

벡터오차수정모형을 이용한 유럽 탄소배출권가격 분석[†]

부기덕¹ · 정기호²

¹대은경제연구소 · ²경북대학교 경제통상학부

접수 2011년 3월 11일, 수정 2011년 4월 13일, 게재확정 2011년 4월 22일

요약

본 연구는 벡터오차수정모형을 이용하여 유럽 탄소배출권 현물가격의 일간 시계열자료를 분석한다. 내생변수로는 탄소배출권가격 이외에 오일가격, 천연가스가격, 전력가격, 석탄가격 등 모두 5개 변수를 고려하며, 분석기간은 유럽 배출권가격의 왜곡이 발생한 제1단계 기간 (2005~2007년)을 피해 제2단계 기간 (2008년 4월 21일~2010년 3월 31일)을 대상으로 하였다. 시계열변수의 안정성 및 공적분 검정 결과, 모든 변수들이 단위근을 갖으며 또한 공적분 벡터가 존재하는 것으로 나타나서 분석모형으로서 벡터자기회귀모형 대신에 벡터오차수정모형을 채택하였다. 분석결과, (1) 오일, 천연가스, 전력 등의 가격이 배출권가격에 대해 원인으로 작용하는 그랜저인과관계가 존재하였다. (2) 충격 반응분석에서 배출권가격은 오일가격의 외생적 충격에 대해 가장 크게 반응하였고, 석탄가격의 충격에 대해서는 초기 상승 후 하락, 전력가격과 천연가스가격의 충격에 대해서는 초기 상승 후 음(-)으로 감소하는 반응을 보였다. (3) 예측오차 분산분해 분석에서 배출권가격에 대해 가장 큰 영향을 주는 요인은 초기 (3기)에는 오일가격>석탄가격>천연가스가격>전력가격의 순이었으나 이후 (20기)에는 전력가격>오일가격>석탄가격>천연가스가격의 순으로 나타났다.

주요용어: 공적분, 단위근, 배출권가격, 벡터오차수정모형.

1. 머리말

2005년 1월 1일부터 시작한 유럽 탄소배출권 거래 시스템인 EU-ETS (EU emissions trading scheme)는 교토의정서 제1차 이행기간 (2008~2012년) 이전에 실시경험을 쌓기 위해 2005년~2007년의 3년간을 제1단계 (phase I)로 하여 운영하였다. 이 기간 중 유럽의 각국 정부는 자국 산업에 부담을 주지 않는다는 명분으로 경쟁적으로 배출권을 과도하게 할당한 결과, EU-ETS 전체적으로 배출허용량이 실제 배출량을 초과하는 사태가 발생했으며 배출권가격은 급락하였다. 제1단계에서 과도한 배출허용량으로 어려움을 겪은 유럽은 이에 교훈을 얻어 허용량을 엄격하게 관리한 결과, EU-ETS 제2단계 (2008~2012년)에서는 배출허용량이 각국에서 제출한 계획보다 전체적으로 10.4%가 축소되었다.

제1단계 기간 중에는 배출권의 가격이 급락하는 등 2006년 4월 이후의 가격자료에 왜곡이 발생한 측면이 있다. 배출권 가격결정의 중요한 연구 중 하나인 Bunn과 Fezzi (2008)는 독일과 영국을 대상으로 전력가격, 가스가격, 탄소가격의 상호작용을 일간, 주간 데이터를 활용하여 쇼크의 전달경로와 탄소가격의 전력가격 전가 문제를 벡터오차수정모형을 사용하여 분석하였다. 그러나 분석기간에서 2005년 4월 1일에서 2006년 6월 30일까지의 일간 및 주간 자료를 사용함으로써 가격자료에 왜곡이 발생한 2006년

[†] 저자들은 본 연구에 큰 도움을 준 원광대 김수이 교수, 경북대 김태균 교수와 이재민 교수에게 심심한 감사의 뜻을 전한다.

¹ (706-712) 대구시 수성구 수성2가, 대구은행 본점 대은경제연구소, 부소장.

² 교신저자: (702-701) 대구시 북구 산격동, 경북대학교 경제통상학부, 교수. E-mail: khjeong@knu.ac.kr

4월에서 6월간의 자료를 사용한 문제점이 있다. Honkatukia 등 (2008)은 내생변수로 전력가격, 배출권 가격, 가스가격, 석탄가격의 4가지 변수를 고려하였는데 분석기간인 2005년 1월 3일부터 2006년 12월 29일에 마찬가지로 왜곡된 배출권 자료의 사용에 대한 문제가 남아있다.

본 연구는 Bunn과 Fezzi (2008), Fezzi와 Bunn (2009), Honkatukia 등 (2008)의 연구를 계승하여 벡터오차수정모형을 이용하여 유럽 배출권가격을 분석하되, 양 연구가 각각 하나씩 내생변수에서 누락했던 오일가격과 석탄가격을 모두 내생변수에 포함하여 기존연구보다 내생변수의 수를 확장하였으며, 분석기간을 신뢰성이 확보된 제2단계 기간인 2008.4.21~2010.3.31 기간을 대상으로 함으로써 선행연구가 지닌 왜곡된 가격자료 활용의 문제점을 개선하고자 한다. 그리고 분석자료도 신뢰성이 높은 EEX의 자료 (전력·석탄·가스가격)와 BP 자료 (오일가격)를 활용하고, 배출권가격으로 BlueNext의 현물가격을 사용하는 등 기존연구와 차별화를 기하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2절에서는 분석모형인 벡터오차수정모형을 설명하고, 3절에서는 분석자료 및 분석결과를 제시하며, 마지막으로 4절에 결론을 제시한다.

