온실가스를 배출할 수 있는 연 단위 허용 총배출량을 설정하고, 온실가스를 배출할 수 있는 권리(배출권)를 대상 기업들에 할당하면 해당 기업은 할당받은 범위 안에서 배출권을 거래할 수 있도록 하는 제도이다(온실가스정보센터, 2019). 정부는 배출총량을 직접적으로 통제할 수 있고, 배출권시장에 참여하는 기업들은 할당된 배출권 중 잉여분이나 부족분을 거래함으로써 비용 효율적으로 배출량을 줄일 수 있다. 배출권시장은 배출권 거래를 원활하게 하고, 배출권가격에 관한 정보를 제공한다(김수이・박호정, 2008). 배출권가격 변동은 거래에 참여하는 기업의 이익에 직결되기 때문에 배출권거래제는 친환경기술개발과 재생에너지 사용으로 전환하도록 유도하는 장점이 있다.

우리나라는 2012년 5월 「온실가스 배출권의 할당 및 거래에 관한 법률」을 통해 배출권거래제의 근거 법령을 제정하고, 2년의 준비기간을 거쳐 2015년 1월에 배출권거래제를 도입하였다. 제1차 계획기간(2015년~2017년), 제2차 계획기간(2018년~2020년)은 종료되고, 2021년 현재 제3차 계획기간(2021~2025년)이 진행 중이다. 배출권시장은 배출권 거래를 원활하게 하여 형성된 배출권 가격을 통해 참여자에게 온실가스를 감축하도록 유도하는 가격 전달 기능을 담당하고 있다. 배출권가격은 배출권시장의 형성과 운영에 중요한 역할을 해서 우리나라 배출권가격의 움직임을 예측하고 거시환경변화에 따른 배출권가격의 반응을 살펴보는 것은 시장참여자에게 중요한 정보를 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

배출권가격에 영향을 미치는 여러 요인이 있지만, 수요측 요인(에너지 가격, 날씨, 거시경제적 용인)과 공급측 요인(정부 기관의 제도 및 정책)을 중심으로 연구가 진행되었다. 정부가 배출총량 거래를 기반으로 배출 할당량을 결정하고 시장참여자에게 사전에 이에 대한 사항

www.kci.go.kr

을 공표하기 때문에 공급 측면의 요인이 배출권가격에 미치는 영향에 관한 연구는 상대적으로 적었다. 수요 측면 요인에 관심이 집중되었다(Chevallier 2012). 거시경제변수는 배출권시장에 상당한 영향을 주기 때문에 Albora et al.(2008), Cheze et al.(2009), Chevallier(2009; 2011a, b) 등은 산업생산지수와 배출권가격의 연계성에 대해 분석하였지만, 이에 대한 작동원리는 완전하게 규명되지 못하고 있다.

경제활동이 활발하면 생산량은 늘고 관련 기업들의 탄소배출량은 늘어나기 때문에 배출권을 사들이려는 수요는 늘어나서 배출권가격은 상승하게 된다. 이러한 논리의 배경에 산업생산지수와 배출권가격 간 양의 선형관계가 자리하고 있다. 그러나 이는 저탄소 기술개발과 재생에너지 사용 증가로 산업생산지수가 증가하더라도 배출권에 대한 수요가 줄어들어 배출권가격은 하락할 수 있다는 사실을 간과하고 있다. 산업생산지수와 배출권가격 간 비선형 관계의 가능성을 제시한 대표적인 연구로 Chevallier(2011a, b)가 있다. 이들은 산업생산지수와 배출권가격의 장기균형 관계에서 발생한 오차가 균형으로 조정되는 과정이 비대칭적으로 이루어지고, 산업생산지수 변동이 배출권가격 수익률에 미치는 영향이 국면에 따라 다르게 나타날 수 있음을 입증하였다.

우리나라의 경우 2015년 배출권시장이 도입된 후 얼마 되지 않은 상황이라 이에 대한 정보와 연구는 부족한 실정이다. 손동희・전용일(2018), 김기진・원두환・정수관(2019), 김영덕(2020) 등은 선형관계를 전제로 우리나라와 다른 국가의 탄소배출권시장 간 통합과 국내 배출권 가격 변동 예측이나 배출권 가격 변동에 미치는 영향에 대해 분석하고 있다. 배출권시장의 효율적인 운영과 시장참여자에게 다양한 정보가 필요한 시기에 우리나라를 대상으로 거시경제변수와 배출권가격 간 비선형 관계를 살펴보는 것은 시의적절하다고 본다.

본 연구는 우리나라의 산업생산지수와 배출권가격 간 비선형적 관계를 중심으로 살펴보고자 한다. 먼저 Gregory and Hansen(1996) 방법과 Lutkepohl et al.(2004) 방법을 통해 산업생산지수와 배출권가격 간 구조적 변화를 갖는 장기균형 관계가 존재하는지를 살펴본다. 그런 연후에 비모수적 추정 방법과 마코브 전환 모형을 통해 산업생산지수의 영향이 국면에 따라 다를 수 있는 비대칭성을 살펴본다. 장기균형 관계에 구조적 변화의 존재는 국면전환의 가능성을 보여주기 때문에 이를 통해 국면전환 모형의 사용에 대한 적절성을 간접적으로 판단할 수 있다. 비모수적 추정 방법은 특정한 함수 유형에 대한 가정 없이도 비선형 관계를 포착할 수 있는 장점이 있다. 마코브 국면전환 모형은 국면에 따른 추정계수의 차이를 허용하고 각 국면에 계속 머무를 확률이나 하나의 국면에서 다른 국면으로 전환할 확률을 추정할 수 있게 해준다. 따라서 이러한 다양한 방법들을 적절하게 활용한다면 산업생산지수와 배출권가격의 관계를 분석한 결과의 신뢰성을 높여줄 수 있을 것이다.

마코브 국면전환 모형을 통해 거시경제변수와 배출권시장의 비선형 관계를 분석한다는

www.kci.go.kr

점에서 Chevallier(2011a, b)의 연장선에 있다. 그러나 이들 연구와는 두 가지 측면에서 차이가 있다. 첫째 이들 연구는 불안정한 자료의 차분한 자료를 사용하기 때문에 단기변동의 특성에 초점을 두고 있다. 본 연구는 경제적으로 의미 있는 수준 변수 간 장기적 균형 관계를 중심으로 분석한다는 점에서 차이가 있다. 둘째 비모수적 추정 방법과 구조적 변화에 대한 검정을 통해 우리나라를 대상으로 산업생산지수와 배출권가격 간 비선형 관계를 더욱 엄밀하게 분석한다는 점이 다르다. 우리나라의 경제활동과 탄소배출권 가격의 비선형 관계에 관한 분석은 배출권시장과 경제주체들의 계획 수립과 의사결정에 유용한 정보를 제공한다는 점에서 의의가 있다.

