

# EU-ETS 배출권가격 결정요인 분석: 과잉할당량을 중심으로\*

홍이슬\*\* · 오형나\*\*\* · 홍종호\*\*\*\*

## 논문 초록

본 연구에서는 대표적 탄소시장인 유럽 배출권시장에서 가격하락요인으로 지목되어 온 배출권 과잉할당을 포함하여 배출권가격 결정요인을 분석하였다. 유럽 배출권가격 결정요인에 관한 연구 중 과잉할당량을 계량분석 모형에 포함한 사례는 아직까지 없었다. 본 연구는 과잉할당량이 배출권가격에 미치는 영향에 대한 실증분석 필요성을 바탕으로 거래제 단계 내 차입효과 모의변수와 함께 과잉할당량을 직접 계산하여 설명변수에 포함하였다. 과잉할당량은 문헌에서 논의된 방식에 따라 기준시나리오를 산정한 후 이를 실제 할당량과 비교하여 계산하였다. 분석 결과, 본 연구의 주요 변수인 과잉할당량과 주가지수, 전력스프레드, 주가지수와 전력스프레드의 상호작용항, 유가, 극한 기온이 유의한 수준의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

핵심 주제어: 유럽연합 탄소배출권거래제, 배출권가격, 과잉할당

경제학문헌목록 주제분류: Q4, D4

투고 일자: 2015. 2. 18. 심사 및 수정 일자: 2015. 12. 24. 게재 확정 일자: 2016. 1. 15.

\* 이 논문은 한국연구재단 BK21플러스 사업 “기후변화 위험시대 회복탄성을 고려한 적응전략 연구”의 연구비 지원을 받아 수행된 연구임.

\*\* 제1저자, 세계은행 컨설턴트, e-mail: lhong1@worldbank.org

\*\*\* 제2저자, 경희대학교 국제학과 부교수, e-mail: h.oh@khu.ac.kr

\*\*\*\* 교신저자, 서울대학교 환경대학원, 환경계획연구소 및 아시아에너지환경지속가능발전연구소 교수, e-mail: hongjongho@snu.ac.kr

## I. 서론

배출권거래제도에서 배출권가격의 동향정보는 시장참여자와 정책결정자 등 탄소 시장에 관련된 이들에게 매우 중요한 정보이며, 제도의 환경적 효율성을 좌우하는 요소이다. 이론적으로 배출권가격은 온실가스의 한계저감비용과 같기 때문에 (Aatola, Ollikainen, and Toppinen, 2013) 정책결정자들은 배출권거래제를 통해 감축비용에 관한 정보를 얻을 수 있다. 감축의무 대상자인 기업에게도 배출권가격은 배출권 판매, 이월, 배출권 관련 리스크 관리 및 헤징 등 배출권관련 자산관리에 있어 필수적인 정보이다. 또한, 배출권가격은 기업들이 탄소배출량을 감축할 것인지, 배출권을 구매할 것인지를 판단하는 기준이 된다. 따라서 배출권가격이 지속적으로 하락하면 기업의 온실가스 감축 투자유인이 위축(김재원, 2013; McAllister, 2009) 되어 배출권거래제가 감축방안으로 작동하는 것을 저해하게 된다.

이러한 배경 하에서 유럽연합 탄소배출권시장(이하 EU ETS)에서 목격된 배출권 가격의 불안정성 및 폭락현상이 많은 우려를 불러왔고, 배출권가격 예측 및 배출권 가격 결정요인 등에 관한 다수의 연구가 이루어졌다. 배출권의 과잉할당(또는 과잉공급)이 배출권가격 하락의 주요 요인으로 지목되어 왔음에도 대부분의 실증분석 모형이 배출권의 수요측면 가격결정 요인에 초점을 맞추면서 공급측면 가격결정 요인인 과잉할당을 설명변수로 사용하지 않아 과잉할당이 배출권가격에 미친 효과는 실증적으로 검증되지 않았다.

본 연구는 선행연구를 바탕으로 배출권가격 분석모형을 구축하되 과잉할당 요인을 모형에 직접 반영함으로써 기존 문헌과의 차별성을 기하고자 한다. 나아가 배출권가격 결정모형의 추정결과를 바탕으로 거래제의 실효성과 관련된 정책적 함의를 제시한다. 이러한 작업은 2015년부터 우리나라에서 시행되고 있는 배출권거래제의 효과성에 대한 의미 있는 시사점을 제공해 줄 것이다.

논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서 배출권가격 결정요인에 관한 문헌을 정리한다. 제Ⅲ장에서 실증분석을 위한 계량모형과 분석에 사용한 데이터를 소개한 후, 제Ⅳ장에서는 추정결과를 정리한다. 끝으로 제Ⅴ장에서 연구결과를 요약한 후 시사점을 논의하고자 한다.

## II. 문헌 연구

### 1. 수요 측 요인

배출권가격을 분석하는 다수의 실증연구(Maydybura and Andrew, 2011; 부기덕·정기호, 2011; 이은정, 2013)에 따르면 연료가격은 배출권 가격을 결정하는 가장 중요한 수요측 요인이다. 유럽 탄소배출권(European Union Allowance; EUA)의 최대수요자는 발전사이고 발전연료 전환을 통한 감축비용이 가장 저렴하기 때문에(Chevallier, 2011), 대표적인 발전연료인 석탄과 천연가스의 상대가격이 변동하면 배출권 수요 및 가격이 변동하게 된다.<sup>1)</sup> 저탄소연료인 천연가스의 상대적 가격이 하락(상승)하면 석탄에서 천연가스로의 연료전환(반대 방향의 연료전환)이 일어나면서 배출권의 수요가 감소(증가)하고 그 결과 배출권가격이 하락(상승)한다(Rickels, Duscha, Keller, and Peterson, 2007; Mansanet- Bataller, Pardo, and Valor, 2007; Aatola, Ollikainen, and Toppinen, 2013).

발전연료의 전환은 석탄가격보다 가스가격에 더욱 민감하게 반응하는 것으로 알려져 있는데(Alberola, Chevallier, and Cheze, 2008), 가스가격이 원유가격과 연동되어 있기 때문에 결국 원유가격과 배출권가격이 연관된다. 원유가격이 상승하면 가스가격이 상승하게 되어 석탄이 매력적인 발전연료가 되기 때문이다. 유가가 배출권가격에 영향을 미치는 또 다른 기작은 유가상승으로 인한 대체 및 소비감소효과를 고려해볼 수 있는데, 양승룡(2009)에 의하면 발전부문에서의 연료전환에 따른 영향이 소비감소효과를 능가한다. 이러한 배출권가격과 유가의 상관관계는 김수이(2007)의 연구에서 실증적으로 확인된 바 있다.

전력가격 역시 배출권가격에 영향을 미칠 수 있다(Bunn and Fezzi, 2007). 전력회사의 입장에서 장기적으로는 규제대상인 고탄소연료보다 청정에너지를 이용하는 것이 바람직한데, 후자의 경우 비용이 많이 들기 때문에 전력가격이 상승하여 회사

1) 한편, 배출권가격은 발전비용의 일부로서 배출권가격이 상승할 경우 배출계수가 낮은 연료로의 전환을 유도하여 발전사의 연료수요 및 연료가격에 영향을 미친다. 그런데 기존문헌에 따르면(김수이, 2007),  $t$ 기 연료가격은  $t$ 기 배출권가격에 영향을 미치는 반면, 연료전환에 시간이 소요됨에 따라  $t$ 기 배출권가격은  $t+s$ ( $s > 0$ )기 연료가격에 영향을 미치게 된다. 즉, 동시적 쌍방향 인과관계는 존재한다고 보기 어렵다.

의 수익성이 높아져야 투자가 가능해진다. 따라서 전력가격 상승은 청정에너지로의 전환을 유도할 수 있고 결과적으로 배출권에 대한 수요와 배출권가격을 하락시키는 방향으로 작용할 수 있다(이재우, 2008).

기온은 또 다른 수요측 요인으로, Mansanet-Bataller, Pardo, and Valor (2007)의 연구에서 극한 기온이 지속되면 배출권 가격이 상승하는 것으로 드러났다. 냉난방을 위한 에너지사용량이 증가하면서 탄소배출량과 배출권수요가 증가하기 때문이다. 특히 폭염이 발생하는 여름에는 냉각이 어렵다는 점 때문에 원자력 발전량의 확대가 제한되어 화석연료를 이용한 발전이 폭염에 의한 초과수요를 충당하면서 탄소배출량이 증가한다(Rickels, Duscha, Keller, and Peterson, 2007). 혹한 역시 배출권수요를 증가시킨다. 유럽에서는 겨울철에 전기난방보다는 가스난방이 주로 이용되는데, 이 때 에너지공급자들이 전력회사보다는 난방사업자에게 우선적으로 가스를 배정하기 때문에 전력회사는 온실가스 배출계수가 훨씬 높은 석탄을 이용하게 된다. 정리하면 혹한 기상이 발생할 때 전반적인 전력수요 상승에 따른 배출량 증가에 더해 석탄발전 비율이 증가함으로써 배출권 수요와 가격에 영향을 미치게 된다(양승룡, 2009).

기온 외에도 강수량과 풍량 역시 배출권가격에 영향을 미치는 기후요인으로 고려해 볼 수 있으나 기존의 각 연구별로 상관관계의 유무가 상이하게 나타났다. 유럽의 발전원 구성에서 수력발전과 풍력발전의 비율이 높지 않고 저수량의 한계로 강수량과 수력발전량 사이에도 비례관계가 불분명한 측면이 있어 본 연구에서는 설명변수로 사용되지 않았다.

Maydybura and Andrew (2011), 부기덕·정기호(2011) 등의 실증연구에서 볼 수 있듯, 경기변동도 배출권가격 결정요인의 하나이다. 경기호황기에는 생산활동 증가로 에너지 사용량이 많아져 탄소배출이 증가한다. 이는 배출권 수요증가로 이어져 배출권가격이 상승하게 되며, 경기불황에는 반대방향으로 작용하게 된다. 경기효과는 발전, 철강, 제지 등 에너지 집약산업에서 더욱 크게 나타난다(이은정, 2013).

기타 기술적·제도적 요인도 있다. 저탄소기술이 도입되면 생산량의 하락 없이도 탄소배출량은 줄어들고 배출권수요 및 가격이 하락할 것이다.<sup>2)</sup> 배출권가격을

2) 이러한 개념이 반영된 지표가 탄소집약도이다. 탄소집약도는 탄소배출량을 국내총생산으로 나눈 값으로, 일정 정도의 경제적 산출을 위해 배출하는 이산화탄소량이다.

인위적으로 조정하는 상한가와 하한가제, 또는 고정가격제 등의 제도적 요인도 배출권가격에 영향을 미친다. 이들은 배출권가격 붕괴나 상승의 저지선으로 작용하여 제도가 직접 적용되는 시장의 배출권가격 뿐 아니라 연계된 시장에까지 영향을 미칠 수 있다. Sartor (2012)는 영국의 하한가제가 유럽연합배출권 수요 및 가격에 영향을 미친다고 밝힌 바 있다.

## 2. 공급 측 요인

배출권가격에 가장 직접적으로 영향을 미치는 공급측 요인은 배출권의 공급량인 할당량, 즉 배출량 상한(Cap)이다. 배출량 상한이 낮으면 배출권가격이 상승하고, 높으면 가격이 하락하게 된다. 과잉할당은 수요 측면의 경기침체와 함께 배출권가격 하락의 주요한 요인으로 지목되어 왔다(Stavins, 2012).