2. 분석모형

벡터자기회귀모형 (vector autoregression, VAR)은 회귀분석과 시계열 분석의 장점을 결합한 모형으로 잘 알려져 있다. 통상 둘 이상의 선형 회귀방정식으로 구성되는데 각 회귀방정식은 모형 내의 한 변수의 현재치를 종속변수로 하고 그 자체의 시차변수들과 모형 내 모든 다른 변수의 시차변수들을 설명변수로 한다. 일반적인 p 차 벡터자기회귀모형은 다음과 같이 표현된다.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t, \quad t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \quad (2.1)$$

단, $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$; $K \times 1$ 내생변수 벡터

$$A_i = \begin{bmatrix} A_{11,i}, \dots, A_{1K,i} \\ \vdots \\ A_{K1,i}, \dots, A_{KK,i} \end{bmatrix}; \quad (K \times K) \text{ 계수행렬}, \quad i = 1, 2, \dots, p$$

$u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$; K 차원 백색잡음 (white noise).

벡터자기회귀모형의 안정성조건은 $|I_K - A_1 z - \dots - A_p z^p| = 0$ 의 모든 근이 단위원 밖에 존재하는 것이다 (김명직 등, 1998). 벡터오차수정모형을 도입하기 위해 아래와 같은 차수가 2인 벡터자기회귀모형을 고려한다.

$$y_t = A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + u_t, \quad y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})' \quad (2.2)$$

만일 식 (2.2)의 모형이 안정성 조건을 충족하지 못하고 공적분이 존재하면, 식 (2.3)이 성립하게 된다.

$$\text{rank}(\Pi) = r < K \quad (2.3)$$

$$\Pi = \alpha \beta'$$

단, $\Pi = -(I_K - A_1 - A_2)$, α, β 는 $K \times r$ 행렬이다.

식 (2.2)의 양변에서 y_{t-1} 를 빼고 정리하면 벡터오차수정모형인 식 (2.4)를 얻게 된다.

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + u_t, \quad \text{단, } \Gamma_1 = -A_2 \quad (2.4)$$

식 (2.4)의 우변에서 $\beta' y_t$ 의 각 요소는 장기균형관계를 의미하는 공적분 관계를 나타낸다. 식 (2.4)를 차수 p 로 일반화하면, 다음과 같다.

$$\Delta y_t = \alpha \beta' y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + u_t \quad (2.5)$$

$$\begin{aligned} \text{단, } \Gamma_i &= -(A_{i+1} + \dots + A_p), i = 1, \dots, p-1, \\ A_1 &= \Pi + I_K + \Gamma_1, A_i = \Gamma_i - \Gamma_{i-1}, i = 2, \dots, p-1, \\ A_p &= -\Gamma_{p-1}, \Pi = -(I_K - A_1 - A_2 - \dots - A_p) \end{aligned}$$

Π 의 랭크는 벡터오차수정모형의 공적분 랭크이고, β 는 공적분 벡터이며, α 는 조정계수이다. 식 (2.5)는 간결하게 다음과 같이 표현된다.

$$\Delta Y = \Pi Y_{-1} + \Gamma X + U \tag{2.6}$$

$$\begin{aligned} \text{단, } \Delta Y &= [\Delta y_1, \dots, \Delta y_T], Y_{-1} = [y_0, \dots, y_{T-1}], U = [u_1, \dots, u_T], \\ \Gamma &= [\Gamma_1, \dots, \Gamma_{p-1}], X = [X_0, \dots, X_{T-1}], \\ X_{t-1} &= \begin{bmatrix} \Delta y_{t-1} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p+1} \end{bmatrix}. \end{aligned}$$

식 (2.6)에서 알 수 있듯이 벡터오차수정모형은 종속변수로 로그차분된 계열 (안정적), 독립변수로 오차수정항 (공적분 관계에 의해 안정적)과 로그차분된 계열의 시차 (안정적)로 구성된 방정식들을 벡터로 묶은 모형이다 (Choi 등, 2007). 식 (2.6)에서 VECM의 LS 추정량은 다음과 같다 (Lütkepohl, 2005).

$$[\hat{\Pi} : \hat{\Gamma}] = [\Delta Y Y'_{-1} : \Delta Y X'] \begin{bmatrix} Y_{-1} Y'_{-1} & Y_{-1} X' \\ X Y'_{-1} & X X' \end{bmatrix}^{-1}$$

3. 분석

3.1. 자료

분석 자료는 2008년 4월 21일부터 2010년 3월 31일까지의 총 491개 일간 자료이다. 분석에 고려되는 내생 시계열변수들은 표 3.1에 정리되어 있다. 먼저 배출권가격인 BNSEUA0812는 BlueNext의 EUA 현물가격이다. 배출권가격과 긴밀한 관계를 갖는 에너지가격으로서 오일, 가스, 전력, 석탄의 가격을 고려하였다. 오일가격인 BPBRENT는 BP의 브렌트유가격의 증가 (us dollar)이며 가스가격인 EEX-GAS는 EEX에서 거래되는 천연가스 현물가격 (spot market NCG settlement price)이다. 전력가격인 EEXPBASE는 EPEX Spot Tagesindex (Daily Indices) Base가격이며, 석탄가격인 EEXCOALF는 ARA Month Future의 당월인도 결제가격이다. 분석에서 모든 변수들은 로그변환하여 고려된다. 로그 변환을 할 경우 이분산성을 완화할 수 있다는 것 외에도 공적분 관계식에서 배출권가격의 전력가격 전가율을 구할 수 있다는 장점이 있다 (Bunn과 Fezzi, 2007, 2008).