이후 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. II장에서는 본 연구와 관련된 거시경제변수와 배출권가격의 관계를 중심으로 선행연구를 살펴보기로 한다. III장에서는 본 연구에 사용된 모형과 분석에 사용된 구조적 변화를 고려한 공적분 검정 방법과 비모수적 추정 방법, 마코브 국면 전환모형을 소개한다. IV장에서는 분석 결과를 제시하고, V장에서는 연구의 내용을 정리하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구

배출권가격은 다른 재화처럼 수요(에너지 가격, 날씨, 거시경제변수)와 공급(정부 기관의 제도 및 정책) 측면의 요인에 의해 영향을 받는다(Chevallier 2013). 미시변수에 관한 연구는 많이 이루어져 왔지만, 경기변동과 경제성장과 같은 거시경제변수의 중요성에도 불구하고 이에 관한 연구는 제한적으로 이루어져 왔다.[1] 거시경제변수와 배출권가격의 연계성에 관한 주요 연구로 Albora et al.(2008), Chevallier(2011a, b) 등이 있다.

Albora et al.(2008)은 2005~2007년 제조업의 산업생산지수와 유럽연합 할당배출권(EUA: European Union Allowance) 가격의 관련성을 설명하려고 시도했다. 경제활동이 활발해질수록 생산량은 늘어나고 기업에 의해 배출되는 탄소배출량은 증가하게 된다. 배출량이 할당량을 초과하면 배출권을 사들이려는 수요는 늘어나기 때문에 배출권가격은 상승하게 된다. 이러한 논리로 배출권 할당의 80% 이상을 차지하는 제지, 철강, 발전 부문의 산업생산 변동이 배출권 수익률에 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것을 발견하였다. 이들 연구는 경제활동과 배출권가격은 양(+)의 선형적 관계로 전제로 한다. 그러나 배출 비용이 증가하거나 기업의 이윤이 증가하게 되면 저탄소 기술개발과 재생에너지 관련 투자가 증가하게 되어 산업생

1) 배출권 가격에 미치는 영향에 관한 최신 현황과 시사점에 대한 자세한 내용은 이지웅・이상림(2013)을 참조 바람.

www.kci.go.kr

산지수가 증가하더라도 배출권에 대한 수요는 감소해 배출권가격은 하락할 수 있다. 이들은 이러한 비선형 관계가 존재할 수 있다는 사실을 간과하고 있다.

산업생산지수와 배출권가격 간 비선형 관계의 가능성을 제시한 주요 연구로 Chevallier(2011a, b)가 있다. Chevallier(2011a)는 산업생산지수와 배출권가격의 비선형적 관계를 설명하기 위해 마코브 전환 벡터자기회귀(MS-VAR: Markov Switching Vector Autoregressive) 모형과 임계 자기회귀벡터오차수정(TVEC: Threshold Vector Error Correction) 모형을 활용하였다. 산업생산지수와 배출권가격의 장기균형 관계에서 발생한 오차가 균형으로 조정되는 과정은 비대칭적으로 이루어진다는 것을 발견하였다. 산업생산지수변동이 배출권 수익률에 미치는 영향은 국면에 따라 다를 수 있다는 사실을 제시하였다. Chevallier(2011b)는 산업생산지수 변동과 배출권 수익률 간 비선형 관계를 분석하기 위해 마코브 전환 벡터자기회귀(MS-VAR: Markov Switching Vector Autoregressive) 모형을 활용하였다. 경제가 확장하는 국면에서 산업생산변동은 배출권가격 수익률에 양의 영향을 미치지만, 경제가 축소하는 국면에서 산업생산변동은 배출권가격 수익률에 음의 영향을 미치는 비대칭적 관계가 존재할 수 있는 것으로 나타났다.

국내 배출권시장의 가격에 영향을 미치는 요인에 관한 연구는 해외연구보다 상대적으로 작았다(손동희・전용일, 2018; 김기진・원두환・정수관, 2019, 김영덕, 2020). 우리나라 배출권시장이 도입된 후 얼마 되지 않은 상황에서 배출권가격 관련 자료를 활용한 연구가 어려운 측면이 있었다. 우리나라 탄소배출권시장과 국제탄소배출권시장 간 통합 가능성은 김기진・원두환・정수관(2019), 배출권가격의 변화에 관한 모형은 김영덕(2020), 배출권 가격결정체계의 학습효과는 손동일・전용일(2018)에 의해 분석되었다. 손동일・전용일(2018)은 우리나라 배출권가격 결정체계는 1차와 2차 이행연도에 차이점이 존재한다는 사실을 제시하고, 김영덕(2019)은 배출권가격 변동의 비선형적 움직임의 가능성을 제시하였다.[2)]

선행연구를 종합하면 배출권가격 변동은 산업생산지수 변동에 영향을 받지만, 그 영향은 비대칭적 혹은 비선형적일 수 있다. 기존 연구는 경제적으로 의미 있는 수준 변수 간 장기균형 관계에 초점을 두기보다는 단기 동학을 중심으로 이루어져 왔다. 특히 우리나라의 경우 거시경제변수와 배출권가격 간 연관성이나 비선형적 관계를 분석한 연구는 부재한 상황이다. 이에 본 연구에서는 비선형성을 고려하여 산업생산지수와 배출권가격의 수준 변수 간 관계를 중심으로 살펴본다. 구조변화를 반영한 공적분 검정 방법과 비모수적 추정 방법과 국면전환 모형을 종합적으로 살펴봄으로써 분석 결과의 신뢰성을 높였다는 점에 의의가 있다.

2) 김수이・박호정(2008)은 EU의 배출권시장 간 배출권가격의 인과관계 분석을 통해 배출권시장의 가격 간 유기적으로 상호 연계되어 있다는 것을 입증하였다.

www.kci.go.kr

III. 모형과 실증 방법

경제활동이 활발해지면 정부로부터 배출권을 할당받은 기업의 생산량은 늘어나게 되고 탄소배출량도 늘어나게 된다. 배출량이 할당량을 초과하면 배출권 수요가 늘어나기 때문에 배출권가격은 상승하게 된다(Albora et al., 2008). 따라서 경제활동을 대변하는 산업생산지수와 배출권가격은 양(+)의 관계인 것으로 알려져 있다. 그러나 배출권시장에 참여하는 기업들의 배출량이 할당량을 초과하면 시장에서 배출권을 구매하거나 초과분에 대한 벌금을 물게 된다. 기업의 배출량이 할당량보다 작다면 잉여의 배출권을 판매해서 이익을 낼 수 있다. 이처럼 배출권가격은 기업의 이윤과 관련이 있다(Chevallier, 2013). 배출권가격이 일정한 수준을 넘어서게 되면 기업경영에 부담으로 작용하기 때문에 저탄소 기술개발과 재생에너지 사용으로 전환할 유인으로 작용할 수 있다. 따라서 산업생산지수가 증가하더라도 배출권 수요는 줄어들어 배출권가격은 하락할 수 있다. 따라서 산업생산지수와 배출권가격은 일반적인 선형관계를 갖기보다는 비선형 관계를 가질 가능성이 크다(Chevallier 2011a, b).