거래제의 특징상 배출량 상한은 배출권가격의 중장기적 추이를 결정하는 요인으로, 가격의 단기 변동을 설명할 수 있는 요인은 아니다. 다만 각국의 배출예상량이 발표되고 수정되는 시점에서는 배출권가격이 배출권상한에 단기적으로도 영향을 받는다(Lepone, Rahman, and Yang, 2011; 이재우, 2008). Lepone, Rahman, and Yang (2011)에 따르면, 회원국이 국가할당계획을 발표할 때 충분한 배출권 할당이 예상되면서 배출권가격이 하락한 반면, 유럽연합집행위원회(European Commission; EC)가 국가할당계획에서 제안된 할당량을 삭감할 때에는 배출권가격이 상승하였다.

배출권 제출 의무의 상쇄와 배출권의 이월 또는 차입 등의 제도적 요인 역시 배출권가격 결정요인에 해당한다. 상쇄는 제한된 배출량 상한 외에 추가적으로 배출권의 공급을 창출하는 효과가 있다. 한편, 이월과 차입은 배출권의 공급시기를 조정하는 효과가 있다. 현재 보유하고 있는 배출권의 이월이 가능한 가운데 가격이 상승할 것으로 기대되면 배출권을 매도하지 않고 보유하려는 경향이 강해지면서 현재 기의 배출권가격을 지지하는 요인으로 작용할 수 있다(이재우, 2008). 그러나 배출권이 과잉 공급되어 잉여배출권이 다음 기(期)로 이월되는 경우 배출권 과잉 공급에 따른 가격하락 효과 또한 다음 기로 이월된다. 차입은 현재 공급량에 미래 공급 분까지 더하는 효과가 있어 적어도 현재시점의 배출권가격을 하락시킬 수 있는 요인이 된다.

### 3. 기존 분석모형

배출권가격 결정요인을 분석한 기존의 연구들은 수요 측 요인만을 반영하여 실증 분석한 경우가 많았다. 기존 연구에서 이용된 모형 중 가장 기본적인 것은 선형회귀모형으로, 연구자들은 핵심적으로 분석하고자 하거나 새로이 분석하고자 하는 설명변수들을 모형에 추가해 나가면서 분석하였다. Mansanet-Bataller, Pardo, and Valor (2007)는 기존에 분석된 적 있는 에너지 가격 변수에 날씨 변수를 새로이 추가하여 분석하였으며, Maydybura and Andrew (2011)는 EU ETS 2기 동안의 글로벌 금융위기가 배출권가격 하락에 기여한 것으로 보고 경기요인을 다중회귀 모형에 포함하였다. 또한, 종속변수인 배출권가격과 설명변수의 이론적 관계에 따라 선형회귀모형에 설명변수의 비선형항, 상호작용항, 시차항등을 추가적으로 포함하여 모형을 확장시켜나가는 방법도 이용되었다(Hintermann, 2010). 이 외에 Aatola, Ollikainen, and Toppinen (2013)는 전력가격을 도구변수로서 회귀모형에 반영하였다.

하나의 회귀모형만으로 요인간의 변화하는 작용 양상을 반영하기는 어렵기 때문에 같은 모형에 데이터의 특성을 달리하여 여러 번 분석하는 방법이 있다. Hintermann (2010)은 2005년의 배출권 가격폭락 이후에 배출권가격 결정원리에 변화가 있을 것으로 전제하고 데이터의 구간을 2006년 4월의 배출권 가격폭락 전과 후로 각각 나누어 분석하였다. 김수이 (2007)와 이재우 (2008)는 가격결정요인이 배출권가격에 반영되기까지 걸리는 시간을 고려하여 일간데이터와 주간데이터를 각각 이용하여 분석하였다.

배출권가격과 가격결정요인간의 쌍방향 관계를 분석하기 위해 벡터자기회귀모형(Aatola, Ollikainen, and Toppinen., 2013) 또는 벡터오차수정모형(Bunn and Fezzi, 2007; 이은정, 2013; 백정호·김현석 2013; 부기덕·정기호, 2011)을 이용하여 분석한 연구도 다수 존재한다. 벡터오차수정모형을 이용하여 분석한 경우에도 선형회귀모형을 이용한 연구에서와 마찬가지로 일간데이터와 월간데이터를 이용하여 각각 분석하거나 데이터 구간을 나누어 각각 분석할 수 있으며(이은정, 2013; 부기덕·정기호, 2011), 변수 사이의 구조적 제약을 미리 설정하여 구조벡터자기회귀모형을 이용할 수 있다(부기덕·정기호, 2011).

공급 측 요인을 가장 간단하게 반영한 예로 이재우(2008)는 2005년 실적치 공개

모의변수를 사용하였다. 백정호·김현석(2013)은 벡터오차수정모형을 이용한 연구에서 실적치 공개 모의변수를 오차수정항에 포함하였다. Lepone, Rahman, and Yang(2011)은 보다 더 공급측 요인에 초점을 맞추어 2기 시행에 관련된 뉴스발표가 배출권가격에 미치는 영향을 사건연구 방식으로 분석하였다. 유일하게 이재우(2008)는 모의변수가 아닌 연속데이터를 이용하였는데, 청정개발체제 탄소배출권 발행량을 설명변수로 다중회귀모형에 포함하였다.

위의 연구들은 공급측면을 고려하고는 있으나 유럽연합탄소배출권 발행량과 직접 연동된 변수를 사용하지 않았기 때문에 과잉할당효과를 직접 추정할 수 없다. 본 연구는 선행연구를 바탕으로 배출권가격 분석모형을 구축하되, 유럽연합탄소배출권 과잉할당 요인을 모형에 직접 반영하여 배출권가격에 미치는 효과를 추정한다는 점에서 기존 문헌과 구별된다.

### Ⅲ. 실증모형 및 자료

#### 1. 모형

식 (1)은 수요 측 요인만을 반영한 배출권가격의 추정식으로 기존 문헌<sup>3)</sup>에서 분석된 설명변수와 그들의 교차항이 포함된 모형이다. 식 (1)은 기존 연구에서 유의한 영향이 있다고 밝혀진 요인들의 종류를 나타낸 식으로, 실제 기존의 각 연구에서는 데이터의 특성에 따라 차분이나 로그차분을 통해 변환된 데이터를 추정에 이용하였다.

$$dEUA_t = \alpha_1 + \beta_1 dEUA_{t-1} + \beta_2 dEUA_{t-2} + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\gamma} + \beta_3 Oil_{t-1} \times FTSE_t \quad (1) \\ + (\beta_4 CDS_{t-1} + \beta_5 CSS_{t-1}) FTSE_{t-1} + \beta_6 ExtTemp_t \\ + (\beta_7 S_{t-1} + \beta_8 W_{t-1}) CDS_{t-1} + (\beta_9 S_{t-1} + \beta_{10} W_{t-1}) CSS_{t-1} + u_t$$

$$\mathbf{X}_t: \{CDS_t, CSS_t, dOil_t, dFTSE_t\}$$

본 연구는 식 (1)에 과잉할당에 따른 누적초과공급량과 차입모의변수, 분석 기간

3) 김수이(2007), 백정호·김현석(2013), 부기덕·정기호(2011), 이재우(2008), Alberola, Chevallier, and Cheze(2008), Hintermann(2010), Mansanet-Bataller, Pardo, and Valor(2007), Maydybura and Andrew(2011), Rickels et al. (2007) 등.

동안 각 연도의 배출권 제출일 모의변수를 설명변수로 추가한 추정식 (2) 를 사용하여 공급 측 요인이 배출권 가격에 미치는 영향을 통계적으로 추정하고자 한다. Augmented Dickey Fuller (ADF) 검정을 통해 각 변수의 안정성을 확인한 뒤, 불안정한 변수는 1차 차분을 통해 안정화한 후 추정하였다. 안정성 검정의 결과는 제 IV장 추정결과 부분에 제시하였다.

$$\begin{aligned}
 dEUA_t = & \alpha_1 + \beta_1 dEUA_{t-1} + \beta_2 dEUA_{t-2} + \mathbf{X}_{t-1} \boldsymbol{\gamma} + \beta_3 Oil_{t-1} \times FTSE_{t-1} \quad (2) \\
 & + (\beta_4 CDS_{t-1} + \beta_5 CSS_{t-1}) \times FTSE_{t-1} + \beta_6 ExtTemp_t \\
 & + (\beta_7 S_{t-1} + \beta_8 W_{t-1}) CDS_{t-1} + (\beta_9 S_{t-1} + \beta_{10} W_{t-1}) CSS_{t-1} \\
 & + \beta_{11} dWtdAccOver_t + \beta_{12} Borrow_t + \beta_{13} Veri07 + \beta_{14} Veri08 \\
 & + \beta_{15} Veri09 + \beta_{16} Veri10 + \beta_{17} Veri11 + \beta_{18} Veri12 + u_t \\
 \mathbf{X}_{t-1}: & \{CDS_{t-1}, CSS_{t-1}, dOil_{t-1}, dFTSE_{t-1}\}
 \end{aligned}$$

식 (1) 과 (2) 의  $dEUA_t$  는 종속변수로  $t$  기와  $t-1$  기 사이의 배출권 가격의 변화량을 의미하며  $dEUA_{t-1}$  과  $dEUA_{t-2}$  는 각각 종속변수의 전기값과 전전기값이다. 배출권 가격결정요인을 밝히기 위한 Hintermann (2010) 의 방법을 따라 배출권 가격의 시차항을 포함함으로써 배출권가격이 외생변수들의 함수인지 아니면 배출권 가격이 그 자체의 관성에 따라 움직이는지 확인할 수 있다. 기존 연구에서 배출권 가격의 시차항은 포함되지 않은 경우에서부터  $t-1$  기만 포함되는 경우,  $t-2$  기까지 포함되는 경우, 최대는  $t-3$  까지 포함된 경우가 있었다. 기존 연구의 대부분은  $t-2$  기 시차항까지를 포함하지만 Hintermann (2010) 처럼  $t-3$  기 시차항까지 포함한 경우가 있어  $t-3$  기 시차변수까지 포함하여 분석해 보았다.<sup>4)</sup> 그러나  $t-3$  기 시차항은 유의하지 않은 것으로 분석된 바 다수의 기존 연구보다 모형을 확장할 필요성은 없는 것으로 판단하여  $t-2$  기 시차항까지를 포함한 분석모형을 채택하였다.

$\mathbf{X}_{t-1}$  는 수요 측 요인을 나타내는 설명변수로, 청정 다크 스프레드(clean dark spread) 와 청정 스파크 스프레드(clean spark spread) 의  $t-1$  기 값인  $CDS_{t-1}$  와  $CSS_{t-1}$ , 1차 차분된 원유가격의 전기값인  $dOil_{t-1}$ ,  $t$  기 경기변동변수의 1차 차

4)  $t-3$  기 시차항까지 포함하여 분석한 결과는 부록의 <Table A. 2>에 제시되어 있다.

분값인  $dFTSE_t$ 가 포함되어 있다. 청정 다크 스프레드와 청정 스파크 스프레드는 각각 석탄화력발전사와 가스화력발전사의 배출권 가격이 고려된 전력판매 순이익으로 Alberola, Chevallier, and Cheze(2008)의 연구에서 설명변수로 이용된 바 있다. 그런데 이들 두 전력 스프레드의 계산과정에서 연료가격과 함께 배출권가격이 전력생산비용으로 반영되기 때문에 내생성 문제가 발생할 수 있어 본 연구에서는 두 스프레드의 전기값( $CDS_{t-1,y}$ 와  $CSS_{t-1,y}$ )을 설명변수로 사용하였다.<sup>5)</sup>

원유가격은 NYMEX의 데이터로, 시차로 인해 동일 날짜의 유럽 배출권 가격보다 늦게 관측되는 점을 고려하여 전기값인  $dOil_{t-1}$ 를 사용하였다.<sup>6)</sup> 기존 연구에서 연료가격의  $t-1$ 기보다 더 이전의 전기값들(대부분의 경우  $t-2$ 기까지)을 이용한 경우가 있어 기존연구에서 반영됐던 대로  $t-2$ 기까지 포함하여 분석해보았다. 그러나  $t-2$ 기의 항들은 유의하지 않게 분석되어 모형이 불필요하게 복잡해지는 것을 피하고자  $t-2$ 기의 항들은 포함하지 않았다. 현재항과  $t-2$ 기까지 포함한 분석 결과는 부록의 <Table A.2>에서 볼 수 있다.