표 3.1 일간 자료 설명 (2008.4.21~2010.3.31)

구분	변수 설명	변수명
배출권가격	BlueNext Spot Price <Euro>	BNSEUA0812
오일가격	BP Brent Oil Price Close <us dollar>	BPBRENT
가스가격	EEX GAS Spot NCG Settlement Price <EUR/MWh>	EEXGAS
전력가격	EEX Electricity EPEX Spot Tagesindex / Daily Indices (base:기저부하) SPOT Price <EUR/MWh>	EEXPBASE
석탄가격	EEX Coal ARA Month Future 당월인도 <US /t> Future (settlement price) <US /t>	EEXCOALF

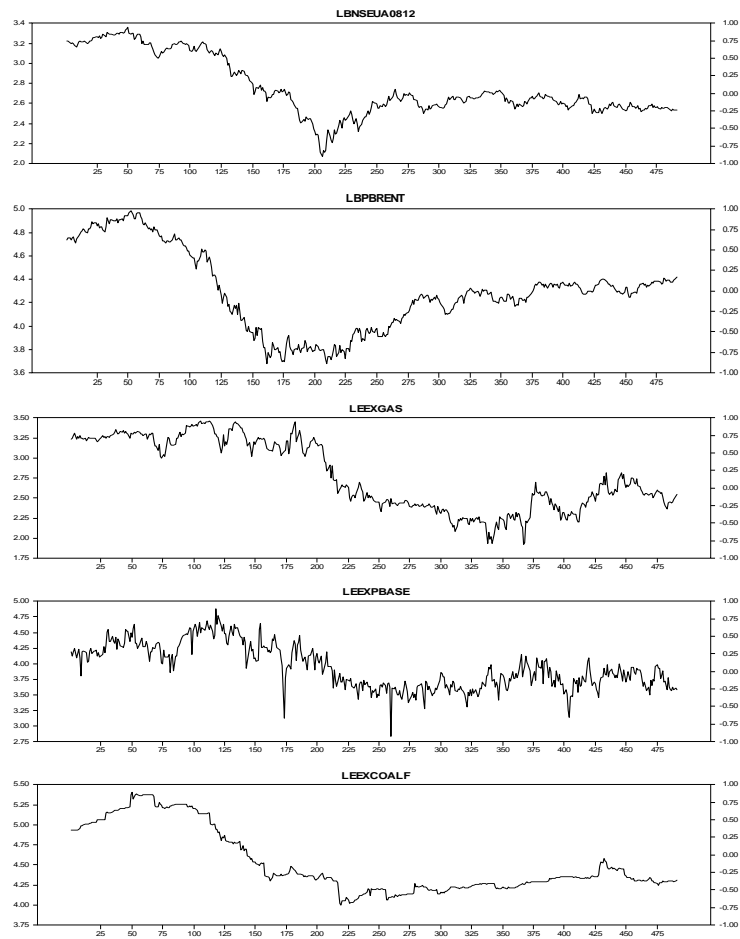


그림 3.1 일간 자료(로그변환)의 시계열 그래프

3.2. 단위근 및 공적분 검정

일간 자료의 안정성 여부를 검정하는 단위근 검정으로서 ADF검정 (augmented dickey-fuller test, 1979), PP검정 (phillips-perron test, 1987), KPSS (kwiatkowski-phillips-schmidt-shin test, 1992) 등 세 개의 단위근 검정법을 적용하였다.

로그수준변수에 대한 단위근 검정을 실행한 결과, 배출권가격 (BNSEUA0812)은 ADF검정과 PP검정에서 귀무가설 (단위근이 있다)을 유의수준 1%에서 기각하지 못한 반면에, KPSS검정은 유의수준 1%에서 귀무가설 (단위근이 없다)을 기각하여 모든 검정법에서 단위근이 존재하는 것으로 나타났다. 가스가격, 오일가격, 석탄가격도 모든 검정법에서 단위근이 있는 것으로 나타났다. 전력가격의 경우 ADF검정과 PP검정에서는 단위근이 없는 것으로 나타났지만 보다 엄격한 KPSS검정에서는 단위근이 있는 것으로 나타나서, 보수적인 관점에서 단위근이 있는 것으로 처리하였다. 한편 모든 시계열이 로그수준변수를 차분한 다음에 수행한 단위근 검정결과에서는 1% 유의수준에서 안정성을 확보하였다.