이러한 비선형 관계를 고려하여 마코브 전환 모형과 비모수적 추정 방법이 이용된다. 이에 앞서 산업생산지수와 배출권가격 간 장기균형 관계에 국면전환의 가능성이 검토될 필요가 있다.

1. 구조적 변화를 고려한 공적분 검정

장기균형 관계에 구조적 변화가 존재한다는 것은 국면전환의 발생 가능성을 보여주는 것이기 때문에 비선형 모형의 사용에 앞서 이를 먼저 규명할 필요가 있다. 장기균형 관계의 여부를 검정하는 방법으로 Engle and Granger(1987) 방법과 Johansen(1991) 방법이 상호 보완적으로 많이 활용되고 있다. 이런 표준 공적분 검정 방법은 선형관계를 가정하기 때문에 산업생산지수와 배출권가격 간 장기균형 관계에 구조적 변화가 존재하거나 두 변수가 비선형적 관계라면 설정 오류를 가지므로 신뢰하기 어려운 측면이 있다. 따라서 표준 공적분 검정 방법과 더불어 구조적 변화를 고려한 Gregory and Hansen(1996) 방법과 Lutkepohl et al.(2004) 방법이 활용된다.

Gregory-Hansen 검정을 위한 절편 변화모형은 식(1), 절편・기울기 변화모형은 식(2)와 같이 표현될 수 있다(Gregory and Hansen, 1996).

$$\ln CP_t = \mu_1 + \mu_2 DU_t(\lambda) + \alpha ln\, Y_t + e_t \tag{1}$$

$$\ln CP_t = \mu_1 + \mu_2 DU_t(\lambda) + \alpha_1 \ln Y_t + \alpha_2 DU_t(\lambda) \ln x_t + e_t \tag{2}$$

www.kci.go.kr

여기서 CP_t 배출권가격, Y_t는 산업생산지수로 자연로그(ln)를 취한 값이다. DU_t는 내생적으로 결정되는 임의의 구조변화 시점을 나타내는 가변수로 구조변화가 발생한 시점 이후이면 1이고, 그렇지 않다면 0을 나타낸다. 구조변화 시점을 변화시켜가면서 회귀식을 반복적으로 추정한 후 획득한 잔차에 대해 단위근 검정이 실행된다. 그런 연후에 획득한 통계량 중 최솟값을 가지는 시점이 구조변화가 발생한 시기로 추정된다. 귀무가설은 '공적분 관계가 없다'이고 대응가설은 '구조변화를 갖는 공적분 관계가 존재한다'이다.

Johansen 방법의 확장형으로 구조변화를 반영한 VAR 모형은 다음과 같다 (Lutkepohl et al., 2004).

$$y_t = \mu_0 + \delta d_{t\tau} + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \ldots + \epsilon_{t\tau} \tag{3}$$

여기서 y_t는 배출권가격, 산업생산지수의 벡터, $d_{t\tau}$는 내생적으로 추정되는 구조변화 더미변수, A_i는 VAR의 추정계수, ϵ_t는 확률오차를 각각 나타낸다. 이때 $d_{t\tau}$는 사전적으로 정하는 것이 아니라 내생적으로 결정되는 더미변수로 $t \geq \tau$이면 1이고, 그렇지 않다면 0을 나타낸다. 내생적으로 결정되는 구조변화 시점($\hat{\tau}$)은 다음과 같이 정의된다(Pfaff, 2008).

$$\hat{\tau} = \underset{\tau \in T}{\arg\min} \det\left(\sum_{t=p+1}^{T} \hat{\epsilon}_{t\tau} \hat{\epsilon}_{t\tau}^{'}\right) \tag{4}$$

구조변화 시점($\hat{\tau}$)이 추정되면 이를 조정한 시계열자료($\hat{x}_t = y_t - \hat{\mu}_0 - \hat{\delta} d_{t\tau}$)를 통해 Johansen 공적분 검정이 실행된다. 이때 Johansen 검정을 통해 획득한 우도값과 Trenkler(2003)가 제시한 임계값과 비교하여 공적분 위수(rank)가 결정된다.

2. 비모수적 추정 방법

통상적인 선형회귀분석은 함수의 형태 및 오차항에 대한 특수한 가정하에 모형을 추정하기 때문에 가정이 위배 되거나 함수의 형태에 대한 충분한 정보가 없는 상황에서 활용하는데 한계가 있다. 비모수적 추정 방법은 특정한 함수 유형에 의존하지 않고 미지의 비선형 관계를 파악할 수 있어서 회귀분석 방법에서 설명할 수 없는 유용한 정보를 제공한다.

산업생산지수와 탄소배출권가격 간 다음과 같은 미지의 비선형 관계를 고려해보자.

www.kci.go.kr

$$\ln CP_t = m(\ln Y_t) + \epsilon_t \tag{5}$$

여기서 $m(\ln Y)$는 추정하고자 하는 미지의 함수형이고 ϵ_t는 확률오차를 나타낸다. $m(\ln Y)$의 함수 형태에 대한 특정한 가정 없이 $m(\ln Y_0) = E(\ln CP | \ln Y) = \ln Y_0$로 선형근사 한다면 $\ln Y_0$ 주위의 $\ln Y$ 값에 대한 $m(\ln Y)$의 테일러 전개는 다음과 같이 표현할 수 있다 (Gutierrez, 2003).

$$m(\ln Y) \approx m(\ln Y_0) + m^{(1)}(\ln Y_0)(\ln Y - \ln Y_0) + \frac{m^{(2)}(\ln Y_0)}{2!}(\ln Y - \ln Y_0)^2$$
$$\ldots + \frac{m^{(2)}(\ln Y_0)}{2!}(\ln Y - \ln Y_0)^2 + \ldots.. \frac{m^{(p)}(\ln Y_0)}{p!}(\ln Y - \ln Y_0)^p \tag{6}$$

여기서 $m^j(\ln Y_0)$는 $\ln Y_0$에서 평가되는 $m(\bullet)$의 j번째 미분을 나타낸다. 비선형함수인 $m(\ln Y)$는 $\ln Y - \ln Y_0$의 p번째 다항식에 근사할 수 있다. 식(6)의 선형근사식이 식(5)에 대입되면 산업생산지수와 배출권가격 간 비선형 관계는 선형으로 근사 된다. 이때 $m(\ln Y_0)$은 $\ln CP_t$를 $(\ln Y_t - \ln Y_0)$, $(\ln Y_t - \ln Y_0)^2 \ldots, (\ln Y_t - \ln Y_0)^p$의 다항식 항에 대해 추정할 때 절편이 된다.