식 (1) 과 (2)에는 수요 측 요인 변수간의 교차항이 포함되어 있다. 이는 경기에 따라 전력수요가 변하면서 원유가격에 따라 연료선택이 받는 영향( $Oil_{t-1} \times FTSE_{t-1}$ )의 정도가 달라지고 전력생산연료가격에 대한 민감도( $(\beta_4 CDS_{t-1} + \beta_5 CSS_{t-1}) \times FTSE_{t-1}$ )가 변하면서 배출권가격에 영향을 미칠 수 있다는 점을 반영한 것이다. 한편, 기존 연구에서 극한 기온이 배출권 가격에 영향을 미친다고 밝혀져 있어 극한기온여부를 모의변수로 반영하였다. 또한 계절의 변화는 전력수요를 통해 배출권의 수요 및 가격에 영향을 미칠 수 있어 여름모의변수인  $S_t$ 와 겨울모의변수인  $W_t$ , 그리고 이들과 각 전력 스프레드의 교차항 역시 모형에 포함하였다.<sup>7)</sup>

5) Alberola, Chevallier, and Cheze(2008)의 연구에서도 모든 에너지가격은 현재값을 사용하지 않고 전기값들을 사용하였는데, 그 이유로 현재기의 값은 유의하지 않게 분석되기 때문이라 설명하고 있다. 본 연구에서도 현재항 보다도 전기값을 사용하는 것이 내생성문제와 변수의 유의성 면에서 합리적이라고 판단하였다. 또한 미국의 황산화물(SO<sub>2</sub>) 배출권시장을 연구한 Helfand et al. (2006)의 연구에서도 추정된 시차항 값이 이용된 바 있다.

6) Mansanet-Bataller, Pardo, and Valor(2007)의 연구에서 배출권가격과 유가간의 상관관계는  $t$ 기의 배출권가격이  $t$ 기 유가가 아닌  $t-1$ 기 유가에 의해 영향을 받는다는 점이 밝혀진 점을 고려하더라도  $dOil_{t-1}$ 을 설명변수로 사용하는 것이 보다 합리적이다.

Veri07부터 Veri12까지의 모의변수들은 2007년부터 2012까지 각 연도마다 4월 25일부터 4월 30일 사이에 유럽연합 전체의 전년도 온실가스 배출 실적치가 공개될 때 배출권가격이 영향을 받는지 확인하기 위한 모의변수이다.

기존 연구에서 이용된 추정식 (1) 과 본 연구의 추정식 (2) 의 차이는 공급 측 변수인 일별 가중치가 부여된 누적과잉할당량( $WtdAccOver_t$ )과 차입 모의변수( $Borrow_t$ ), 실적치 공개 모의변수( $Veri01 - Veri12$ )의 포함 여부이다. 아래의 식 (3) 은 매년 누적과잉할당량( $AccOver_y$ )이 어떻게 구성되는지를 보여준다.

$$AccOver_y = Surplus_y + Carried_y \quad y: \text{각 연도} \tag{3}$$

$$\begin{aligned} \text{여기서, } Surplus_y &= Cap_y - V_y \tag{4} \\ &= \left[ (\widehat{E}_y^* + eE_y) - RT_y \right] - \left[ V_y \right] \\ &= \left[ (\widehat{E}_y^* + eE_y) - RT_y \right] - \left[ \widehat{E}_y^* - \zeta(\Psi_y - \widehat{\Psi}_y) \right] \\ &= [eE_y - RT_y] + \zeta(\Psi_y - \widehat{\Psi}_y) \\ &= Over_y + \zeta(\Psi_y - \widehat{\Psi}_y) \end{aligned}$$

배출권의 가격은 공급량의 절대적 크기가 아닌, 수요 대비 공급량의 상대적 크기에 의해 결정된다. 이에 본 연구에서는 공급량에 해당하는 상한 배출량( $Cap_y$ )과 수요량에 해당하는 검증배출량( $V_y$ )의 차이(이하에서 초과공급으로 명명)를 설명변수로 추가하고 초과공급의 가격효과를 추정하였다.

배출권의 초과공급은 회원국들의 의도적인 예상배출량 부풀리기( $eE_y$ )라는 전략적 요인과 예상하지 못했던 배출량 예측 오차( $\zeta(\Psi_y - \widehat{\Psi}_y)$ ) 두 가지 요인의 합으로 나누어진다(식 (4) 참조). EU-ETS 1, 2기의 배출량 상한은 회원국들의 국가할당계획을 취합하여 수립되는데, 회원국들은 과거배출량기반할당(Grandfathering)을 위한 배출량 산정과정에서 자국의 합리적인 예상 배출량( $\widehat{E}_y^*$ )에 추가적으로 예상 배출량을 과장( $eE_y$ )함으로써 유럽연합 본부와 합의한 목표배출삭감량( $RT_y$ )만큼 삭감하더라도 여전히 자국의 할당량이 부족하지 않게 하려는 유인을 가지게 된다. 회원국들의 이러한 전략적 행동은 유럽탄소시장 전체의 배출권 과잉공급을 유발한다.

7) 식 (2)의  $(\beta_7 S_{t-1} + \beta_8 W_{t-1}) CDS_{t-1} + (\beta_9 S_{t-1} + \beta_{10} W_{t-1}) CSS_{t-1}$ 에 해당한다.

이 외에 배출권수요 추정에서 발생한 예측오차에 따른 교란항의 영향이 고려된다. 교란항은 예측하지 못한 외부충격에 의한 배출권 수요 변동, 즉  $\zeta(\Psi_y - \widehat{\Psi}_y)$ 를 의미한다. 배출량 예측오차는 경기침체나 연료가격 변동 등, 수요 측 변수에서 이미 반영되어 있다. 따라서 공급 측 요인은 전략적으로 의도된 과잉할당량( $Over_y = eE_y - RT_y$ )으로 가정하였으며, 추정과정에서는  $y$ 년도 목표배출삭감량( $RT_y$ )을 반영하기 이전의 합리적인 예상배출량( $\widehat{E}_y^*$ )과 실제할당량( $Cap_y$ ) 간의 차이를 과잉할당량( $Over_y$ )으로 계산하여 사용하였다.<sup>8)</sup>

누적과잉할당량에는 당해 초과공급에 추가로 전년도로부터 이월된 배출권의 양( $Carried_y$ )이 포함된다. 배출권의 이월량 역시 배출권가격에 영향을 미치는 공급 측 요인의 하나이기 때문이다. EU ETS 1기에서는 남은 배출권을 2기로 이월하는 것이 허용되지 않았으며, 2, 3기에는 잉여배출권을 다음기로 이월하여 사용할 수 있다. 1기의 배출권은 1기가 끝나면서 유효성이 만료되므로 2005년부터 2007년 말까지만 누적과잉할당량( $AccOver_y$ )으로 계산되며, 2기의 경우에는 2008년부터 시작하는 누적과잉할당량을 계산하여 반영함으로써 이월의 효과를 모형에 고려하였다.

한편, 배출권거래제 단계 간 차입이 허용되지는 않으나 매년 2월 28일 배출권 발행을 마치도록 되어 있고, 4월 30일에 전년도 배출량에 해당하는 배출권을 제출하게 되어 있어(European Commission, 2003) 각 단계 내에서 연속적인 두 해 사이에 차입효과가 나타난다. 3월 1일부터 4월 30일까지는 배출권이 풍부해지는 시기가 되며 이 영향이 배출권 제출 이후 한 달 정도까지 지속된다는 가정 하에 3월 1일부터 5월 31일까지를 차입모의 변수( $Borrow_t$ )로 반영한다.

박순철·조용성(2013)이 언급한 바와 같이, 청정개발체제 탄소배출권 가격 역시 EUA 가격의 공급 측 요인의 하나이다. 그러나 청정개발체제 탄소배출권의 거래가 2008년부터 시작되었기 때문에 2005-12년을 분석기간으로 하는 본 연구의 설명변수로 활용할 수 없었다. 다만 청정개발체제 탄소배출권 가격 데이터 확보가 가능한 2008년 3월 14일 이후기간 만을 대상으로 한 분석에서 청정개발체제 탄소배출권가격을 설명변수의 하나로 추가한 결과 청정개발체제 탄소배출권가격이 유럽연합 배

8)  $Cap_y - \widehat{E}_y^* = [\widehat{E}_y^* + eE_y - RT_y] - \widehat{E}_y^* = eE_y - RT_y = Over_y$

출권가격 결정요인의 하나임을 확인할 수 있었다.<sup>9)</sup>

## 2. 자료

### (1) 배출권가격(*EUA*, *PCER*)

EU ETS에서 배출권의 거래는 현물보다는 선물거래로 이루어지기 때문에 선물가격이 거래참여자들의 의사결정으로 형성되는 가격을 대표하기에 적합하다. 본 연구에서는 Thomson Reuters에서 제공하는 ECX의 일일 선물가격을 이용하였다. 유럽 탄소거래량의 80% 이상이 ECX에서 거래되고 있어(Maydybura and Andrew, 2011, pp. 123-142) 유럽 시장을 대표하는 가격으로 ECX 선물가격을 이용할 수 있다. 자료의 단위는 €/ton이며 선물 근년물 가격으로 배출권가격 데이터를 구성하였다. 청정개발체제 탄소배출권 가격(*PCER*) 역시 같은 거래소의 선물 근년물 가격으로 구성되었다.

### (2) 에너지가격(*CDS*, *CSS*, *Oil*)

에너지가격 및 전력스프레드 변수 역시 일간 데이터를 사용했다. 청정다크스프레드( $CDS_{t-1}$ )와 청정스파크스프레드( $CSS_{t-1}$ )는 I4CE(Institute for Climate Economics)의 배출권거래제 관련 월간 보고서인 Tendances Carbone에서 사용하는 방법으로 계산되었으며 그 방법은 다음 식 (5)', (5)''과 같다.<sup>10)</sup>

$$\text{Cleandarkspread}(\text{€/MWh}) = \frac{P_{\text{coal per MWh}}}{\text{Coal plant efficiency rate}} - P_{\text{EUA}} \times \text{coal CO}_2 \text{ emissions factor} \quad (5)'$$

$$\text{Clean spark spread}(\text{€/MWh}) = \frac{P_{\text{gas per MWh}}}{\text{Gas efficiency factor}} - P_{\text{EUA}} \times \text{gas CO}_2 \text{ emissions factor} \quad (5)''$$

계산에는 전력가격( $P_{\text{power}}$ ), 석탄가격( $P_{\text{coal}}$ ), 천연가스가격( $P_{\text{gas}}$ ), 배출권가

9) 그 결과는 부록의 <Table A. 2>에 정리되어 있다.

10) Tendances Carbone 보고서는 I4CE 웹사이트(<http://www.i4ce.org/publications-2/>)에서 열람할 수 있으며, 지수의 자세한 계산 방법은 [http://www.cdclimat.com/IMG//pdf/methodologie\\_tendances\\_carbone\\_en\\_v8.pdf](http://www.cdclimat.com/IMG//pdf/methodologie_tendances_carbone_en_v8.pdf) 웹문서를 참조하였다.

격( $P_{EUA}$ ), 석탄발전효율, 가스발전효율, 그리고 석탄과 천연가스 각각의 배출계수(emission factor)가 이용된다. 전력가격은 독일과 오스트리아에서 거래되는 전력 가격 지표인 Phelix 가격으로, EEX에서 제공하는 일간 현물가격 데이터를 이용하였다.