표 3.2 일간 자료 (로그차분변수)에 대한 단위근 검정 결과

	N	ADF검정 (lag=4)		PP검정		KPSS검정	
		추세미포함	추세포함	추세미포함	추세포함	추세미포함	추세포함
DBNSEUA0812	490	-9.0928***	-9.1062***	-20.0000***	-20.0200***	0.142	0.073
DBPBRENT	490	-10.1989***	-10.3475***	-23.7097***	-23.8322***	0.421*	0.131*
DEEXGAS	490	-10.2663***	-10.2650***	-24.5006***	-24.5079***	0.079	0.062
DEEXPBASE	490	-13.7391***	-13.7259***	-33.2999***	-33.3018***	0.017	0.018
DEEXPPEAK	490	-13.5041***	-13.4927***	-32.8341***	-32.8384***	0.020	0.020
DEEXCOALF	490	-9.5333***	-9.5447***	-21.5600***	-21.5746***	0.267	0.197

주 : 1) ADF검정과 PP검정의 귀무가설은 해당 시계열이 단위근이 있다는 것이며, KPSS검정은 반대로 귀무가설이 단위근이 없다는 것임
 2) KPSS검정의 추세미포함은 Eta (mu)값이며, 추세포함은 Eta (tau)값임
 3) *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

표 3.3 요한센 공적분 검정 결과

p-r	r	Trace	P 값	Lamda-max
5	0	104.691	0.000	54.5138
4	1	50.177	0.028	21.2408
3	2	28.936	0.063	13.6076
2	3	15.329	0.051	9.1993
1	4	6.129	0.013	6.1292
최대 고유치(eigenvalue) 공적분 벡터				
LEEXPBASE	LEEXCOAF	LBPBRENT	LEEXGAS	LBNSEUA0812
6.456	-1.133	0.750	-2.262	-2.020

Johansen과 Juselius (1990)는 공적분 관계의 수와 모형의 파라미터를 MLE로 추정하고 검정하는 방법을 제시하였다. 이 방법은 Dickey-Fuller의 단위근 검정을 다변량의 경우로 확장한 것으로 이해할 수 있다. 통상 공적분 벡터가 2개 이상일 경우 요한센 공적분 검정 (Johansen과 Juselius, 1990)을 활용한다. EEXCOALF, EEXGAS, BPBRENT, BNSEUA0812, EEXPBASE의 5개 로그변환 변수에 대해 요한센 공적분 검정을 한 결과는 표 3.3에 정리되어 있다. 트레이스통계량은 귀무가설이 “공적분 벡터가 r개보다 작거나 같다.”이며, 대립가설은 “r개보다 많다.”이다. 표 3.3에서 트레이스통계량이 공적분 벡터가 ‘0’이라는 귀무가설과 ‘1개보다 작거나 같다’라는 귀무가설이 각각 기각되었다. 그러나 공적분 벡터가 ‘2개보다 작거나 같다’는 귀무가설을 기각하지 못하여 공적분 벡터가 2개 존재한다는 것을 알 수 있다. 람다맥스통계량은 귀무가설이 ‘공적분 벡터가 r개 존재한다’이며, 대립가설은 ‘공적분 벡터가 r+1개이다’로 구체적으로 설정한다. 표 3.3에서 공적분 벡터가 0개 또는 1개라는 귀무가설에 대해 람다맥스통계량은 가설을 기각한 반면, 공적분 벡터가 2개라는 귀무가설은 기각하지 못하여 결국 공적분 벡터가 2개임을 알 수 있다. 통상 공적분 벡터 수를 판별할 때 트레이스통계량을 주로 활용하며, 참고적으로 람다맥스통계량을 이용한다 (김양우, 1992). 로그를 취한 수준변수에 단위근이 존재하고, 공적분 검정에서 공적분 벡터가 존재하는 것으로 밝혀졌기 때문에, 로그수준 변수 혹은 로그차분한 변수로 벡터 자기회귀모형을 수행하는 것보다는 벡터오차수정모형을 수행하는 것이 타당하다.

3.3. 그랜저 인과관계 검정

Granger의 인과관계 검정방법은 다음과 같이 요약 설명된다. 두 개의 시계열 x_t , y_t 를 고려할 때, y_t 의 시차값들과 x_t 의 시차값들에 대한 y_t 의 회귀에서 x_t 시차값의 계수들이 0이라면 계열 x_t 는 계열 y_t 를 그랜저 인과하지 않는다는 것이며, 반대로 시차값이 유의한 값을 가지면 그랜저 인과관계에 있음을 의미한다. Granger 인과성의 목적은 두 시계열 중 어느 시계열이 우선 하는지를 알고자하는 것

이며, 통상적인 의미에서의 인과관계는 아니다 (유지성, 1995). 에너지가격과 배출권가격 간의 우선 관계를 파악하기 위하여 로그차분변수에 대한 그랜저 인과관계 검정 (Granger, 1969)을 적용하였다. Akaike 정보량을 통해 선택한 시차2에 대해 그랜저 인과관계 검정을 한 결과 유가 (BPBRENT)와 천연가스 (EEXGAS), 전력가격 (EEXPBASE)이 배출권가격 (DBNSEUA0812)을 그랜저 인과하는 것으로 나타났다. 그리고 배출권가격은 시차 2에서 석탄가격 (DEEXCOAL F)을 그랜저 인과하였으며, 석탄가격과 전력가격은 유가를 그랜저 인과하였다. 이러한 Akaike 정보량 기준과 그랜저 인과관계 검정을 바탕으로 벡터오차수정모형의 시차를 2로 정하고, 변수배열의 순서를 전력가격, 석탄가격, 석유가격, 가스가격, 배출권가격의 순으로 하였다.