모형을 추정하는 과정에서 $\ln Y$ 주변의 점들을 평활화하는 방법인 커널 회귀분석(kernel regression)은 식 (7)의 가중평균식을 최소화함으로써 $\beta_0 = m(\ln Y_0)$를 추정할 수 있다(Gutierrez, 2003).

$$\sum_{i=1}^{n} [\ln CP_i - \sum_{j=0}^{p} \beta_j (\ln Y_i - \ln Y_0)^j]^2 K_h(\ln Y_i - \ln Y_0), \tag{7}$$
$$K_h(a) = h^{-1} K(a/h)$$

여기서 $K(\bullet)$는 커널 함수, h는 대역폭(bandwidth) 혹은 평활화 계수를 나타낸다. 평활화 계수(h)는 적절한 함수 형태를 파악하는 데 중요한 역할을 한다. 평활화 계수가 너무 작게 설정되면 함수의 형태를 정확하게 파악할 수 있지만, 분산이 증가한다. 평활화 계수가 너무 크게 설정되면 분산은 감소하지만, 함수의 형태를 정확하게 파악하기 어려워진다.

www.kci.go.kr

3. 마코브 국면전환 모형

마코프 국면전환(Markov regime switching) 모형은 국면 사이에 전환과정을 구조적 변화의 한 과정으로 보고 국면에 따라 추정계수의 차이를 허용하기 때문에 구조적 변화나 비대칭적(asymmetric) 관계를 설명하는 데 유용하다. 다수의 국면이 존재할 수 있지만, 2국면 마코브 전환모형이 경제학적으로 의미 있는 분석이 가능하므로 일반적으로 많이 사용된다. 예를 들면 경제의 확장기와 경제의 둔화국면과 같은 경기변동에 따른 거시경제변수가 배출권가격에 미치는 영향의 차이는 2국면 마코브 전환 모형에 의해 설명될 수 있는 것으로 알려져 있다(Chevallier 2013).

산업생산지수와 탄소배출권가격 간 2개의 미관측 국면이 존재하고 국면 결정이 마코브 체인(Markov chain) 확률과정을 따른다면 2 국면 마코프 국면전환 모형은 다음과 같다 (Chevallier, 2012a, b).

$$\ln CP_t = \alpha_{S_t} + \beta_{Y,S_t} \ln Y_t + \epsilon_t, \qquad e_t \sim i.i.d.\ N(0, \sigma^2_{S_t}) \tag{8}$$

$$p_{ij} = \Pr\{S_{t+1} = j \mid S_t = i\}, \ \sum_{j=1}^{K} p_{ij} = 1 \ \ \forall i,j \in 1,\ldots,K \tag{9}$$

여기서 $S_t(=1,2)$ t기의 상태, ϵ_t는 확률오차로 평균은 0이고 국면별 분산은 $\sigma^2_{S_t}$이다. α_{S_t}, β_{Y,S_t}는 국면 S_t에 따라 결정되는 추정계수를 나타낸다. 미래시점의 상태변수 $S_{t+1} = j$는 현재 상태 이전 시기 상태와 관계없이 $S_t = i$에만 의존한다. 식 (9)에서 p_{ij}는 전이확률을 나타낸다. 2국면의 경우 p_{11}은 1국면에 계속 머물려는 확률, p_{22}는 2 국면에 계속 머물 확률을 의미한다. p_{12}는 1국면에서 2국면으로 바뀌는 확률, p_{21}은 2 국면에서 1국면으로 변화할 확률을 나타낸다.

IV. 분석 결과

1. 자료 분석

본 연구에서는 산업생산지수와 배출권가격의 연관성을 살펴보기 위해 통계청에서 제공하는 산업생산지수(2015=100)와 한국거래소에서 제공하는 할당배출권(KAU: Korean Allowance

www.kci.go.kr

Unit) 지표가격을 사용한다. 분석 기간은 2015년 1월부터 2021년 6월까지로, 월간자료가 이용되었다.

우리나라 배출권시장에서 거래가 이루어지는 배출권은 할당배출권(KAU: Korean Alloance Unit), 상쇄배출권(KCU: Korean Credit Unit), 인증실적(KOC: Korean Offset Credits)이 있다. 할당배출권은 배출권거래제에 참여하는 할당 기업에 정부에서 부여하는 것이다. KAU는 계획기간의 이행연도에 따라 KAU19, KAU20, KAU21 등 다양한 종류의 배출권이 존재한다. KCU는 할당 대상업체에 의해 획득한 외부사업 인증실적을 의미하고, 1 KCU는 1 KAU와 동일하다. KOC는 외부사업을 통해 발행된 온실가스 감축량에 대한 실적을 의미한다. 특별한 언급이 없으면 할당배출권이 일반적인 배출권을 지칭한다.

이행연도에 따라 발행된 KAU19, KAU20, KAU21 등 배출권은 계획기간이 시작되는 해당 연도 7월부터 다음 연도 6월까지 1년 단위로 거래가 이뤄져 시계열이 짧고, 충분한 관측치를 확보하기 위해 일간 자료가 많이 이용된다. 그러나 일간 자료의 경우 배출권 거래가 이루어지지 않는 경우가 빈번하고, 가격의 급등락이 잦아서 수급과 가격정보가 정확하게 반영된 것으로 기대하기 어렵다.[3] 이에 비해 이행연도별 KAU가격을 연결한 KAU지표가격은 이용할 수 있는 많은 자료를 활용할 수 있고, 월간자료인 산업생산지수와 연관성을 분석하기에 적합하다.

계절 효과가 조정된 자료가 사용되었고 기초통계량은 <표 1>과 같다. 배출권가격을 살펴보면 2015년 1월 개장 이후 8,301원 최저치에서 2020년 3월 38,819원 최고치를 경신한 후 내림세로 전환하였다. 배출권 거래가격의 평균은 21,695원이다.

〈표 1〉 자료의 기초통계량

	Min	Max	Median	Mean	Std. Dev.
배출권가격(CP): 원/톤	8301	38819	21603	21695	7737.29
산업생산지수(Y)	98.51	114.66	106.49	105.89	3.73

<그림 1>은 로그를 취한 수준 변수와 변화율의 추이를 보여준다. 배출권가격과 산업생산지수는 임의보행하는 것처럼 보이지만, 각 변수의 변화율은 안정적인 것으로 보인다. 배출

3) 우리나라의 배출권 거래는 계획기간과 이행연도에 따라 구분된다. 계획기간은 기본적으로 5년 단위로 구성되지만, 시행 초기 제도가 미비한 점을 고려하여 제1차 계획기간(2015년~2017년), 제2차 계획기간(2018년~2020년)은 3년 단위, 현재 제3차 계획기간(2021년~2025년)부터 5년 단위로 시행되고 있다. 배출권거래제의 이행연도는 계획기간 별 온실가스감축목표를 달성하기 위하여 1년 단위로 배출권을 할당하고 그 이행실적을 관리하기 위하여 설정되는 계획기간 내 각 연도를 말한다. 1차 기간의 경우 2015년도 이행연도는 2015년 1월부터 2016년 6월까지, 이후 기간 부터는 해당 연도 7월부터 다음 연도 6월까지로 정해져 있다(임동수・한택환, 2018).