석탄가격은 유럽에 기반을 두고 있는 ARA(Amsterdam, Rotterdam, Antwerp)의 API2 1개월물 가격을 이용하였다. 천연가스 가격의 경우 거래가 기록된 기간이 긴 데이터를 이용하기 위해 NYMEX에서 거래되는 Henry Hub의 현물가격을 이용하였다. 김수이(2007)의 연구에서도 가스가격이 국제거래소간 가격 차이가 크지 않고 NYMEX와 IPE에서 거래되는 천연가스 선물가격이 90%이상의 상관관계를 가지고 있다는 이유로 NYMEX에서 거래되는 가스가격을 이용하여 분석한 바 있다. 석탄발전효율, 가스발전효율, 석탄과 가스 각각의 배출계수는 Tendances Carbone에서 이용한 값 중 배출권 최대 수요자인 독일 발전사에 해당하는 값을 이용하였다.

천연가스가격과 연계되어 배출권가격에 영향을 주는 원유가격( $Oil_{t-1}$ )으로는 북해 원유 가격이 이용되었다. 가장 활발하게 거래되는 원유인 서부 텍사스산 중질유와 북해 원유 중(김태선 외, 2013) 생산지가 유럽과 더 가까운 것이 북해 원유이기 때문이다. NYMEX에서 배럴 당 달러로 거래되는 브렌트유의 현물상품 가격을 Eurostat의 환율데이터를 이용하여 배럴 당 유로단위로 변환하여 사용<sup>11)</sup>하였다.

### (3) 기온( $S$ , $W$ , $ExtTemp$ )

계절 및 기온요소는 냉난방에 소요되는 전력수요를 통해 배출권가격에 영향을 미친다. 기온요소는 계절 요소와 극한 기온 요소 두 가지로 반영하였다. 계절 모의변수의 경우 Hintermann(2010)과 백정호·김현석(2013)의 연구에서와 같이 여름 모의변수( $S_t$ )는 6, 7, 8, 9월에 해당하면 1의 값을, 겨울 모의변수( $W_t$ )는 11, 12, 1, 2, 3월에 해당하면 1을 배정하고 나머지는 0으로 배정하여 구성하였다. 최초로 배출권가격에 대한 날씨의 영향을 밝힌 Mansanet-Btaller(2007)의 연구에서와 같이 극한 기온은 이전 기의 기온지표가 연속적으로 최대 5일간 1오분위와 5오분위에 해당할 경우로 정의하였다. 기온지표는 EU ETS 참여국의 도시 중에서 인구가 많

11) 환율데이터의 결측으로 인해 원유가격을 유로화 단위로 환산할 수 없는 경우에는 환율데이터를 내삽하여 이용하였다.

은 지역을 지리적 범위가 중첩되지 않도록 선정 한 후 그 지역의 일별기온을 인구로 가중평균내어 작성하였다.

기온데이터는 ‘European Climate Assessment & Dataset’의 일일 평균기온데이터를 사용하였다. 기상관측소 데이터 중 결측치가 있을 경우 해당 관측소에서 가장 가까운 다른 관측소의 관측치로 대체하였다.<sup>12)</sup> 인구정보는 Eurostat로부터 구하였다.

#### (4) 경기변동 변수(*FTSE*)

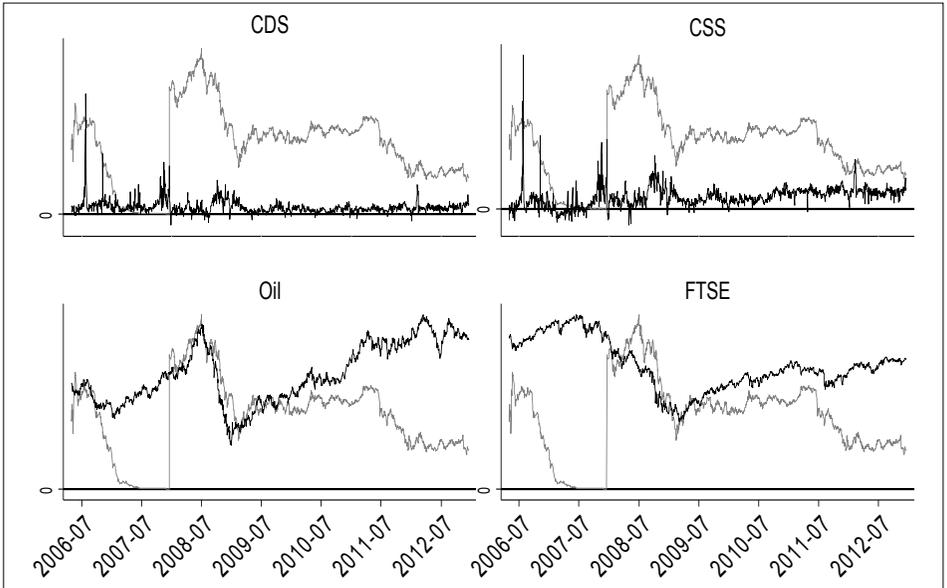
Aatola, Ollikainen, and Toppinen (2013) 과 Hintermann (2010), Koop and Tole (2013) 등은 배출권가격의 일간 변동을 설명하는 모델에서 관측주기가 긴 실질 국내총생산이나 산업생산지수와 같은 거시경제 변수를 대신하여 매일의 경기상황이 반영되는 일일 주가지수를 경기변동의 대리변수로 사용하였다. 본 연구는 Aatola, Ollikainen, and Toppinen (2013) 을 따라 FTSE350지수를(모형에서  $FTSE_t$ 로 반영) 이용<sup>13)</sup>하였는데, 해석상의 편의를 위해 영국 파운드화 단위의 자료를 유로 단위로 변환하여 사용하였다.

〈Figure 1〉은 각 변수들이 어떻게 움직이고 있는지 동향을 나타내기 위한 그래프로, 변수 간 동향 비교의 편의를 위해 그래프 상에서 모든 변수의 값은 절대값이 최대 1이 되도록 조정되었다. 모든 그래프에는 비교의 편의를 위해 유럽연합 탄소 배출권 가격이 회색으로 함께 표시되어 있다. FTSE 주가지수의 경우 2008년부터 2009년 동안에 매우 즉각적이고 강하게 배출권가격과 비슷한 흐름을 보이고 있다.

12) 대체한 관측소 데이터도 결측된 경우 내삽하여 기온데이터를 구축하였다.

13) Dow Jones나 NASDAQ 등의 주가지수도 있으나 이들 시장의 상장사들은 대체로 미국에 기반을 두고 있다. 유럽 탄소시장의 규제를 보다 직접적으로 받는 EU 국가의 기업들은 런던 주식시장에 더 많이 상장되었을 것으로 판단하여 FTSE 지수를 활용하였다. 같은 이유에서 FTSE 100과 FTSE 250보다 이들 모두를 포괄하는 FTSE 350 지수가 배출권시장참여 기업들을 보다 많이 포함할 수 있을 뿐만 아니라 유럽 전반의 경제상황을 더 잘 나타낼 수 있기에 연구 목적에 가장 부합하는 지표라고 할 수 있다.

〈Figure 1〉 Determinants of EUA Price(2006.5.1.-2012.12.17.)



#### (5) 과잉할당 변수

과잉할당량을 계산하기 위해 기존 문헌에서 과잉할당을 어떻게 정의하고 있는지 살펴보았다. 대표적으로 Ellerman and Buchner (2008)는 과잉할당의 두 가지 기준을 제시하고 있다. 첫 번째는 배출량 상한이 기준시나리오<sup>14)</sup> 배출량보다 많은 경우이며, 두 번째는 배출량 상한이 감축목표 달성을 어렵게 할 만큼 느슨한 경우이다. McAllister (2009)는 배출량 상한이 기준시나리오보다 많을 경우 과잉할당으로 본다는 Ellerman and Buchner (2008)의 정의에 덧붙여 배출량 상한이 배출권거래제 시행 이전의 배출량보다도 많은 경우를 절대적 과잉할당이라 칭한다. 이와 구분하여 초기과잉할당에 대해서도 설명하는데, 초기과잉할당은 배출권 거래제 시행 전 배출량 데이터 미비로 인해 기준시나리오 산정이 잘못되어 실제 배출량이 배출량 상한보다도 낮은 경우를 말한다.

유럽연합집행위원회는 국가할당계획을 이용한 할당방식에서 각 국가의 할당계획이 과잉할당인지 아닌지를 판단하는 기준을 마련하여 각국이 제시한 할당 신청량을 조정했다. 집행위원회가 판단하는 기준은 두 가지인데, 첫째는 기준할당량

14) 기준시나리오(Business-As-Usual: BAU)란 특별한 온실가스 감축노력이 없이 현재 추세대로 배출할 경우에 예상되는 배출을 의미한다.

(Indicative Cap) 과 비교하여 할당 신청량이 많은 경우다. 여기서 기준할당량은 탄소집약도( $CI_y$ )와 국내총생산 추세를 고려한 예상 배출량으로 기준시나리오와 비슷한 개념으로 볼 수 있다. 이 기준은 Ellerman and Buchner (2008)의 첫번째 과잉할당 정의와 상통한다고 볼 수 있으며, 이 정의가 여러 곳에서 인정되고 있어 과잉할당의 우선적인 정의로 받아들여도 무방하다. 두 번째 기준은 교토의정서상의 이행 목표를 고려한 각국별 감축부담보다 할당 신청량이 많은 경우다. 유럽연합집행위원회는 교토의정서상의 의무를 고려하여 2기의 배출량 상한이 1기와 대비하여 6% 적게 설정되어야 한다고 권고한다(European Commission, 2005). 교토의정서상의 감축의무에 비추어 판단한다는 점에서 이 기준은 Ellerman and Buchner (2008)의 두 번째 과잉할당 정의와 대응된다.

본 연구에서는 과잉할당의 여러 정의 중 유럽연합집행위원회의 첫 번째 기준을 따라 과잉할당량을 계량화한다. 기준할당량은 유럽연합집행위원회가 국가할당계획 방식 하에서 각 회원국의 예상 배출량 부풀리기를 통한 과잉할당 여부를 판단하기 위해 제시한 기준으로서 기준할당량과 배출량 상한의 차이를 과잉할당으로 볼 수 있다. European Commission (2005)에서 제안하는 기준할당량 개념은 두 가지 전제를 바탕으로 한다. 한 가지는 탄소배출량이 탄소집약도와 경제성장률에 영향을 받는다는 것이다. 다른 한 가지는 EU ETS 참여 부문과 비 참여 부문에서의 배출량이 경제성장률에 동일하게 영향을 받는다는 점이다. 이러한 전제에 따라 유럽연합 집행위원회는 기준할당량을 기준년도 배출량에 국내총생산 성장률과 탄소집약도 향상률을 곱하여 구하도록 권하고 있다. 실제로 여러 연구에서 이 방식을 응용하여 기준시나리오를 구하고 있다. Rathmann et al. (2006)은 2005년 배출량을 기준년도 배출량으로 잡고 PRIMES 모델을 이용하여 얻은 국내총생산 성장률과 탄소집약도 향상률 예측값을 이용하여 기준시나리오를 산정하였다. Ellerman and Buchner (2008)는 국가할당계획에서 보고된 2004년의 배출량을 기준년도 배출량으로 이용하였으며, 다시 2010년에는 2004년의 기후변화협약(UNFCCC)에서 제공하는 배출량 데이터를 기준년도 배출량으로 이용하여 기준할당량을 계산 바 있다.

이 연구의 목적은 국가들의 기준시나리오 과장보고에 따른 결과로서의 과잉할당량을 보고자 하는 것이므로 회원국들이 유럽연합집행위원회의 가이드라인을 얼마나 잘 따랐는지 비교해 보기 위해 최대한 유럽연합집행위원회에서 권고하는 방식에 맞추어 기준할당량을 계산한다. 유럽연합집행위원회가 제안한 기준할당량은 본래 2

기 국가할당계획을 평가하기 위한 기준이지만 일관된 방식으로 연간 과잉할당값을 구하여 하나의 변수로 이용하기 위해 1기 공급 역시 최대한 유럽연합집행위원회가 권고한 이 기준에 맞추어 평가한다.