표 3.4 로그차분변수에 대한 그랜저 인과관계 검정 (2008.4.21~2010.3.31)

종속변수		DBPBRENT	DEEXGAS	DEEXPBASE	DEEXCOALF
DBNSEUA0812	lag=2	F=2.98*	F=4.08**	F=2.49*	F=1.48
종속변수		DBPBRENT	DEEXGAS	DBNSEUA0812	DEEXCOALF
DEEXPBASE	lag=2	F=0.12	F=0.25*	F=0.05	F=0.34
종속변수		DEEXPBASE	DEEXGAS	DBNSEUA0812	DEEXCOALF
DBPBRENT	lag=2	F=4.99***	F=0.15	F=0.81	F=2.37*
종속변수		DEEXPBASE	DBPBRENT	DBNSEUA0812	DEEXCOALF
DEEXGAS	lag=2	F=0.38	F=0.96	F=0.21	F=0.96
종속변수		DEEXPBASE	DBPBRENT	DBNSEUA0812	DEEXGAS
DEEXCOALF	lag=2	F=0.33	F=2.18	F=4.01**	F=2.15
(lag=2)					
XY	DBNSEUA0812	DBPBRENT	DEEXGAS	DEEXPBASE	DEEXCOALF
DBNSEUA0812		X→Y*	X→Y**	X→Y*	X···Y
DBPBRENT	X···Y		X···Y	X→Y***	X→Y*
DEEXGAS	X···Y	X···Y		X···Y	X···Y
DEEXPBASE	X···Y	X···Y	X→Y*		X···Y
DEEXCOALF	X→Y**	X···Y	X···Y	X···Y	

주 : 1) *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준
 2) X→Y : X는 Y를 그랜저 인과함, X···Y : X와 Y는 인과관계 없음,
 X—Y : X는 Y를 그랜저 인과함과 동시에 Y도 X를 그랜저 인과함 (선후행관계를 알 수 없음)

3.4. VECM 모형 추정

공적분벡터를 활용한 5변수 VECM모형을 추정한 결과는 표 3.5에 정리되어 있다. 먼저 전력가격 방정식에서는 차분된 전력가격 (DEEXPBASE)이 차분된 전력가격의 시차항과 오차수정항에 의해 10% 유의수준 (이하 동일)에서 유의한 영향을 받았다. 석탄가격 방정식에서는 차분된 석탄가격 (DEEXCOALF)이 차분된 석탄가격의 시차항, 차분된 배출권가격, 오차수정항에 의해 유의한 영향을 받았다. 오일가격 방정식에서는 차분된 오일가격 (DBPBRENT)이 차분된 석탄가격 (대체재)과 전력가격, 오차수정항에 의해 유의한 영향을 받고 있는 것으로 나타났다. 천연가스가격 방정식에서는 차분된 천연가스가격 (DEEXGAS)이 차분된 천연가스가격 시차항에 유의한 영향을 받은 반면, 차분된 에너지가격 시차항과 오차수정항의 계수는 유의하지 못했다. 배출권가격 방정식에서는 차분된 배출권가격 (DBNSEUA0812)이 차분된 전력가격과 차분된 오일가격, 차분된 천연가스가격, 차분된 배출권가격의 시차항, 오차수정항에 유의한 영향을 받았다. 구체적으로는 배출권가격 방정식에서 차분된 전력가격의 시차항 DEEXPBASE(1), DEEXPBASE(2)의 계수값은 각각 양 (+)의 영향을 미쳤으며, 차분된 천연가스가격의 시차항 DEEXGAS(1), DEEXGAS(2)은 각각 음 (-)의 영향을 미쳤다. 벡터오차수정모형의 추정 결과, 5개의 방정식 중 4개의 방정식에서 오차수정항이 통계적으로 유의한 것으로 나타나 벡터오차수정모형의 타당성을 입증하였다. 참고로 공적분벡터의 장기균형관계식을 통해 배출권가격의 전력가격 전가율을 구할 수 있다. 표 3.5에서 보면, 첫 번째 공적분벡터의 장기균형관계에서 배출권가격의 1% 상

승에 따라 전력가격은 0.313% 상승하는 것으로 나타났다. 이것은 Bunn과 Fezzi (2008)의 연구와 비교하면, 영국에서 배출권가격 1% 상승에 전력가격이 0.33% 상승한다는 결과와 비슷하다. 그러나 천연가스가격이 1% 상승하는 경우 전력가격은 0.35% 상승에 그쳐 Bunn과 Fezzi (2008)의 연구에서 독일이 0.52% 상승한 것에 비해 다소 낮게 나타났다.

표 3.5 추정 결과 (일간 자료 : 2008.4.21~2010.3.31)