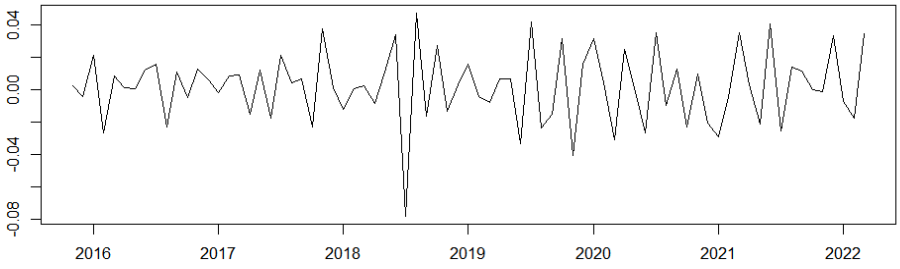
www.kci.go.kr

권 가격 추이를 보면 2021년부터 내림세가 지속하였는데 배출권 공급과잉과 코로나19로 인한 전력수요 감소 등의 영향으로 온실가스 배출량이 감소한 결과로 추정된다.[4] 1차 이행 기간에 무상으로 할당되던 배출권이 2차 이행 기간 이후 일부 유상으로 할당되기 시작했다. 유상할당은 관련 기업들의 수익과 직결되기 때문에 배출 저감을 위한 유인으로 작용하여 배출권 수요가 줄어든 것으로 추측된다.

〈그림 1〉 자료의 수준 변수와 변화율

4) 우리나라는 민간부문의 배출권시장 참여 활성화를 위해 다음 연도에 사용할 수 있도록 하는 이월물량을 제한함으로써 매도량을 증가시킬 수 있도록 하였고, 2019년 6월 해당 제도를 강화해 시행한 결과 공급량 증가로 인한 과잉공급이 배출권 가격 하락에 일조한 것으로 추측된다.

www.kci.go.kr



산업생산지수변화율($\triangle \ln Y(=y)$)

분석에 사용된 시계열의 안정성을 살펴보기 위해 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 검정(Dickey and Fuller, 1981), Phillip-Perron(PP) 검정(Phillip and Perron, 1988), Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin(KPSS) 검정(Kwiatkowski et al. (1992), Zivot-Andrews(ZA) 검정(Zivot and Andrews, 1992) 검정이 실행되었다. KPSS 검정은 시계열의 안정성에 대한 귀무가설을 검정하는 방법으로 소표본에 강건한 것으로 알려져 있고, ZA 검정은 상수항 변화, 추세변화, 상수항・추세변화처럼 시계열의 구조적 변화를 반영하기 때문에 표준 ADF 검정과 PP 검정을 보완해 줄 수 있을 것이다.

단위근 검정 결과는 <표 2>에 제시되어 있다. ADF 검정과 PP 검정의 경우 두 변수 모두 수준 변수의 경우 단위근이 존재한다는 귀무가설이 기각되지 않지만, 1차 차분한 변수의 경우 귀무가설이 기각되는 I(1) 과정인 것으로 나타났다. KPSS 검정과 ZA 검정 결과 역시 시계열 모두 I(1) 과정을 따른다는 것을 확인할 수 있다.

〈표 2〉 단위근 검정 결과

	수준 변수		차분 변수	
	$\ln CP$	$\ln Y$	$\triangle \ln CP(=cp)$	$\triangle \ln Y(=y)$
ADF	0.6781	1.228	-5.515**	-10.973**
PP	-2.172	-1.972	-8.934**	-19.256**
KPSS	0.587**	0.409**	0.036	0.075
ZA	-2.986	-3.224	-10.416***	-12.206***

주: 1) 단위근 검정을 위한 최적 시차는 4(T/100)$4(T/100)^{1/4}$로 결정됨.
2) **는 5% 수준에서 유의함.

2. 추정 결과

산업생산지수와 배출권가격 간 장기균형 관계의 존재 여부를 확인하기 위해 통상적인 Engle and Granger(1987) 공적분 검정과 Johansen(1991) 공적분 검정이 실행되었고 그 결과

www.kci.go.kr

는 <표 3>과 같다. Engle-Granger 공적분 검정의 경우 종속변수의 선택에 따라 결과가 다르고, Johansen 공적분 검정의 경우 공적분 위수(rank)가 0으로 나타났다. 전통적인 공적분 검정은 선형관계를 전제로 하므로 장기균형 관계에 구조적 변화가 발생하거나 비선형 관계일 때 유효성이 낮은 한계가 있다. 따라서 구조적 변화나 비선형성을 고려한 추가적인 분석이 필요하다.

〈표 3〉 표준 공적분 검정

	Engle-Granger 공적분 검정		Johansen 공적분 검정		
종속변수	통계량	5% 임계값		통계량	5% 임계값
lnCP	-2.34	-3.417	$r \leq 1$	2.06	8.18
lnY	-3.42**	-3.417	$r = 0$	9.48 °	17.95

주: **는 5% 수준에서 유의함을 나타내고, ° 는 공적분 갯수(rank)임.

장기균형 관계에 구조적 변화의 가능성을 반영한 Gregory and Hansen(1996) 공적분 검정 방법과 Lutkepohl et al.(2004) 방법이 이용되었고 그 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. Gregory-Hansen 절편 및 기울기 변화 모형의 경우 공적분 관계가 없다는 귀무가설이 5% 유의수준에서 기각되어 구조적 변화를 갖는 장기균형 관계가 존재할 수 있음을 나타낸다. Luttkepohl et al.(2004)의 확장된 Johansen 검정 결과에 따르면 1개의 공적분 위수가 발견되어 산업생산지수와 탄소배출권가격 간 국면에 변화가 있는 공적분 관계가 존재할 수 있다는 것을 확인할 수 있었다.

〈표 4〉 구조적 변화를 고려한 공적분 검정

	Gregory-Hansen 공적분 검정		확장된 Johansen 공적분 검정		
종속변수	통계량	5% 임계값		통계량	5% 임계값
lnCP	-7.11**	-4.95	$r \leq 1$	5.61 °	8.18
lnY	-9.03**	-4.95	$r = 0$	17.56	17.95

주: **는 5% 수준에서 유의함을 나타내고, ° 는 공적분 갯수(rank)임.