European Commission (2005)은 기준년도 배출량으로 2003년 국가 총 온실가스 배출량을 제공하고 있어 본 연구에서도 1기 기준할당량 산정을 위한 기준년도 배출량으로 2003년도 값을 이용하였다. 이 때 배출권거래제 참여부문만의 배출량을 구별하기 위해 기후변화협약의 부문별 온실가스 배출량 데이터의 각 부문을 거래제 참여 부문과 대응시켜 참여부문의 배출량을 구한다. 기후변화협약의 부문 구분과 거래제 참여 부문을 대응시키는 방식은 Anderson and Di Maria (2011)의 <Table 2>를 참고하였다.

EU ETS는 바이오매스만을 배타적으로 사용하는 설비는 규제대상에서 제외하고 있어 (European Commission, 2003) 상술한 방법으로 구한 이산화탄소 배출량에서 바이오매스 연소에 의한 배출량을 제함으로써 2003년 참여업종 기준년도배출량을 계산하였다. 2007년에 루마니아가 새롭게 거래제에 참여했기 때문에 2007년의 기준할당량을 계산할 때에는 1기 기준년도 배출량에 동 출처의 데이터 중 루마니아의 데이터를 포함하여 계산하였다. 이와 마찬가지로 방법으로, 2기에 새롭게 참여하는 국가들도 2기 기준할당량 계산에 포함되었다.

2기의 기준할당량을 산정하기 위한 기준년도 배출량은 1기 시행을 전제로 마련되어야 한다. 2기는 1기가 시행되고 난 후에 시행되는 것으로 1기를 통해 탄소배출이 개선된 상태에서의 기준시나리오를 전제해야 2기 시행의 목적에 부합한다. 따라서 1기 시행시의 배출량인 2005년의 검증배출량을 2기 기준시나리오 산정을 위한 기준년도 배출량으로 삼는다. 1기에 보고된 검증배출량 중 2005년의 검증배출량은 배출권거래제 시행 후 최초로 보고된 배출량으로서, 기존의 실제 배출량에 대한 정보 부족으로 인해 과잉감축된 배출량이라는 평가가 있다. 그러나 2005년 배출량 보고 이후 배출권이 과잉할당되었다는 사실이 알려짐으로써 2006년과 2007년에는 배출권거래제 시행으로 인한 시장참여자의 추가적 감축을 유도하지 못했기 때문에 2006년과 2007년의 검증배출량은 2기 배출량 상한 산정을 위한 기준년도 배출량으로는 적절하지 않다.

기준년도 배출량(*Baseline<sub>i</sub>*)에 곱해줄 국내총생산 성장률은 국제통화기금에서 제공하는 실질 국내총생산 데이터를 이용하였다. EU ETS에서 배출량 상한은 각

단계의 시작 전에 미리 설정되어 시행 기 중에 연도별로 조정되지 않지만 매년 배출권의 할당 전에 과잉할당의 영향을 미리 알 수는 있다는 점에서 기준할당량 산정은 그 전년도의 예측값을 이용해서 구한다. 이에 따라 국내총생산은 직전년도에 예측한 값( $E_{y-1}[GDP_y]$ )으로 반영한다. 실제로 Ellerman and Buchner (2008) 과 Anderson and Di Maria (2011)의 연구에서도 감축량과 과잉할당량을 계산하기 위해 직전년도에 예측된 값을 이용하여 계산한 기준시나리오 값과 비교하고 있다.<sup>15)</sup> 탄소집약도는 국제에너지기구의 'CO<sub>2</sub> Emissions from Fuel Combustion' 2013년호에 기재된 데이터 중 유럽연합 국가들의 국내총생산을 이용하여 계산한 연간 탄소 집약도 데이터를 이용하였다. 식 (6)은  $y-1$ 년도에 예측하는  $y$ 년도의 기준할당량 산정식을 나타낸다.

$$Indicative\ Cap_y = Baseline_i \times \frac{E_{y-1}[GDP_y]}{GDP_i} \times \frac{CI_{y-1}}{CI_i} \quad (6)$$

$i$ : 1기의 경우 2003, 2기의 경우 2005

각 해마다 배출권 선물의 만기일이 가까워오에 따라 배출권 가격이 누적과잉할당량으로부터 강하게 영향을 받을 것이 예상되어 만기일까지 남은 일수를 고려하여 일별 가중치를 부여하였다. 배출권 가격결정요인에 가중치를 부여하는 전략은 Hintermann (2010)에서 사용된 바 있다. 일별 가중치가 부여된 누적과잉할당량 ( $WtdAccOver_t$ )은 다음 식 (7)과 같이 계산된다.

$$WtdAccOver_t = \frac{AccOver_y}{e^{\tau-t}} \quad (7)$$

$y$ : 분석기간 동안의 각 연도  $\tau$ : 탄소배출권 선물 근년물의 만기일

이렇게 계산된 기준할당량과 이로부터 구한 과잉할당량, 연간 누적과잉할당량, 가중치가 반영된 누적 과잉할당량은 <Table 1>에 정리되어 있다.

15) 해당 연구에서의 기준시나리오는 본 연구에서의 기준할당량과 같은 역할을 한다.

〈Table 1〉 Estimated Overallocation of EUA

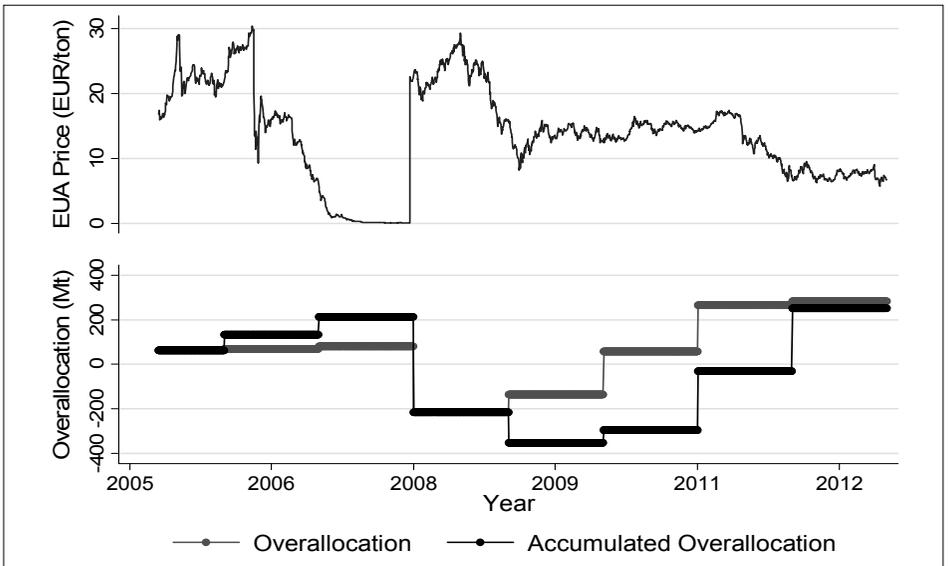
Year	Cap (Mt) (A)	Indicative Cap (Mt) (B)	Overallocation (Mt) (A-B)	Accumulated Overallocation (Mt)	Yearly Average of Weighted Accumulated Overallocation (Mt)
2005	2,089	2,026	62	62	39.25
2006	2,064	1,994	70	133	81.29
2007	2,145	2,064	81	214	135.2285
2008	1,950	2,166	-216	-216	-136.59
2009	1,972	2,108	-136	-352	-223.16
2010	1,998	1,941	57	-295	-187.64
2011	2,017	1,752	265	-31	-19.67
2012	2,228	1,944	284	253	161.58

Note: Cap=the announced cap, Indicative cap = a cap level computed with consideration of GDP projection and carbon intensity.

Source: Hong, L. (2014).

〈Figure 2〉를 보면 계산된 과잉할당량(Over)과 누적과잉할당량(AccOver)이 배출권가격과 음(-)의 관계에 있음을 짐작할 수 있다.

〈Figure 2〉 Overallocation and EUA Price



Source: Hong, L. (2014).

## IV. 추정결과

### 1. 회귀분석

앞서 설명하였듯 추정식 (2)는 기존 연구에서 분석된 설명변수에 배출권의 과잉 할당 변수와 차입모의변수, 각 연도별 실적치 발표 모의변수를 추가하여 구성되었다. 본 연구에서는 구축한 모형을 추정하기 전에 설명변수들의 안정성 여부를 확인하였다. 다음 <Table 2>는 ADF 검정 결과를 정리한 것이다.

<Table 2> Unit Root Tests (ADF)

변수	No Det		Const		C&T	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
EUA	-0.00132	-1.08	-0.00498	-1.96	-0.00499	-1.97
CDS	-0.16360***	-12.02	-0.34377***	-18.31	-0.35695***	-18.74
CSS	-0.10356***	-9.41	-0.26283***	-15.66	-0.30836***	-17.15
FTSE	-0.00022	-0.65	-0.00257	-1.55	-0.00239	-1.28
Oil	0.00006	0.12	-0.00260	-1.34	-0.00587	-2.24
WtdAccOver	-0.00355	-1.61	-0.00359	-1.58	-0.00351	-1.54
PCER	-0.00112*	-1.71	-0.00036	-0.23	-0.00521	-1.69

Note: \* significant at the 10% level; \*\* significant at the 5% level; \*\*\* significant at the 1% level.

단위근 검정 결과를 보면 청정 다크 스프레드와 청정 스파크 스프레드를 제외하고 나머지 다섯 변수는 불안정한 것을 알 수 있다. 가중치가 부여된 누적 과잉할당량을 제외한 불안정한 변수들 사이에 공적분관계가 존재하는지 알아보기 위해 다변량에서도 검정력이 탁월한 Johansen 공적분 검정을 수행하였다. 그 결과는 다음 <Table 3>과 같이 불안정 변수들 사이에 공적분관계가 존재하지 않는 것으로 나타났다.

〈Table 3〉 Johansen Cointegration Tests for Non-Stationary Variables

Maximum Rank	For Full Periods analysis without PCER			For Phase II analysis including PCER		
	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value	Eigenvalue	Trace Statistic	5% Critical Value
0	-	32.3462*	47.21	-	42.9527*	47.21
1	0.01070	14.7066	29.68	0.02079	18.5391	29.68
2	0.00620	4.4995	15.41	0.01215	4.3305	15.41
3	0.00153	1.9805	3.76	0.00372	0.0017	3.76
4	0.00121	-		0.00000		
	constant trend, # of obs=1640, Lag=:16			constant trend, # of obs=1162, Lag=:16		

Note: \* indicates the rank selected by a sequence of trace statistics.

불안정한 변수들의 안정화를 위해 1차 차분한 뒤 다시 단위근 검정을 하여 1차 차분 변수들이 안정적인지 확인하였다. 그 결과는 다음 〈Table 4〉에 정리되어 있다.

〈Table 4〉 Unit Root Tests for First-Differenced Variables (ADF)

Variables	No Det		Const		C&T	
	Coef.	t	Coef.	t	Coef.	t
dEUA	-0.995291***	-41.16	-0.995334***	-41.15	-0.995384***	-41.14
dFTSE	-1.048977***	-42.14	-1.049101***	-42.13	-1.049711***	-42.14
dOil	-1.089862***	-43.98	-1.089969***	-43.98	-1.090049***	-43.96
WtdAccOver	-1.002405***	-41.46	-1.002454***	-41.45	-1.003172***	-41.47
PCER	-0.963733***	-33.62	-0.966232***	-33.69	-0.966636***	-33.69

Note: \* significant at the 10% level; \*\* significant at the 5% level; \*\*\* significant at the 1% level.