	DEEXPBASE	DEEXCOALF	DBPBRENT	DEEXGAS	DBNSEUA0812
DEEXPBASE(1)	-0.2132*** (-4.3618)	0.0147 (1.4707)	0.0357*** (3.0735)	0.0188 (0.8649)	0.0291*** (2.9598)
DEEXPBASE(2)	-0.1414*** (-3.1133)	0.0049 (0.5373)	0.0410*** (3.8012)	-0.0077 (-0.3828)	0.0217** (2.3823)
DEEXCOALF(1)	-0.0111 (-0.0476)	-0.0172 (-0.3592)	-0.0944* (-1.6888)	0.1090 (1.0385)	-0.0316 (-0.669)
DEEXCOALF(2)	-0.1489 (-0.6380)	-0.0820* (-1.7197)	0.0750 (1.3523)	0.0457 (0.4394)	-0.0317 (-0.6761)
DBPBRENT(1)	-0.0390 (-0.1907)	0.0545 (1.3008)	-0.0578 (-1.1861)	0.0721 (0.7886)	0.0014 (0.0355)
DBPBRENT(2)	-0.1233 (-0.6048)	0.0539 (1.2933)	-0.0507 (-1.0467)	-0.0974 (-1.0700)	-0.0923** (-2.2512)
DEEXGAS(1)	0.0993 (0.9486)	0.0336 (1.5711)	-0.0010 (-0.040)	-0.1176** (-2.5160)	-0.0255 (-1.2099)
DEEXGAS(2)	0.1013 (0.9678)	0.0008 (0.0417)	-0.0029 (-0.1192)	-0.1058** (-2.2642)	-0.0659*** (-3.1294)
DBNSEUA0812(1)	-0.0710 (-0.3070)	0.0736 (1.5549)	-0.0099 (-0.1803)	0.0079 (0.0772)	0.1076** (2.3101)
DBNSEUA0812(2)	-0.0536 (-0.2317)	-0.1008** (-2.1311)	-0.0755 (-1.3739)	0.0562 (0.5447)	-0.1003** (-2.1566)
Constant	0.4483*** (6.3635)	0.0237* (1.6495)	0.0515*** (3.0776)	0.0237 (0.7547)	0.0265* (1.8766)
EC11	-0.0384*** (-6.4053)	-0.0021* (-1.7431)	-0.0044*** (-3.1353)	-0.0021 (-0.8055)	-0.0024** (-1.9933)
LEEEXPBASE	1	-5.698*** (-7.441)	8.610*** (7.451)	-2.853*** (-7.999)	-3.196*** (-7.505)
LEEXCOALF	-0.176 (-0.781)	1	-1.511 (-1.147)	0.501 (1.063)	0.561 (0.805)
공적분벡터 LBPBRENT	0.116 (0.683)	-0.662 (-1.002)	1	-0.331 (-0.874)	-0.371 (-0.709)
LEEEXGAS	-0.350*** (-2.741)	01.997*** (3.473)	-3.018*** (-3.267)	1	1.120*** (2.517)
LBNSEUA0812	-0.313** (-1.764)	1.783* (1.803)	-2.694** (-1.817)	0.893* (1.726)	1
종속변수의 평균	-0.0012	-0.0012	-0.0007	-0.0014	-0.0013
추정치 표준오차	0.1325	0.0271	0.0315	0.0591	0.0266
잔차 자승합	8.3677	0.3500	0.4733	1.6671	0.3387
DW 통계량	2.0280	2.0167	2.0594	1.9948	1.9916

주: 1) 자료개수 (N)은 490개일, 2) 괄호안은 t값 3) *** 1% 유의수준, ** 5% 유의수준, * 10% 유의수준

3.5. 충격반응함수와 분산분해

충격반응함수 (impulse response function)는 한단위의 충격 (또는 1 표준편차 크기)에 대한 내생변수들의 시간에 걸친 반응을 그래프로 표현한 것이며, 간접효과를 배제하기 위하여 원래의 오차항 벡터 e_t 를 서로 상관되지 않은 오차항벡터 u_t 로 변환해서 시간에 걸친 반응 그래프로 표시하는 것이 보통이다. VECM모형의 추정에 따른 충격반응함수는 그림 3.2에 주어져 있다. 먼저 전력가격에 1 표준편차

의 충격이 가해졌을 경우, 배출권가격은 초기에 상승세를 보이다가 3기 이후 감소하는 모습을 보인다. 다음 석탄가격에 1 표준편차의 충격이 가해지면 배출권가격은 초기에 0.15 표준편차 수준으로 상승하지만 2기 이후 0.05표준편차 수준으로 하락하였다. 오일가격의 1 표준편차 충격에 대해서는 배출권가격은 초기에 0.25 표준편차로 상승한 후 0.15 표준편차로 낮아지고 있다. 천연가스가격의 1 표준편차 충격에 대해서는 배출권가격이 초기에 0.1 표준편차로 상승하지만 2기 이후에는 0.02 표준편차만큼 감소하는 것으로 나타났다. 따라서 배출권가격은 오일가격의 충격에 대해 가장 큰 반응을 나타내는 것을 알 수 있다.