산업생산지수와 배출권가격의 관계에 구조적 변화가 발생하였는지를 살펴보기 위해 Bai and Perron(2003) 방법이 사용되었고, 그 결과는 <표 5>와 같다. Bai-Perron(BP) 방법은 표본의 구간을 나누어 반복적으로 추정하면서 통계적으로 중요한 시계열의 구조변화 시점과 횟수를 판별할 수 있고, 구조변화가 발생한 시점 전후를 구분하여 변수 간 관계를 추정할 수 있게 해준다. 베이지안 정보 기준(BIC: Bayesian Information Criterion)으로 구조변화는 1번 발생한 것으로 추정되었다.

www.kci.go.kr

구조변화 시기 전후를 구분하여 살펴보면 구조변화가 발생하기 이전에 산업생산지수의 추정계수는 양(+)이지만, 구조변화 이후에 산업생산지수의 추정계수는 음(-)의 부호로 나타났다. 산업생산지수와 배출권가격 간 장기균형 관계에 뚜렷한 변화가 발생하였을 가능성을 확인할 수 있다. 구조적 변화가 발생한 시기로 추정된 2018년 5월은 1차 이행 기간이 종료되고 2차 이행 기간이 시작한 시기와 비슷하다. 제1차 이행 기간(20015년~2017년)의 주요 목표는 경험 축적 및 배출권거래제 안착으로 배출권 할당이 전량 무상으로 이루어졌다. 그러나 2차 이행 기간(2018년~2020년)의 주요 목표는 상당 수준의 온실가스를 감축하는 것이고, 배출권 유상할당(무상 97%, 유상 3%)이 부분적으로 도입되었다.[5] 구조변화가 발생한 시점 이전에 산업생산지수의 추정계수가 양(+)의 부호인 것은 경제활동이 활발하면 관련 기업들의 탄소배출량은 늘어나게 되고 배출권을 사들이려는 수요는 늘어나기 때문에 배출권가격은 상승한 것으로 볼 수 있다. 그러나 구조적 변화가 발행한 2차 이행 기간에 부분적인 유상할당의 시행은 배출권거래제에 참가하는 기업의 수익과 직결되기 때문에 관련 기업은 배출 저감을 위한 방안을 마련할 필요가 있었다. 이러한 과정에서 배출 저감을 위한 친환경기술 개발과 재생에너지 사용증가로 화석연료에 대한 의존도가 줄어들어 배출량도 감소하고 배출권에 대한 수요가 줄어들어 배출권가격이 하락한 것으로 추측할 수 있다.[6]

〈표 5〉 Bai-Perron 구조적 변화 추정

	m(구조변화 횟수)		구조변화 시기
	0	1	2018년 5월
BIC	43.345	1.914	
	절편	산업생산지수	
2015.10 - 2018.5	-32.864	9.172	
2018.6 - 2022.6)	34.729	-5.241	

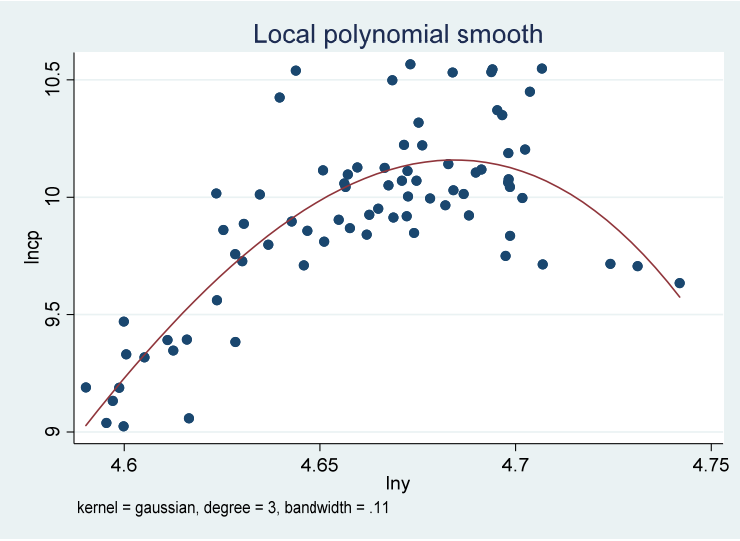
산업생산지수와 배출권가격 간 함수 유형을 살펴보기 위해 평활화 계수를 0.11로 두고 비모수적 추정을 한 결과는 <그림 2>와 같다. 산업생산지수와 배출권가격 간 역 U자형의 비선형적 관계가 존재한다는 것을 확인할 수 있다. 산업생산지수가 증가하면 투자 및 생산이 활발해져 탄소배출량이 늘어나서 배출권 수요가 증가하게 되므로 배출권가격은 상승하게 된다. 그러나 산업생산지수가 일정 수준을 넘어서게 되면 저탄소 기술개발과 재생에너지 부문에 투자가 증가하게 되어 배출량은 감소하게 된다. 따라서 배출권 수요는 줄어들고

5) 우리나라는 1차 계획기간에는 배출 허용량을 무상으로 할당하였지만, 2차 계획기간(2018~2020년)에는 총 배출 허용량의 3%를 유상으로 할당했고 2021년은 3차 계획기간(2021~2025년)에 총 배출 허용량의 10%를 유상 할당했다.

6) 유상할당이 무상할당보다 효율적이고, 유상할당으로 얻은 세수입은 온실가스 감축을 위한 신기술 개발에 재투자하는 게 온실가스 감축으로 인해 발생하는 손실이 작은 것으로 평가된다(김수이 · 조경엽, 2010).

www.kci.go.kr

배출권가격은 하락한 것으로 볼 수 있다.



〈그림 2〉 비모수적 추정

산업생산지수와 배출권가격의 비선형 관계는 마코브 국면 전환모형에 의해 설명될 수 있다. 2국면 마코브 국면전환 모형을 추정한 결과는 <표 6>과 같다. ADF 검정 결과 1-국면 모형의 경우 '공적분 관계가 없다'라는 귀무가설이 기각되지 않았다. 1국면 모형의 경우 산업생산지수와 배출권가격 간 장기균형 관계가 존재하지 않는 것으로 나타나 추정 결과에 의미가 없는 가성회귀라고 볼 수 있다. 그러나 2국면 모형의 경우 필터링 된 국면별 확률에 의해 가중된 잔차 값은 안정적인 것으로 나타나 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 따라서 2국면 모형에서 산업생산지수와 배출권가격 간 국면전환을 갖는 장기균형 관계가 존재한다는 것을 간접적으로 확인할 수 있다.

2국면 마코브 전환 모형을 중심으로 살펴보면 1국면에서 산업생산지수의 추정계수는 -4.056, 2국면에서 산업생산지수의 추정계수는 12.833으로 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 이는 앞선 산업생산지수와 배출권가격 간 역 U자형의 비선형적 관계라는 비모수적 추정 결과와 부합한다.