불안정했던 다섯 변수가 1차 차분을 통해 안정성을 확보하였다. 검정 결과에 따라 배출권가격, 주가지수, 석유가격, 가중치가 부여된 누적과잉할당량의 경우 1차 차분값을, 나머지 변수는 수준값 자체를 모형 추정에 사용하였다. 모형 추정에는 최소제곱법이 이용되었다.<sup>16)</sup> 부록의 〈Table A. 2〉의 CER 가격을 반영한 모형추정에서 PCER도 1차 차분값으로 반영되었다.

16) 청정개발체제 탄소배출권 가격을 포함한 2기 분석에서는 자기상관이 탐지되어 Newey-West 추정방법을 이용하였다.

〈Table 5〉 OLS Estimation (Dependent Variable: EUA, first-differenced)

Variables	Coefficients	Std. Err.	t	P> t	95% Conf. Interval
<i>dEUA</i> (-1)	0.0008	0.0184	0.04	0.964	-0.0353 0.0370
<i>dEUA</i> (-2)	<b>-0.0560***</b>	0.0187	-2.99	0.003	-0.0928 -0.0193
<i>CDS</i> (-1)	<b>0.0191*</b>	0.0109	1.76	0.079	-0.0022 0.0405
<i>CSS</i> (-1)	<b>-0.0265***</b>	0.0102	-2.6	0.009	-0.0465 -0.0065
<i>dOil</i> (-1)	<b>-0.0248**</b>	0.0099	-2.49	0.013	-0.0443 -0.0053
<i>dFTSE</i>	<b>0.0015***</b>	0.0003	5.97	0	0.0010 0.0020
<i>dWtdAccOver</i>	<b>-0.0374***</b>	0.0010	-37.19	0	-0.0394 -0.0354
<i>Borrow</i>	0.0478	0.0331	1.44	0.149	-0.0171 0.1128
<i>ExtTemp</i>	<b>0.0660**</b>	0.0334	1.97	0.048	0.0004 0.1316
<i>Oil*FTSE</i> (-1)	$1.08 \times 10^{-7}$	$2.35 \times 10^{-7}$	0.46	0.645	$-3.52 \times 10^{-7}$ $5.69 \times 10^{-7}$
<i>CDS*FTSE</i> (-1)	<b><math>-4.31 \times 10^{-6}</math>*</b>	$2.48 \times 10^{-6}$	-1.74	0.083	$-9.17 \times 10^{-6}$ $5.62 \times 10^{-6}$
<i>CSS*FTSE</i> (-1)	<b><math>6.38 \times 10^{-6}</math>***</b>	$2.45 \times 10^{-6}$	2.61	0.009	$1.58 \times 10^{-6}$ $1.12 \times 10^{-6}$
<i>S*CDS</i> (-1)	-0.0031	0.0035	-0.87	0.383	-0.0100 0.0039
<i>W*CDS</i> (-1)	-0.0038	0.0034	-1.11	0.268	-0.0106 0.0029
<i>S*CSS</i> (-1)	0.0004	0.0028	0.16	0.874	-0.0050 0.0059
<i>W*CSS</i> (-1)	0.0022	0.0027	0.83	0.408	-0.0031 0.0075
<i>Veri2007</i>	-0.0699	0.2581	-0.27	0.787	-0.5762 0.4364
<i>Veri2008</i>	-0.2925	0.2523	-1.16	0.247	-0.7875 0.2025
<i>Veri2009</i>	0.1162	0.2527	0.46	0.646	-0.3794 0.6119
<i>Veri2010</i>	0.1916	0.2251	0.85	0.395	-0.2499 0.6332
<i>Veri2011</i>	0.0708	0.2915	0.24	0.808	-0.5011 0.6426
<i>Veri2012</i>	0.0682	0.2535	0.27	0.788	-0.4291 0.5656
<i>Constant</i>	0.0001	0.0633	0	0.998	-0.1240 0.1243

Number of obs = 1548  
F(22, 1523) = 66.49  
P-value < .0001

Note: \* significant at the 10% level; \*\* significant at the 5% level; \*\*\* significant at the 1% level.

위의 회귀분석 결과에서 차분된 배출권 가격의 전전기( $dEUA_{t-2}$ )와 청정 다크 스프레드 시차항 ( $CDS_{t-1}$ ), 청정 스파크 스프레드 시차항( $CSS_{t-1}$ ), 유가 시차항( $dOil_{t-1}$ ), 주가지수( $dFTSE_t$ ), 일별 가중치가 부여된 누적과잉배출량 상한 ( $WtdAccOver_t$ ), 극한 기온( $ExtTemp_t$ ), 각 전력 스프레드와 주가지수의 상호 작용항( $CDS_{t-1} \times FTSE_{t-1}$ ,  $CSS_{t-1} \times FTSE_{t-1}$ )이 통계적으로 유의하게 나타났다. 모형의 적합도를 확인하고자 Durbin-h 검정과 Breusch-Godfrey(BG) 검정을 통해 자기상관을 확인한 결과 두 검정 모두에서 자기상관관계가 없는 것으로 분

석되었다(부록의 <Table A. 4> 참조).

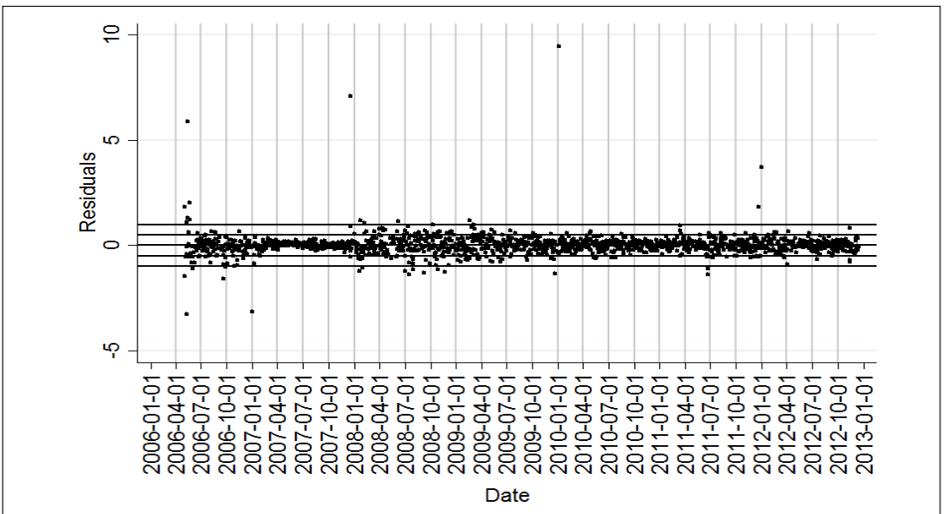
부록의 <Table A. 3>에서 볼 수 있듯이 배출권가격의 시차항을 모형에 포함하였을 때와 포함하지 않았을 때 외생변수들의 설명력이 크게 변하지 않아 다른 설명변수들이 모형에 적절히 포함되었다고 볼 수 있다. 회귀분석 결과를 종합하면 경기변동 요소나 과잉할당 등 시장 충격 요인이 배출권가격에 유의미한 영향을 미치는 것으로 요약할 수 있다.

위의 회귀모형에서 유의하게 드러난 변수만을 포함하여 축소모형을 다시 추정하여 원래의 완전모형과 통계적으로 다른지 F 검정을 통해 확인하였다. 검정을 위해 계산한 F 값은 0.77이고, 이 수치가 5% 유의수준에서의 임계값인  $F(13, 1525) = 1.73$ 보다 작아(P-value=0.69) 두 모형은 통계적으로 같은 것으로 나타났다. 축소모형으로 분석을 수행한 결과는 IV.3절에 제시될 <Table 6>과 같으며 축소모형 역시 자기상관관계는 없는 것으로 나타났다(부록 <Table A. 5> 참조).

## 2. 메타분석

<Figure 3>은 축소모형의 잔차도표이다. 검은색의 가로 줄 다섯 개는 위에서부터 차례로 2표준편차, 1표준편차, 0, -1표준편차, -2표준편차 값을 의미한다.

<Figure 3> Residuals from the Reduced Model



Note: Zero mean and unit variance are demonstrated by this residual plot.

잔차도표를 보면 2006년 상반기와 2008년 한 해 동안 잔차가 2표준편차와 -2표준편차 내에 분포하고 있으며 이를 제외하고는 대부분의 기간 동안 대체로 1표준편차와 -1표준편차 사이에 분포하고 있다. 특정 시기에 높은 변동성이 집중되는 GARCH 특성이 의심되어 GARCH 특성이 통계적으로 유의한지 알아보는 ARCH-LM 검정을 수행하였다. 시차항을 2개까지 포함하여 검정한 결과 ARCH(1)과 ARCH(2) 특성은 나타나지 않았으나<sup>17)</sup> 계량모형에서 고려하지 못했던 다른 요소가 가격변동성에 영향을 미친 것으로 짐작할 수 있다.

2006년 상반기 변동성의 경우, 4월 가격폭락 이후의 충격으로 인한 가격변동성이 4.6%이었다가 5월에 2.8%로 완화되기는 하였으나 여전히 이전의 11개월보다 변동성이 높은 상태였다고 알려져 있다(Leseur, 2006). 이 중에서 잔차의 절대값이 2표준편차 이상으로 높은 값을 보이는 것은 모형에서 고려하지 못한 요소가 배출권 가격 상승압력으로 작용했음을 나타낸다. 실제로 이후에 5월 중반부터 가격이 회복세를 보이고 있는데 그 원인은 두 가지로 분석된다. 첫째는 산업생산지수의 증가이다. 이로 인해 전력생산량이 유로존에서 3.2%, 유럽연합 25개 회원국에서 1.4% 증가해 배출권 수요가 증가했기 때문이다(Leseur, 2006).

두 번째는 잉여배출권을 보유한 거래자들이 바로 배출권을 매도하지 않고 가격이 오르기를 기다렸던 데에 따른 현상이다(Leseur, 2006). 이때까지만 해도 1기 만료까지 시간이 남아 있어 가격상승에 대한 기대심리가 작용한 것으로 보인다. Hintermann(2010)은 같은 충격이라도 1기 종료일까지 시간이 많이 남아 있을수록 충격이 사라지는 것에 대한 기대를 할 수 있어 그 영향이 작다고 해석하였다. 같은 원리로 1기 종료일까지 시간이 남아있었던 2006년 5월에는 앞으로 배출권가격이 상승할 것이라고 기대해 볼 수 있다. 하지만 2007년에는 그러한 기대가 비현실적인 것으로 드러나면서 배출권가격이 하락했다.

2008년 동안에는 잔차가 2표준편차와 -2표준편차 사이에 퍼져서 분포하고 있는데 이는 새로이 교토의정서 상 의무감축 기간과 함께 2기가 시작되면서 시장에 대한 불확실성이 증가하였기 때문으로 풀이된다.

17) 부록의 <Table A.6>에서 ARCH-LM 검정 결과를 볼 수 있다.

## 3. 구조적 단절 검정

EU ETS 1기와 2기는 감축강도와 제도적 안정성 면에서 다른 것으로 알려져 있어 실제 배출권가격 결정구조에 구조적 단절이 있는지 알아보았다. 이를 위해 2기 시작일인 2008년 1월 2일 전과 이후로 기간을 나누어 축소모형을 추정한 후 Chow Test를 실시하였다. Chow 검정 통계량은 209.77이며 이와 비교할 F 분포값은  $F(6, 1554)=2.10$ 으로 구조적 단절이 입증되었다. 거래제 단계별 추정 결과는 다음 <Table 6>과 같다.