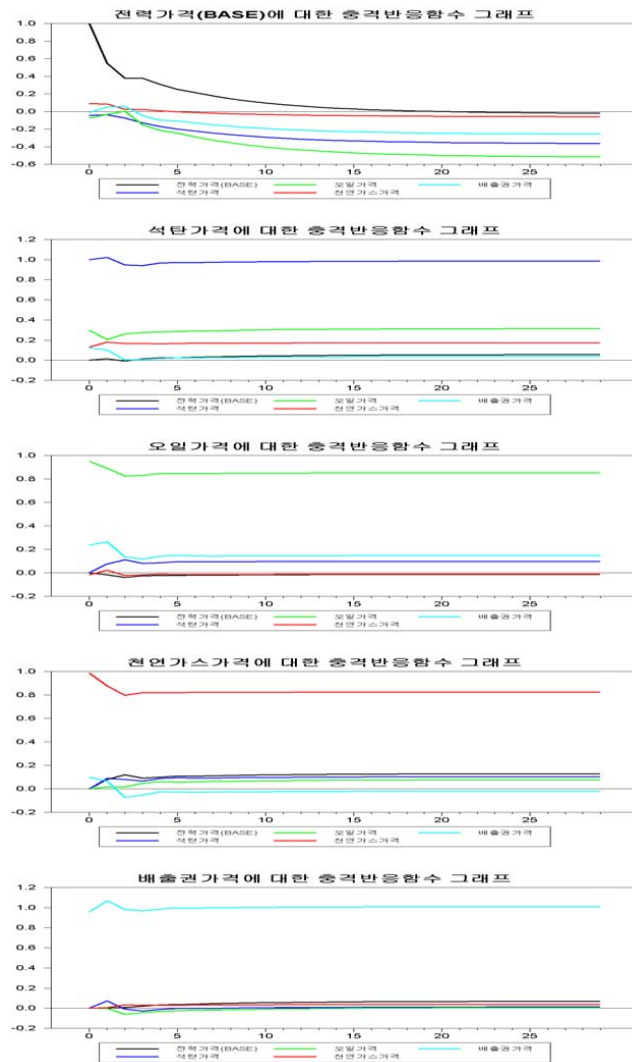


그림 3.2 VECM모형의 충격반응함수 그래프

한편, VECM모형의 예측오차 분산분해 (forecast error variance decomposition)는 그림 3.3에 주어 져 있다. 예측오차 분산분해는 직교오차 u_t 의 각 구성요소들이 예측 평균제곱오차 (mean square error)에 얼마만큼씩 기여하는 가를 측정하는 것이다. 배출권가격의 경우 초기 (t=3)에 자체 변수에 의해 93.9%, 오일가격에 4.5%, 석탄가격에 0.8%, 천연가스가격에 0.6%, 전력가격에 0.2% 설명되어 다른 변수들 중에서 설명력의 상대적 순위는 ‘오일가격 >석탄가격 >천연가스가격 >전력가격’ 순이다. 그러나 시간이 지나면 전력가격의 영향력이 커져서 이후 (t=20)에는 자체 변수에 의해 94.3%, 전력가격에 3.0%, 오일가격에 2.3%, 석탄가격과 천연가스가격에 각각 0.2%, 0.1%씩 설명되어 다른 변수들 중에서 설명력의 상대적 순위가 ‘전력가격 >오일가격 >석탄가격 >천연가스가격’ 순으로 바뀌는 것으로 나타난다.

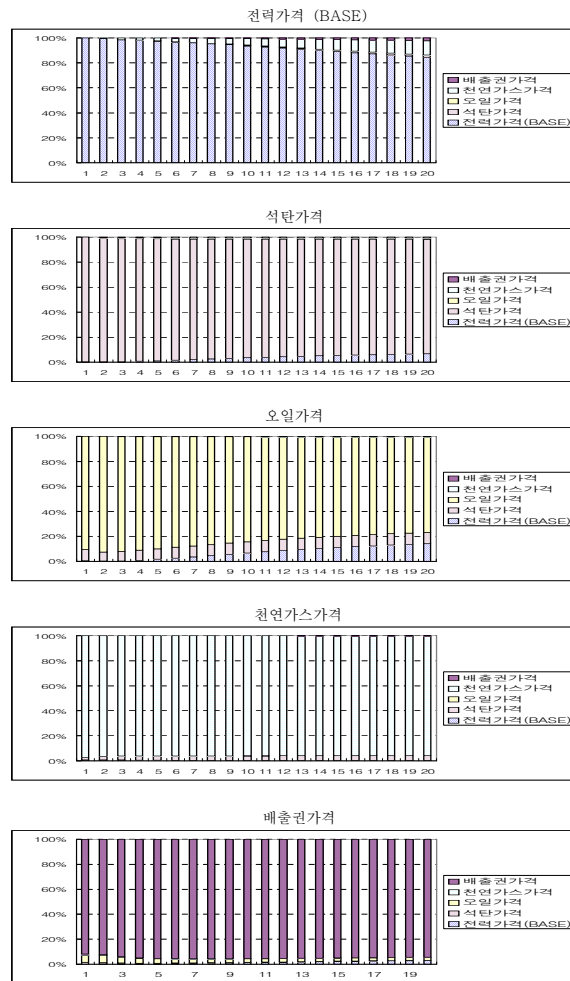


그림 3.3 VECM모형의 예측오차 분산분해

따라서 선행연구들의 분석모형에서 각각 하나씩 누락되었던 오일가격과 석탄가격이 초기에 모두 배출권가격에 제일 큰 설명력을 가지며, 시간이 지나면 설명력의 상대적 순위가 전력가격에 비해 떨어지지만 천연가스가격보다는 여전히 설명력의 우선순위가 높은 것을 알 수 있다.