비모수적 추정 방법의 결과와 연계해서 살펴보면 2국면은 산업생산지수가 임계수준에 미치지 못하는 상황으로 1국면의 경우 산업생산이 일정한 임계수준을 넘어서는 구간으로 볼 수 있다. 산업생산수준이 임계수준을 넘어서지 못하는 국면에서 관련 기업은 배출 저감에 투자할 여력이 없어서 배출권시장에서 배출권 구매를 통해 충당하려는 경향이 높을 수 있다.

www.kci.go.kr

그러나 산업생산이 일정한 임계수준을 넘어서는 국면에서 산업생산이 증가하면 관련 기업은 경제 활성화로 이익이 증가하기 때문에 배출 저감을 위한 기술이나 재생에너지 사용에 투자할 여력이 상대적으로 커지게 된다. 따라서 친환경 기술과 재생에너지 투자 증가는 배출량을 줄이고 배출권 수요를 감소시키기 때문에 산업생산지수가 증가하더라도 배출권가격은 하락한 것으로 볼 수 있다.

〈표 6〉 마코브 국면 전환모형

	1국면 모형	2국면 모형	
국면		1	2
절편	-21.999 (4.386)***	28.996 (0.778)***	-49.779 (0.918)***
$\ln Y_t$	6.846 (0.940)***	-4.056 (0.166)***	12.833 (0.198)***
p_{11}, p_{21}		0.95	0.03
p_{12}, p_{22}		0.05	0.97
AIC	0.465	-34.462	
BIC	0.555	-7.608	

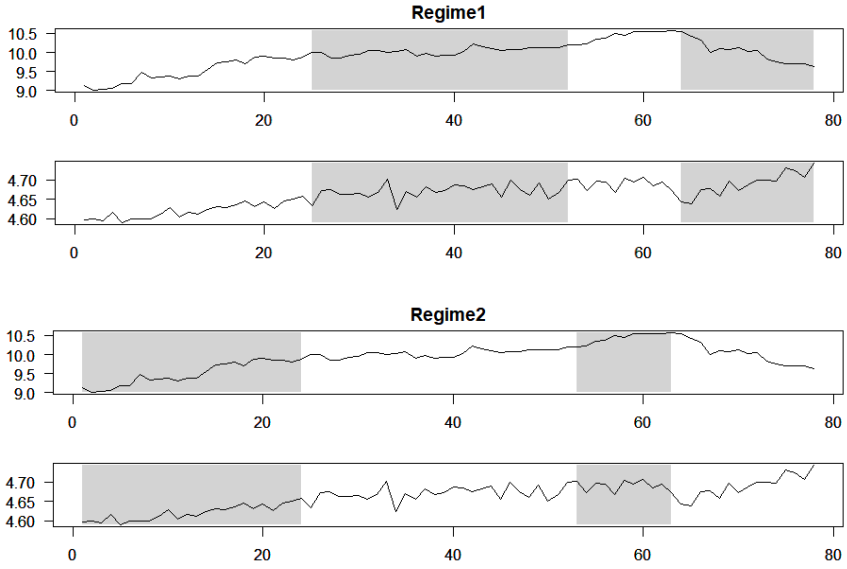
주: ***는 1% 수준에서 유의함

산업생산지수가 배출권가격에 미치는 영향은 1국면(-4.056)보다 2국면(12.833)에서 더 큰 것으로 나타났다. 이는 산업생산지수가 일정한 임계수준에 미치지 못하는 구간에서 그 영향이 더 크게 나타날 수 있다는 것을 의미한다.

전이확률을 살펴보면 1국면에 계속 머무를 확률(p_{11})은 95%(0.95), 2국면에 계속 머무를 확률(p_{22})은 97%(0.97)로 큰 값으로 나타났다. 이는 한 국면이 저속할 확률이 높다는 것을 의미한다.

<그림 3>은 국면별 배출권가격(위)과 산업생산지수(아래)의 추이를 보여준다. 1국면(Regime1)에서는 배출권가격과 산업생산지수가 탈동조화하고, 2국면(Regime2)에서는 두 변수가 동조화하는 것으로 보인다. 1국면의 산업생산지수는 이전 시기의 국면(2국면)보다 높아지는 구간이라는 것을 확인할 수 있다.

www.kci.go.kr



〈그림 3〉 국면별 탄소배출권가격(위)과 산업생산지수(아래)의 추이

V. 결론

거시경제 상황이 배출권 가격에 영향을 미치는 중요한 요인으로 거론되지만, 우리나라 배출권시장은 개설된 지 얼마 되지 않아 다양한 분석이 가능할 만큼 충분한 자료와 정보가 축적되지 않았다. 이와 관련된 실증연구 역시 미미한 수준이다. 이에 본 연구에서는 산업생산지수와 배출권가격의 연관성을 중심으로 살펴보았다. 구조적 변화의 존재는 산업생산지수의 영향이 국면에 따라 다를 수 있다는 것을 나타내기 때문에 비선형 모형 활용에 앞서 구조적 변화의 여부를 규명할 필요가 있다. 구조적 변화를 반영한 공적분 검정 방법이 실행되었고, 장기균형 관계에 구조적 변화의 발생 가능성에 대해 살펴보았다. 그런 연후에 비선형 관계를 고려하여 비모수적 추정 방법과 마코브 전환모형이 활용되었다.

분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째 산업생산지수와 배출권가격은 구조적 변화를 갖는 장기균형 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 통상적인 공적분 검정은 공적분 관계의 존재 여부를 적절하게 판별하지 못하지만, 구조적 변화를 반영한 공적분 검정에서는 공적분 관계가 존재하는 것으로 나타났다. 구조적 변화가 발생한 시점으로 추정된 2018년 5월은 1차 이행 기간이 종료되고 2차 이행 기간으로 넘어가는 시기이다. 2차 이행 기간에 도입된 유상할당은 관련 기업의 배출 비용과 직결되기 때문에 상당한 부담으로 작용하였을 것으로 추측된다.

www.kci.go.kr

둘째 구조적 변화가 발생한 시기 전후로 산업생산지수가 배출권가격에 미치는 영향은 차이가 있었다. 구조적 변화가 발생하기 이전에 산업생산지수의 추정계수는 음(-)의 부호이지만, 구조적 변화가 발생한 이후에 산업생산지수의 추정계수는 양(+)의 부호로 나타났다. 이는 산업생산지수와 배출권가격은 역 U자형의 비선형적 관계라는 비모수적 추정 결과와 부합한다. 일반적으로 경제활동이 활발해져 산업생산지수가 증가하면 배출량이 늘어나기 때문에 배출량이 할당 배출량을 초과하면 배출권 수요는 늘어나게 되어 배출권가격은 상승하게 되는 것으로 여겨져 왔다. 그러나 산업생산지수가 일정 수준을 넘어서면 기업의 생산증가로 수익이 늘어나 탄소 저감기술과 화석연료로부터 재생에너지로 전환하는 데 투자할 여력이 생기게 된다. 따라서 산업생산지수가 증가하더라도 배출량은 줄어들고 배출권에 대한 수요는 감소하여 배출권가격은 하락한 것으로 볼 수 있다.