&lt;Table 6&gt; Estimates of the Reduced Model: Alternative Sample Periods

Variables	Full Period		Phase I		Phase II	
	Coefficients	t	Coefficients	t	Coefficients	t
<i>dEUA(-2)</i>	<b>-0.0539***</b>	-2.91	<b>-0.0468**</b>	-2.16	<b>-0.0495*</b>	-1.75
<i>CDS(-1)</i>	0.0152	1.55	0.0284	0.54	0.0056	0.42
<i>CSS(-1)</i>	<b>-0.0252***</b>	-2.63	-0.0352	-0.57	-0.0136	-1.21
<i>dOil(-1)</i>	<b>-0.0240**</b>	-2.43	-0.0309	-1.19	<b>-0.0215***</b>	-2.93
<i>dFTSE</i>	<b>0.0015***</b>	5.97	-0.0003	-0.61	<b>0.0019***</b>	9.31
<i>dWtdAccOver</i>	<b>-0.0374***</b>	-37.36	<b>-0.0533***</b>	-43.07	-0.0002	-0.17
<i>ExtTemp</i>	0.0503	1.55	<b>0.0036*</b>	0.06	0.0083	0.32
<i>CDS*FTSE(-1)</i>	<b>-4.13×10<sup>-6</sup>*</b>	-1.75	-5.94×10 <sup>-6</sup>	-0.57	-1.13×10 <sup>-6</sup>	-0.28
<i>CSS*FTSE(-1)</i>	<b>6.37×10<sup>-6</sup>***</b>	2.74	7.43×10 <sup>-6</sup>	0.6	3.05×10 <sup>-6</sup>	0.96
<i>Constant</i>	0.0456	1.63	-0.0099	-0.16	0.0417	1.68
	Observations = 1548 F(9, 1538) = 161.73 P-value < .0001		Observations = 388 F(9, 378) = 208.92 P-value < .0001		Observations = 1160 F(96, 1150) = 12.38 P-value < .0001	

Note: \* significant at the 10% level; \*\* significant at the 5% level; \*\*\* significant at the 1% level.

<Table 6>의 *dWtdAccOver* 값의 통계적 유의성으로부터 다음과 같은 결론을 내릴 수 있다: 1) 1기 배출권가격의 하락은 누적 과잉할당의 영향에 의한 것인 반면, 2) 2기 배출권가격의 하락은 누적과잉할당량보다는 전일 대비 주가지수의 하락, 수익성의 하락 등 다른 요인에 의해 발생한 것으로 해석된다.

## V. 결 론

배출권가격에 대한 회귀분석 결과, 전력스프레드, 유가, 주가지수, 누적과잉할당량, 극한 기온, 전력스프레드와 주가지수의 상호작용항이 통계적으로 유의한 영향을 주는 것으로 나타났다.

모형에서 고려하지 못한 요인들은 주로 시장참여자의 심리적인 요소에 기인한 것들이다. 과잉할당이 보고되어도 시장참여자가 여전히 배출권 수요 증가나 배출권 가격 상승에 대한 기대를 유지하고 있으면 배출권의 초과공급이 가격폭락으로 직결되지 않는다. 또한 잔차도표를 활용한 메타분석을 통해 온실가스 감축의무에 대한 부담이나 정보의 불확실성으로 인해 배출권 부족이 예상될 경우에도 배출권가격이 비교적 높게 유지되면서 불안정한 양상을 띠는 것을 확인하였다.

본 연구의 학술적 기여는 수요를 넘어선 배출권의 공급량(즉, 필요 이상으로 높은 배출량 상한)을 계산하여 배출권 가격 설명변수의 하나로 포함시킴으로써 과잉할당이 배출권가격을 하락시킨다는 점을 실증적으로 분석했다는 데에 있다. 이 연구결과는 배출권가격이 배출권거래제의 환경적 효율성을 담보하는 가격기구로서의 역할을 제대로 수행하기 위해서는 정책설계 단계에서 공급량(배출량 상한 또는 Cap) 설정이 중요함을 시사하고 있다. 과잉할당은 배출권 가격을 하락시켜 기업들의 온실가스 감축을 위한 투자동기를 약화시키기 때문이다. 그러나 McAllister (2009)가 초기 과잉할당에 대해 설명한 바와 같이 거래제 도입 초기 과잉할당이 참여자들의 저항을 완화하여 제도의 도입을 용이하게 해 주는 측면이 있음 역시 간과하지 말아야 할 것이다.

정책적 차원에서 본 연구는 한국의 배출권거래제에서도 초기 배출량 상한 산정이 제도의 성공적 운영에 매우 중요한 요소가 될 것임을 시사하고 있다. 우리나라의 배출권거래제(KETS)는 2015년 시작되었다. 2016년 3월 보고된 온실가스 배출량에 따르면, 2015년 배출권의 공급(배출량 상한 또는 Cap)과 실제 배출총량과의 차이는 3%이내로 심각한 과대할당이나 과소할당은 없었던 것으로 평가되고 있다.

마지막으로 메타분석의 결과로부터 알 수 있는 것은 가격안정을 위해서는 정책적으로 시장에 대한 예측가능성을 높일 필요가 있다는 것이다. 시장 또는 정책과 관련된 불확실성이 큰 경우 거래는 위축된다. 잉여배출권을 가진 업체가 배출권을 매도하는 대신 보유하는 경향을 보이기 때문이다. 1기 유럽배출권시장에서 불확실성

으로 거래를 꺼리던 업체들이 가격하락이 예상되자 배출권을 한꺼번에 매도한 예가 있다. 그 과정에서 배출권가격의 비정상적 상승과 폭락현상이 나타났다. 이 경우 온실가스배출권거래제가 의도하는 효과를 얻을 수 없기 때문에 예측가능하고 안정된 제도설계와 더불어 배출량 상한을 적정하게 설정해야 한다는 사실을 다시 한 번 강조하고자 한다.

## ■ 참고 문헌

1. 김수이, 『배출권거래 가격 결정요인 분석과 전망』, 경기, 에너지경제연구원, 2007.  
(Translated in English) Kim, S., *Analysis of EU Carbon Price Determinants*, Gyeonggi: Korean Energy Economics Institute, 2007.
2. 김재원, “탄소배출권 현황 및 가격변동 요인 고찰,” 『파생상품리서치』, 제2권 제3호, 2013, pp. 119-185.  
(Translated in English) Kim, Jae-won, “State of Carbon Markets and Carbon Price Determinants,” *Derivatives Research*, Vol. 2, No. 3, pp. 119-185.
3. 김태선·김대형·친승혁, 『에너지·탄소배출권 시장개론』, 서울, 경문사, 2013.  
(Translated in English) Kim, Tae-seon, Dea-hyeong Kim and Seung-hyeok Cheon, *Introduction to Energy and Carbon Emission Permit Markets*, Seoul: Kyeongmunsa, 2013.
4. 박순철·조용성 “탄소배출권의 최적 헤지 비율과 시간변동성에 관한 연구: EU ETS의 EUA와 CER을 중심으로,” 『환경정책연구』, 제12집 제4호, 2013, pp. 93-117.  
(Translated in English) Park, Soonchul and Yongsung Cho, “Analysis of Time-Varying Optimal Hedge Ratio and Effectiveness for Carbon Prices: EUA and CER of EU ETS,” *Journal of Environmental Policy*, Vol. 12, No. 4, pp. 93-117.
5. 백정호·김현석, “EU ETS의 장단기 가격결정요인 분석,” 『에너지경제연구』, 제12집 제1호, 2013, pp. 25-43.  
(Translated in English) Baek, Jung-ho and Seok Hyun Kim, “The Relationship between Allocations of Carbon Allowances and Carbon Prices: The Case of EU ETS,” *Korean Energy Economic Review*, Vol. 12, No. 1, pp. 25-43.
6. 부기덕·정기호, “SVECM 모형을 이용한 탄소배출권 가격 연구,” 『자원·환경경제연구』, 제20권 제3호, 2011년 9월, pp. 531-565.  
(Translated in English) Bu, Gi-duck and Kiho Jeong, “The Analysis of EU Carbon Prices

- Using SVECM Approach,” *Environmental and Resource Economics Review*, Vol. 20, No. 3, pp. 531-565.
7. 양승룡, 『국제 탄소시장의 이해』, 경기, 집문당, 2009.  
(Translated in English) Yang, Seung-Ryong, *Understanding of International Carbon Markets*, Jipmoondang, 2009.
  8. 이은정, “유럽시장의 배출권 가격결정요인에 관한 연구,” 서울, 성균관대학교 박사학위논문, 2013.  
(Translated in English) Lee, Eun-jeong, “Study on the Price Determinants of the Emission Allowance in the European Market,” Doctoral Thesis, Sungkyunkwan University.
  9. 이재우, “EU-ETS 탄소배출권 가격 결정요인 분석: 단기 및 중기적 요인을 중심으로,” 『수은해 외경제』, 서울, 한국수출입은행, 2008, pp. 4-28.  
(Translated in English) Lee, Jae-woo, “Analysis of Carbon Price Determinants in EU-ETs: Focusing on Short and Midium Term Factors,” *Exim Overseas Economic Review*, Oct. 2008, pp. 4-28.
  10. 홍이슬, “EU-ETS 탄소가격 결정요인 -과잉할당량을 중심으로”. 서울대학교 환경대학원 석사학위논문, 2014.  
(Translated in English) Hong, L., Determinants of Carbon Prices in the EU-ETS: Focusing on Allowance Oversupply (master’s thesis), Seoul National University, 2014.
  11. Aatola, P., M. Ollikainen, and A. Toppinen, “Price Determination in the EU ETS Market: Theory and Econometric Analysis with Market Fundamentals,” *Energy Economics*, Vol. 36, 2013, pp. 380-395.
  12. Alberola, E., J. Chevallier, and B. Cheze, “Price Drivers and Structural Breaks in European Carbon Prices 2005-2007,” *Energy Policy*, Vol. 36, No. 2, 2008, pp. 787-797.
  13. Anderson, and C. Di Maria, “Abatement and Allocation in the Pilot Phase of the EU ETS,” *Environmental and Resource Economics*, Vol. 48, No. 1, 2011, pp. 83-103.
  14. Bunn, D. and C. Fezzi, “Interaction of European Carbon Trading and Energy Prices,” *Fondazione Eni Enrico Mattei Working Papers*, Fondazione Eni Enrico Mattei, 2007.
  15. Chevallier, J., “Carbon Price Drivers: An Updated Literature Review,” *International Journal of Applied Logistics*, Vol. 4, No. 4, 2011, pp. 1-7.
  16. Ellerman, A. D. and B. Buchner, “Over-Allocation or Abatement? A Preliminary Analysis of the EU ETS Based on the 2005-06 Emissions Data,” *Environmental and Resource Economics*, Vol. 41, No. 2, 2008, pp. 267-287.
  17. European Commission, *Directive 2003/87/EC of the European Parliament and of the Council of 13 October 2003 Establishing a Scheme for Greenhouse Gas Emission Allowance Trading Within the Community and Amending Council Directive 96/61/EC (Text with EEA Relevance)*, Brussels, 2003.
  18. \_\_\_\_\_, *Communication from the Commission - Further Guidance on Allocation Plans for the 2008 to 2012 Trading Period of the EU Emission Trading Scheme*, COM/2005/0703 Final, Brussels, 2005.
  19. Helfand, G., M. Moore, and Y. Liu, “Testing for Dynamic Efficiency of the Sulfur