4. 맺음말

본 연구는 유럽 탄소배출권 가격의 일간 자료에 대해 벡터오차수정모형을 적용하여 분석하였다. 분석결과는 다음과 같이 요약된다. 첫째로 배출권가격에 초기에 가장 큰 양 (+)의 영향을 미치는 변수는 오일가격으로 나타났으며, 그 다음은 석탄가격으로 분석되었다. 천연가스가격과 전력가격도 초기에는 양 (+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그러나 시간이 흐르면 전력가격이 배출권가격에 가장 큰 영향을 미치며, 오일가격과 석탄가격은 다음으로 영향을 미치는 것으로 분석되었다. 참고로 김수이 (2007)의 연구에서는 배출권가격에 영향을 미치는 주요인으로 오일가격을 지목하였고, Mansanet-Bataller 등 (2007)은 오일가격과 전력가격을 들었다. 그러나 본 연구에 따르면, 변수들의 영향력의 상대적 순위는 시간이 흐르면서 변하는 것으로 나타났다. 둘째로 배출권가격이 전력가격에 전가된다는 기존의 이론이 최근 데이터에서도 입증되고는 있으나 그 전가의 정도는 충격반응함수 기준으로 볼 때 미미한 것으로 나타났다. Sijm 등 (2006, 2008)은 수요가 완전히 탄력적이면 (가격이 주어졌다면), 탄소비용의 전력가격 전가율 (PTR: the pass-through rate)은 0에 이른다고 하였다. 그의 이론에 따르면 시장이 과거보다 경쟁적으로 변화해 왔다고 볼 수 있다. 본 연구는 일간 자료에서 내생변수로서 5개 변수를 활용한 벡터오차수정모형을 구축하였으나 향후에는 외생변수 (온도, EUA-CER스프레드, 에너지가격 차이 등)를 감안한 확장모형을 구축하여 모형의 완성도를 높여나가고, 나아가 개별 국가적 차원에서 배출권가격에 대한 연구가 보다 세밀하게 진행될 필요가 있다.

참고문헌

- 김명직, 장국현 (1998). <금융시계열분석>, 경문사, 서울.
- 김수이 (2007). <배출권거래 가격결정요인 분석과 전망>, 기본연구보고서 07-07, 에너지경제연구원, 경기.
- 김양우 (1992). <Johansen 공적분기법에 의한 시계열분석>, 업무참고자료 제 3호, 한국은행 금융경제연구소, 서울.
- 신양규 (2009). 글로벌경제위기에서 콜금리와 환율의 인과관계에 관한 연구. <한국데이터정보과학지>, **20**, 655-660
- 유지성 (1995). <계량경제학원론>, 박영사, 서울.
- Bunn, D. and Fezzi, C. (2007). *Interaction of European carbon trading and energy prices*, FEEM Working Paper No 63.
- Bunn, D. and Fezzi, C. (2008). A vector error correction model of the interactions among gas, electricity and carbon prices : An application to the cases of germany and united kingdom. In *Market for carbon and power pricing in Europe*, edited by F. Gulli.
- Choi, M. S., Hwang, S. Y. and Park, J. A. (2007), Analysis of multivariate financial time series using cointegration: Case study. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **18**, 73-80.
- Fezzi, C. and Bunn, D. (2009). Structural interactions of European carbon trading and energy prices. *The Journal of Energy Markets*, **2**, 53-69
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral models. *Econometrica*, **37**, 424-438.
- Honkatukia, J., Mälkönen, V. and Perrels, A. (2008). Impacts of the european emissions trade system on finnish wholesale electricity prices. In *Market for carbon and power pricing in Europe*, edited by F. Gulli.
- Jeong, K. H. and Nishiyama, Y. (2007). Nonparametric granger causality test. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **18**, 195-210.
- Johansen, S. and Juselius, K (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration - With application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economic and Statistics*, **52**, 169-210

- Kim, T. H., Lee, S. D. and Cho, J. J (2007). Statistical tests for the lead-lag relationship between the stock and the business indicator. *Journal of the Korean Data & Information Science Society*, **18**, 41-50.
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*, Springer, Germany.
- Lütkepohl, H. and Krätzig M. (2004). *Applied time series econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Mansanet-Bataller, M., Tornero, A. and Valor, E. (2007). CO2 prices, energy and weather. *Energy Journal*, **28**, 73-92.
- Sijm, J., Hers, S., Lise, W. and Wetzelaer, B. (2008). *The impact of the EU ETS on electricity prices*, Final report to DG Environment of the European Commission.
- Sijm, J., Neuhoff, K. and Chen, Y. (2006). CO2 cost pass-through and windfall profits in the power sector. *Climate Policy*, **6**, 49-72.

The analysis of EU carbon trading and energy prices using vector error correction model[†]

Gi Duck Bu¹ · Kiho Jeong²

²Daegu Bank Economic Research Division

³School of Economics and Trade, Kyungpook National University

Received 11 March 2011, revised 13 April 2011, accepted 22 April 2011

Abstract

This study uses a vector error correction model to analyze the daily time series data of the spot price of EUA (European Union Allowance). As endogenous variables, five variables are considered for the analysis, including prices of crude oil, natural gas, electricity and coal in addition to carbon price. Data period is Phase 2 period (April 21, 2008 to March 31, 2010) to avoid Phase 1 period (2005-2007) where the EUA prices were distorted. Unit-root and cointegration test results reveal that all variables have a unit root and cointegration vectors exist, so a vector error correction model is adopted instead of a vector autoregressive model.

Keywords: Carbon trading prices, cointegration, unit root, vector error correction model.

[†] Authors are grateful to Professor Kim, Soo-I (Wonkwang University), Professor Kim, Tae Kyun (Kyungpook National University), Professor Lee, Jae Min (Kyungpook National University) for their helpful comments.

¹ Deputy Director, Daegu Bank Economic Research Division, Daegu 706-712, Korea.

² Corresponding author: School of Economics and Trade, Kyungpook National University, Daegu 702-701, Korea. E-mail : khjeong@knu.ac.kr