셋째 마코브 국면 전환모형에 따르면 산업생산지수가 배출권가격에 미치는 영향은 국면에 따라 다른 것으로 나타났다. 1국면에서 산업생산지수의 추정계수는 음(-)의 부호이고, 1국면에서 산업생산지수의 추정계수는 양(+)의 부호였다. 1국면에 계속 머무를 확률은 95%, 2국면에 계속 머무를 확률은 97%로 한 국면에 계속 머무르려는 특성이 강한 것으로 나타났다.

분석 결과를 종합하면 산업생산지수가 배출권가격에 미치는 영향은 비대칭적이고, 국면에 따라 다를 수 있다. 구조적 변화를 반영한 추정 방법, 비모수적 추정 방법, 국면전환 모형을 적절하게 활용한다면 산업생산지수와 배출권가격의 비선형적 관계와 배출권시장의 작동기제의 이해에 도움이 될 것으로 본다.

www.kci.go.kr

참고문헌

김기진・원두환・정수관, 2019, “국제 탄소배출권 가격의 동조화 현상에 관한 분석”,『환경정책』 제27권 제3호, 1-20.

김수이・박호정, 2008, “EU 탄소배출권의 가격발견과정과 인과성 분석”,『경제연구』제26권 제1호, 1-20.

김수이・조경엽, 2010, “온실가스 감축정책과 세원 환원방법에 따른 경제적 영향 비교 연구”,『경제연구』제28권 제2호, 57-83.

박순철・조용성, 2017, “한국 탄소배출권 거래시장 일물일가 검정 및 가격 결정요인 분석”,『한국환경경제학회 하계학술대회논문집』67-85.

손동희・전용일, 2018, “한국 탄소배출권시장 가격결정체계의 학습효과 연구”,『자원・환경경제연구』제27권 제4호, 667-694.

이지웅・이상림, 2013, “배출권 가격설정 모형 연구 최신 현황과 시사점”,『수시 연구보고서』, 1-78, 에너지경제연구원

임동순・한택환, 2018, “거래비용의 관점에서의 한국 거래제의 운영성과 평가”,『경제연구』제36권 제3호, 121-146.

홍이슬・오형나・홍종호, 2016, “EU-ETS 배출권가격 결정요인 분석: 과잉할당량을중심으로”,『경제학연구』제64권 제3호, 91-123.

온실가스정보센터, 2019,『제1차 계획기간(2015-2017) 배출권거래제 운영결과보고서』1-108.

Alberola, E., J. Chevallier, B. Chèze, 2008, “The EU emissions Trading Scheme: The Effects of Industrial Production and CO2 Emissions on Carbon Prices”, *Economie Internationale*, Vol. 4, 93-125.

Bai, J., P. Perron, 1998, “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes”, *Econometrica*, Vol. 66, No. 1, 47-78.

Chèze, B., J. Chevallier, E. Alberola, 2009, “Emissions Compliances and Carbon Prices under the EU ETS: A Country Specific Analysis of Industrial Sectors”, *Journal of Policy Modeling*, Vol. 31, No. 3, 446-462.

Chevallier, J., 2009, “Carbon Futures and Macroeconomic Risk Factors: A View from the EU ETS”, *Eneergy Economics*, Vol. 31, No. 4, 145-159.

_____ 2011a, “A Model of Carbon Price Interactions with Macroeconomic and Energy Dynamis”, *Energy Economics*, Vol. 33, No. 6, 1295-1312.

_____ 2011b, “Evaluating the Carbon-Macroeconomy Relationship: Evidence from Threshold Vector Error-Correction and Markov-Switching VAR Models”, *Economic Modelling*, Vol. 28, No. 6, 2634-2656.

Chevallier, J., 2012, *Econometric Analysis of Carbon Markets: The European Union Emissions Trading Scheme and the Clean Development Mechanism*. Springer Science & Business Media.

www.kci.go.kr

Dickey, D. A., W. A. Fuller, 1981, “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, Vol. 49, No. 4, 1057-1072.

Engle, R. F., C. W. J. Granger, 1987, “Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing”, *Journal of the Econometric Society*, Vol. 55, No. 2, 251-276.

Gregory, A. W., B. E. Hansen, 1996, “Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts”, *Journal of Econometrics*, Vol. 70, No. 1, 99-126.

Gutierrez, R. G., J. M. Linhart, J. S. Pitblado, 2003, “From the Help Desk: Local Polynomial Regression and Stata Plugins”, *The Stata Journal*, Vol. 3, No. 4, 412-419.

Hamilton, J. D., 1989, “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle”, *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, Vol. 57, No. 2, 357-384.

Johansen, S., 1988, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, No. 2, 231-254.

Kwiatkowski, D., P. C. Phillips, P. Schmidt, Y. Shin, 1992, “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure are We that Economic Time Series Have a Unit Root?”, *Journal of Econometrics*, Vol. 54, No. 1, 159-178.

Lütkepohl, H., P. Saikkonen, C. Trenkler, 2004, “Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Level Shift at Unknown Time”, *Econometrica*, Vol. 72, No. 2, 647-662.

Phillips, P. C., P. Perron, 1988, “Testing for a Unit Root in Time Series Regression”, *Biometrika*, Vol. 75, No. 2, 335-346.

Zivot, E., K. Andrews, K., 1992, “Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 10, No. 10, 251-70.

www.kci.go.kr

Nonlinear Relationship between Industrial Production Index and Carbon Allowance Price

Sukwan Jung

Changwon University

Abstract

When economic activity is active, production increases and the carbon emission of related companies increases, so the demand to buy allowances increases and the price of allowances rises. The logic assumes a positive linear relationship between the industrial production index and the allowance price, but overlooks the non-linear relationship in which the demand for allowances decreases and the allowance price declines despite the increase in industrial production due to the development of low-carbon technology and the increase in the use of renewable energy. Therefore, in this study, the non-linear relationship between the industrial production index and the allowance price was examined through the non-parametric estimation method and the Markov switching model. As a result, there was a cointegration relationship with the structural change between the two variables. It was found that the industrial production index and the carbon allowance price have an inverse U-shaped asymmetric relationship, and the influence of the industrial production index on the carbon allowance price differs depending on the situation. These results are expected to help understand the relationship between economic activity and the carbon allowance market.

Key Words: Carbon allowance market, Economic activity, Nonlinerity, Nonparametric estimation, Markov switching model

www.kci.go.kr