- Dioxide Allowance Market,” Proceedings of Market Mechanisms and Incentives: Applications to Environmental Policy, U.S. Environmental Protection Agency, 2006. ([http://yosemite.epa.gov/ee/epa/eerm.nsf/vwAN/EE-0499-04.pdf/\\$file/EE-0499-04.pdf](http://yosemite.epa.gov/ee/epa/eerm.nsf/vwAN/EE-0499-04.pdf/$file/EE-0499-04.pdf)).
20. Hintermann, B., “Allowance Price Drivers in the First Phase of the EU ETS,” *Journal of Environmental Economics and Management*, Vol. 59, No. 1, 2010, pp.43-56.
  21. Koop, G. and L. Tole, “Forecasting the European Carbon Market,” *Journal of the Royal Statistical Society: Series A (Statistics in Society)*, Vol. 176, No. 3, 2013, pp.723-741.
  22. Lepone, A., R. Rahman, and J. Yang, “The Impact of European Union Emissions Trading Scheme (EU ETS) National Allocation Plans (NAP) on Carbon Markets,” *Low Carbon Economy*, Vol. 2, No. 2, 2011, pp.71-90.
  23. Leseur, A., “2005 Compliance: Official Shoot, Shaky References,” Tendances Carbone, Paris, Caisse des depots et consignations, 2006.
  24. Mansanet-Bataller, M., A. Pardo, and E. Valor, “CO<sub>2</sub> Prices, Energy and Weather,” *The Energy Journal*, Vol. 28, No. 3, 2007, pp.73-92.
  25. Maydybura, A. and B. Andrew, “A Study of the Determinants of Emissions Unit Allowance Price in the European Union Emissions Trading Scheme,” *Australasian Accounting Business & Finance Journal*, Vol. 5, No. 4, 2011, pp.123-142.
  26. McAllister, L. K., “The Overallocation Problem in Cap-and-Trade: Moving Toward Stringency,” *Columbia Journal of Environmental Law*, Vol. 43, 2009, pp.395-445.
  27. Rathmann, M., G. Reece, D. Phylipsen, and M. Voogt, *Summary of Initial Assessment of National Allocation Plans for Phase II of the EU Emission Trading Scheme*, Ecofys, 2006.
  28. Rickels, W., V. Duscha, A. Keller, and S. Peterson, “The Determinants of Allowance Prices in the European Emissions Trading Scheme: Can we Expect an Efficient Allowance Market 2008?” Keil Working Paper; 1387 Kiel Institute for the World Economy, 2007.
  29. Sartor, O., “The EU ETS Carbon Price: To Intervene, or not to Intervene?,” Climate Brief. CDC Climate Research, Vol. 12, 2012.
  30. Stavins, R., “Low Prices a Problem? Making Sense of Misleading Talk about Cap-and-Trade in Europe and the USA,” *An Economic View of the Environment*, 2012, (<http://www.robertstavinsblog.org/2012/04/25/low-prices-a-problem-making-sense-of-misleading-talk-about-cap-and-trade-in-europe-and-the-usa/>).

〈 부 록 〉

〈Table A.1〉 Summary Statistics (2006.5.2.-2012.12.28.)

Variables	Observations	Mean	Std. Dev.	Min.	Max
dEUA (€/ton)	1709	-0.005	0.668	-3.55	22.59
CDS (€/MWh)	1681	15.568	14.741	-24.92	268.74
CSS (€/MWh)	1667	20.625	17.185	-27.03	257.36
dOil (€/barrel)	1630	0.014	1.288	-7.38	7.16
dFTSE (€)	1650	-0.513	49.622	-267.74	310.40
dWtdAccOver (ton)	1713	0.102	14.419	-414.39	283.47
dPCER (€/ton)	1220	-0.014	0.271	-1.46	1.11

〈Table A.2〉 Estimates of the Extended Models (Dependent Variable: EUA, first-differenced)

Variables	Model including third lagged dependant variable		Model including current and second lagged terms of fuel prices		Model including CER price over Phase II	
	Coefficients	t	Coefficients	t	Coefficients	t
dEUA(-1)	-0.0012	-0.07	-0.0121	-0.61	<b>0.05916***</b>	<b>2.70</b>
dEUA(-2)	<b>-0.0516***</b>	<b>-2.76</b>	<b>-0.0510***</b>	<b>-2.74</b>	-0.00355	-0.16
dEUA(-3)	-0.0003	-0.02				
dPCER					<b>1.04953***</b>	<b>21.14</b>
CDS			<b>-0.1167***</b>	<b>-9.61</b>		
CDS(-1)	0.0177	1.63	<b>0.1148***</b>	<b>5.77</b>	<b>0.01781**</b>	<b>2.14</b>
CDS(-2)			0.0149	1.19		
CSS			<b>0.1152***</b>	<b>9.46</b>		
CSS(-1)	<b>-0.0254**</b>	<b>-2.49</b>	<b>-0.1258***</b>	<b>-6.33</b>	<b>-0.01819**</b>	<b>-2.39</b>
CSS(-2)			-0.0130	-1.04		
dOil			<b>0.0266**</b>	<b>2.50</b>		
dOil(-1)	<b>-0.0242**</b>	<b>-2.45</b>	<b>-0.0236**</b>	<b>-2.29</b>	-0.00632	-1.52
dOil(-2)			-0.0056	-0.56		
dFTSE	<b>0.0015***</b>	<b>5.9</b>	<b>0.0012***</b>	<b>4.50</b>	<b>0.00053***</b>	<b>3.59</b>
WtdAccOver	<b>-0.0374***</b>	<b>-37.31</b>	<b>0.0355***</b>	<b>-34.58</b>	-0.00007	-0.12
Borrow	0.0431	1.3	0.194	1.30	0.00456	0.32
ExtTemp	<b>0.0664**</b>	<b>1.99</b>	0.047	1.47	0.01508	1.04
Oil*FTSE(-1)	$9.28 \times 10^{-8}$	0.4	$-7.16 \times 10^{-8}$	-0.29	$-2.20 \times 10^{-7}$	-1.13
CDS*FTSE(-1)	<b><math>-4.16 \times 10^{-6}</math>*</b>	<b>-1.68</b>	<b><math>-3.38 \times 10^{-6}</math></b>	<b>-1.32</b>	<b><math>-4.90 \times 10^{-6}</math>**</b>	<b>-2.04</b>
CSS*FTSE(-1)	<b><math>6.25 \times 10^{-6}</math>**</b>	<b>2.55</b>	<b><math>6.27 \times 10^{-6}</math>**</b>	<b>2.47</b>	<b><math>5.34 \times 10^{-6}</math>**</b>	<b>2.36</b>
S*CDS(-1)	-0.0023	-0.64	-0.0013	-0.35	-0.00487	-1.21
W*CDS(-1)	-0.0031	-0.89	-0.0016	-0.46	-0.00192	-0.89
S*CSS(-1)	-0.0001	-0.05	-0.0008	-0.28	0.00171	0.84
W*CSS(-1)	0.0017	0.65	0.0002	0.07	0.00036	0.30
Veri2007	-0.0494	-0.19	-0.0238	-0.09		
Veri2008	-0.2811	-1.12	-0.2579	-1.04	-0.16216	-1.13
Veri2009	0.1174	0.47	0.1134	0.46	0.13300	0.84
Veri2010	0.1933	0.86	0.1309	0.59	0.02393	0.97
Veri2011	0.0672	0.23	0.0415	0.12	0.03139	1.45
Veri2012	0.0676	0.27	0.0962	0.39	0.03371	1.08
Constant	0.0026	0.04	0.0381	0.58	0.04347	1.36
	Estimation: OLS Observations = 1545 F(23, 1521) = 63.83 P-value <.0001		Estimation: OLS Observations: 1422 F(28, 1393) = 59.04 P-value <.0001		Estimation: Newey-West Observations: 1162 F(22, 1139) = 73.94 P-value <.0001	

〈Table A.3〉 Effects of the Inclusion of Lagged Dependent Variable on Estimated Coefficients

	with lagged EUA prices	without lagged EUA prices
dEUA (-1)	0.001	-
dEUA (-2)	<b>-0.056***</b>	-
CDS (-1)	<b>0.019*</b>	<b>0.019*</b>
CSS (-1)	<b>-0.027***</b>	<b>-0.025**</b>
dOil (-1)	<b>-0.025**</b>	<b>-0.026***</b>
dFTSE	<b>0.002***</b>	<b>0.002***</b>
dWtdAccOver	<b>-0.037***</b>	<b>-0.037***</b>
Borrow	0.048	0.039
ExfTemp	<b>0.066**</b>	<b>0.065*</b>
Oil×FTSE (-1)	$1.082 \times 10^{-7}$	$1.361 \times 10^{-7}$
CDS×FTSE (-1)	<b><math>-4.306 \times 10^{-6}</math>*</b>	<b><math>-4.177 \times 10^{-6}</math>*</b>
CSS×FTSE (-1)	<b><math>6.384 \times 10^{-6}</math>***</b>	<b><math>5.881 \times 10^{-6}</math>***</b>
S×CDS (-1)	-0.003	-0.003
W×CDS (-1)	-0.004	-0.004
S×CSS (-1)	0.000	0.000
W×CSS (-1)	0.002	0.002
Veri2007	-0.070	-0.066
Veri2008	-0.292	-0.278
Veri2009	0.116	0.120
Veri2010	0.192	0.193
Veri2011	0.071	0.071
Veri2012	0.068	0.075
constant	0.000	-0.003

〈Table A.4〉 Tests for Autocorrelation

lags (p)	Durbin-h Test			Breusch-Godfrey Test		
	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$
1	0.353	1	0.5526	0.358	1	0.5496
2	3.628	2	0.1630	3.679	2	0.1589

H<sub>0</sub>: no serial correlation

〈Table A.5〉 Autocorrelation Tests for the Reduced Model

lags (p)	Durbin-h Test			Breusch-Godfrey Test		
	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$
1	0.034	1	0.8547	0.034	1	0.8542
2	2.572	2	0.2764	2.588	2	0.2742

H<sub>0</sub>: no serial correlation

〈Table A.6〉 ARCH-LM Test for the Reduced Model

lags (p)	$\chi^2$	df	Prob > $\chi^2$
1	1.764	1	0.1841
2	1.592	2	0.4511

H<sub>0</sub>: no ARCH effects vs. H<sub>1</sub>: ARCH (p) disturbance

## The Effect of Allowance Oversupply on Carbon Pricing in the EU Emissions Trading System\*

Leesle Hong\*\* · Hyungna Oh\*\*\* · Jong Ho Hong\*\*\*\*

### Abstract

Although the ‘over-allocation’ of allowances in EU-ETS has been noted as a major cause of carbon price crash in phase I, few studies have analyzed quantitatively the issue of over-allocation in the formation of carbon prices. In this study, we employ new variables such as over-allocation and intra-phase borrowing in our regression model along with other price determinants. Based on the literature, the amount of over-allocation was calculated by comparing the cap to Business-as-Usual emissions. The over-allocation, stock price index, clean dark/spark spread, the interaction term of stock price index and clean dark/spark spread, oil price, and extreme weathers are found to be statistically significant.

**Key Words:** EU-ETS, carbon price, over-allocation

**JEL Classification:** Q4, D4

---

*Received: Feb. 18, 2015. Revised: Dec. 24, 2015. Accepted: Jan. 15, 2016.*

\* This research was supported by the Brain Korea 21 Plus Project “A Research Initiative on Adaptation Strategies with a Focus on Resilience in an Era of Climate Change Risk” from the National Research Foundation of Korea.

\*\* First Author, Consultant, Energy & Extractives GP, World Bank, 1818 H street NW, Washington, DC, USA, Phone: +1-202-473-1208, e-mail: lhong1@worldbank.org

\*\*\* Second Author, Associate Professor, College of International Studies, Kyung Hee University, 1732 Deogyong-daero, Giheung-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do 17104, Korea, Phone: +82-31-201-2160, e-mail: h.oh@khu.ac.kr

\*\*\*\* Corresponding Author, Professor, Graduate School of Environmental Studies and Asian Institute for Energy, Environment, and Sustainability, Seoul National University, 1 Gwanak-ro, Gwanak-gu, Seoul 08826, Korea, Phone: +82-2-880-9518, e-mail: hongjongho@snu.ac.kr